



## RESUMEN

### **Título: Coste de la Vida y Riesgo de Pobreza en las CCAA y las ciudades de España**

#### **Autores y e-mails:**

Alex Costa <sup>1</sup> (alexcostasaenz@gmail.com)

Vittorio Galletto <sup>2</sup> (vittorio.galletto@uab.cat)

Jaume Garcia <sup>3</sup> (jaume.garcia@upf.edu)

Josep Lluís Raymond <sup>4</sup> (josep.raymond@gmail.com)

Daniel Sánchez-Serra <sup>5 6</sup> ([daniel.sanchezserra@oecd.org](mailto:daniel.sanchezserra@oecd.org))

1. Ayuntamiento de Barcelona.
2. Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona (IERMB).
3. Universitat Pompeu Fabra.
4. Universitat Autònoma de Barcelona.
5. OECD Directorate for Education and Skills.
6. Los contenidos de este trabajo son responsabilidad exclusiva de los autores, y no de las organizaciones citadas.

#### **Área Temática:**

2. Desigualdad y pobreza de los territorios.

#### **Resumen:**

La disponibilidad de nuevas fuentes estadísticas con información territorial permite dar un paso más en el análisis del coste de la vida en las CCAA y ciudades de España. En efecto, sobre la base de las estimaciones de coste de la vida desarrolladas por los autores recientemente (IERMB, Working Paper nº20.1 *El Coste de la Vida en las Comunidades Autónomas, Áreas Urbanas y Ciudades de España*) y presentadas en la Reunión de Estudios Regionales de Madrid en 2020, se plantea ahora corregir los resultados de riesgo de pobreza para las CCAA y las ciudades de España.

Para ello se cuenta con dos fuentes, la Encuesta de Condiciones de Vida para el análisis de las CCAA, y una nueva fuente experimental del INE, el Atlas de Distribución de la Renta de los Hogares. Esta segunda fuente permite extender la corrección citada para las ciudades centrales de las Áreas Urbanas Funcionales que ha fijado el INE para la economía española.

La corrección del riesgo de pobreza para las CCAA cuenta con precedentes, como por ejemplo los trabajos de Rubiera et al. (2013) *Efectos de los incrementos del coste de vida sobre el mapa de pobreza en España* y de Lasarte, E., Rubiera F. y Fernández-Vázquez, E (2019) *Does the urban population pay more for food? Implications in terms of poverty*. En este punto corresponde hacer un análisis comparativo de los resultados ya que, aunque el objetivo es común, tanto los resultados obtenidos para las CCAA como las metodologías son distintos.



Para las ciudades, en cambio, la corrección del riesgo de pobreza a partir de la estimación del coste de la vida creemos no tiene precedentes, ya que como se ha dicho se basa en una fuente reciente, en concreto, el Atlas del INE anteriormente citado. Se trata por tanto de la primera aproximación cuantitativa al concepto de “pobreza urbana”, una realidad muy relevante desde el punto de vista de las políticas públicas.

**Palabras claves:** Paridad de Poder de Compra Regional, Precios regionales, Riesgo de Pobreza.

**Clasificación JEL:** C10, E31, I32, R10



## RESUMEN AMPLIADO

# Coste de la Vida y Riesgo de Pobreza en las CCAA y las ciudades de España

- 1.- Precedentes
- 2.- Riesgo de pobreza y coste de la vida en las CCAA
- 3.- La distribución de la renta en las ciudades
- 4.- Riesgo de pobreza y coste de la vida en las ciudades
- 5.- Renta, desigualdad y riesgo de pobreza corregido por PPA

### 1.- Precedentes

El interés de los autores por la estimación de las PPA a nivel territorial o subnacional se remonta a más de diez años. En el documento de *Propuestas y recomendaciones para el Plan Estadístico Nacional 2013-2016*, aprobadas por el Consejo Superior de Estadística en diciembre de 2010 y elaboradas por una Ponencia bajo la presidencia del profesor Raymond Bara, se encuentra en el sector “Precios” la siguiente recomendación prioritaria: “*Proporcionar información por comunidades autónomas sobre niveles de precios, similares a las Paridades de Poder Adquisitivo (PPA) que estima Eurostat por países*”<sup>1</sup>.

Las sucesivas conferencias anuales de la AEER han sido testigo de los frutos de este interés traducido en una persistente línea de trabajo. En la Reunión de Reus de 2015 se presentó el trabajo de estimación de las PPA para las Comunidades Autónomas (CCAA) con una estimación de síntesis derivadas de una doble aproximación, micro y macroeconómica. Posteriormente, en la Reunión de Castelló de 2019, se dio a conocer el trabajo de estimación de las PPA de las regiones de la OCDE, con una metodología macroeconómica basada en la hipótesis de Balassa-Samuelson. Finalmente, en la Reunión de la AEER del año pasado, de Madrid 2020, se dedicó un póster a dar noticia de la aproximación al coste de la vida para las CCAA, Áreas Urbanas y ciudades de España, que los autores publicaron en diciembre de 2020 como documento de trabajo del *Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona (IERMB)*. Este documento fue actualizado meses después para incorporar el efecto que tiene la consideración del coste de la vida en la estimación del riesgo de pobreza de las CCAA (Costa et al 2021).

---

<sup>1</sup> También formaba parte de esa Ponencia Alex Costa, siendo Presidente del INE en aquel momento Jaume Garcia.



El trabajo que presentamos aquí supone un paso más en este tema, esto es, en el análisis del efecto que tiene el coste de la vida sobre el riesgo de pobreza, pero ahora no sólo para las CCAA, sino para las ciudades de España. Este avance ha sido posible gracias a una fuente de datos aparecida recientemente, la estadística experimental del INE *Atlas de Distribución de la Renta de los Hogares* y creemos que es la primera aproximación cuantitativa al concepto de “pobreza urbana” tal como se define en la estadística oficial y para un número importante de nuestras ciudades. No hace falta insistir en la relevancia que estos datos pueden tener desde el punto de vista de las políticas públicas.

Una revisión de la literatura sobre el cálculo de PPA y del riesgo de pobreza se puede encontrar en Costa et al 2021; ahora bien, antes de presentar la metodología y resultados de nuestra aproximación, resulta conveniente hacer una referencia a los trabajos de Herrero et al (2013), Rubiera et al. (2013), Lasarte et al (2015) y Lasarte et al 2019. Estos trabajos tienen un claro interés desde un punto de vista metodológico, pero adolecen de unas también claras limitaciones desde el punto de vista empírico. La base informativa utilizada en estos trabajos es la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF). Esta es una opción lógica teniendo en cuenta la disponibilidad de fuentes en el momento en que se hicieron, pero la utilización de esta fuente, y de los valores unitarios que ofrece, tiene al menos tres problemas en la estimación de las PPA.

En primer lugar un problema evidente: los errores muestrales de la encuesta. En segundo lugar, errores de medida producidos por distintas circunstancias: unidades físicas distintas en grupos de productos, imputaciones por falta de datos con efectos relevantes dado el carácter no lineal del sistema de ecuaciones de demanda, etc<sup>2</sup>. Finalmente, el problema más relevante: al utilizar los valores unitarios del grupo de “Alimentación y bebidas” los resultados no son extrapolables al conjunto del coste de la vida de cada territorio, como se pone claramente de manifiesto al obtener resultados poco realistas que afectan de forma significativa a comunidades como Madrid, Cataluña o Murcia.

Estos sesgos ya fueron detectados en Costa et al (2015) al trabajar con valores unitarios, aunque en este caso fuera no sólo con los de alimentación, sino con todos los disponibles en la encuesta, razón por la cual se modificó la aproximación micro y se complementó con la estimación macroeconómica.

En este punto es necesario ilustrar las diferencias entre los resultados que se obtienen utilizando datos de la EPF, restringidos al consumo de alimentación (concretamente, los

---

<sup>2</sup> El INE esquivaba parte de estos problemas calculando cada valor unitario como el cociente de las sumas elevadas de gasto y de unidades físicas para el conjunto de todos los hogares.



de Rubiera et al 2013), y los resultados obtenidos a partir de una metodología macroeconómica basada en la hipótesis de Balassa-Samuelson, que incluye específicamente el coste de la vivienda (tal como se hace en Costa et al 2021). Con este fin presentamos la Tabla 1.

Las dos primeras columnas representan el “coste de vida espacial” para las CCAA tal como se presentan en el Cuadro 2 de Rubiera et al 2013 para los años 2006 y 2011, en valores índices con valor 100 asignado a la CA (Comunidad Autónoma) con un coste de vida más elevado (correspondientes para ambos años al País Vasco). Destaca que entre los años 2006 y 2011 se producen unos cambios muy significativos tanto en los valores (por ejemplo, de más de 10 puntos la Comunidad Valenciana y en Baleares) así como en el ordenamiento de las CCAA (Cataluña gana 9 posiciones mientras que la Comunidad Valenciana pierde 8); en conjunto, los resultados parecen mostrar una elevada volatilidad en el tiempo, además de algunos resultados llamativos, como puede ser que la CA de Madrid se sitúe en la mitad baja de la ordenación, o que Murcia haya llegado a ser la sexta (2011) o incluso la tercera (2006) Comunidad con el mayor “coste de vida espacial”.

**Tabla 1. Diferencias en los indicadores de coste de vida por CCAA obtenidos en Rubiera et al 2013 (2006 y 2011) y Costa et al 2021 (PPA 2017) (valor 100=máximo)**

| Comunidad Autónoma | Rubiera et al 2013 |                    |                                 |              |              |                              | Costa et al 2021 |              | Diferencia ranking 2011-2017 |
|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------------------|--------------|--------------|------------------------------|------------------|--------------|------------------------------|
|                    | Coste de vida 2006 | Coste de vida 2011 | Diferencia Coste vida 2006-2011 | Ranking 2006 | Ranking 2011 | Diferencia ranking 2006-2011 | PPA 2017         | Ranking 2017 |                              |
| Andalucía          | 93,4               | 88,7               | -4,70                           | 6            | 5            | 1                            | 82,5             | 10           | -5                           |
| Aragón             | 91,4               | 87,5               | -3,92                           | 8            | 7            | 1                            | 84,8             | 6            | 1                            |
| Asturias           | 84,4               | 82,8               | -1,64                           | 15           | 12           | 3                            | 84,8             | 7            | 5                            |
| Baleares           | 90,1               | 79,3               | -10,85                          | 10           | 15           | -5                           | 88,9             | 4            | 11                           |
| Canarias           | 80,3               | 77,9               | -2,38                           | 17           | 16           | 1                            | 83,5             | 9            | 7                            |
| Cantabria          | 85,0               | 79,7               | -5,37                           | 14           | 14           | 0                            | 85,2             | 5            | 9                            |
| Castilla y León    | 89,0               | 84,3               | -4,66                           | 11           | 9            | 2                            | 81,9             | 11           | -2                           |
| Castilla-La Mancha | 90,8               | 82,9               | -7,91                           | 9            | 11           | -2                           | 77,6             | 15           | -4                           |
| Cataluña           | 87,1               | 90,7               | 3,56                            | 13           | 4            | 9                            | 93,0             | 2            | 2                            |
| Com. Valenciana    | 93,4               | 80,9               | -12,45                          | 5            | 13           | -8                           | 78,9             | 14           | -1                           |
| Extremadura        | 82,5               | 76,4               | -6,08                           | 16           | 17           | -1                           | 74,7             | 17           | 0                            |
| Galicia            | 91,9               | 92,1               | 0,16                            | 7            | 3            | 4                            | 81,1             | 13           | -10                          |
| Madrid             | 87,9               | 84,0               | -3,93                           | 12           | 10           | 2                            | 100,0            | 1            | 9                            |
| Murcia             | 96,2               | 88,3               | -7,90                           | 3            | 6            | -3                           | 75,9             | 16           | -10                          |
| Navarra            | 98,0               | 97,4               | -0,58                           | 2            | 2            | 0                            | 84,6             | 8            | -6                           |
| País Vasco         | 100,0              | 100,0              | 0,00                            | 1            | 1            | 0                            | 92,6             | 3            | -2                           |
| Rioja, La          | 94,4               | 85,1               | -9,25                           | 4            | 8            | -4                           | 81,7             | 12           | -4                           |

Fuente: Rubiera et al 2013, Costa et al 2021, y elaboración propia.

En la tabla también se incluye una columna con los valores de PPA del año 2017 calculados en Costa et al 2021, también indexados al valor máximo (en este caso corresponden a Madrid), así como una columna con el ranking de 2017 y otra con la diferencia respecto la posición en el ranking para el año 2011 que se presenta en





Rubiera et al 2013. Cabe destacar aquí la gran diferencia en las posiciones de las CCAA (si bien sean años diferentes), ya que 11 de las 17 Comunidades muestran una diferencia superior a 3 posiciones y sólo una, la última, Extremadura, es coincidente. Por tanto, parece que el cálculo del coste de la vida a partir de información de la EPF restringida a costes de alimentación muestra severas incoherencias, al menos respecto a aproximaciones como la de Costa et al 2021, en la que se incorpora también el coste de la vivienda.

Respecto al análisis del efecto sobre la pobreza sólo apuntar que tampoco en este caso los resultados son asimilables a los que aquí se presentan, no sólo por estar basados en las estimaciones de coste de la vida que se acaban de comentar, sino también por aplicar una definición de pobreza en términos de gasto. Nuestra aproximación, en cambio, quizás porque nuestro interés por las PPA nació en el contexto de la estadística oficial, siempre ha aplicado los conceptos tal como son definidos por la estadística oficial europea y, por tanto, el riesgo de pobreza está referido no a gastos sino a ingresos de los hogares.

Para acabar estas referencias, vale la pena mencionar un muy reciente informe del Banco de España (Forte-Campos et al 2021) que viene a avalar las anteriores apreciaciones. En dicho informe se muestra que las diferencias en el coste de la vida de las ciudades (de hecho, Áreas urbanas funcionales, según la definición del INE) no provienen por el grupo de alimentación, sino justamente por otros capítulos de gastos, especialmente por la vivienda. Estos resultados confirman la limitación de aplicar valores unitarios de alimentación y la idoneidad de tener en cuenta el coste diferencial de la vivienda.

## **2.- Riesgo de pobreza y coste de la vida en las CCAA**

El seguimiento del objetivo europeo de integración social se realiza a través de la tasa de Riesgo de Pobreza y/o Exclusión Social (AROPE) basada en tres indicadores: uno de carácter monetario, el riesgo de pobreza, y dos de carácter no monetario, la carencia material severa y la muy baja intensidad laboral.

El riesgo de pobreza se calcula como la proporción de la población en hogares cuya renta disponible por unidad de consumo se sitúa por debajo del 60% de la mediana de esta variable a nivel español. Dicha medida supone fijar el umbral de pobreza en una cuantía determinada de los ingresos de los hogares, y utilizar unas escalas de equivalencia que permitan tener en cuenta la composición de los hogares y las correspondientes economías de escala en términos de gasto. A partir de los datos de ingresos de la Encuesta de Condiciones de Vida para el año 2019, el riesgo de pobreza

para el conjunto de la población española se situó en el 20,7%<sup>3</sup>, con las cifras de ingresos de 2018. Los resultados para las CCAA aplicando un único umbral nacional en euros se recogen en la primera columna de la Tabla 2.

Estos cálculos suponen implícitamente que la capacidad adquisitiva de cada euro es la misma en todas las CCAA, de forma que el umbral nacional en euros permite el acceso a una misma cesta de bienes y servicios, independientemente de la comunidad donde esté el hogar. Ahora bien, la evidencia de las PPA indica que hay diferencias sustanciales de coste de la vida entre CCAA (Costa et al 2021). Que el coste de la vida sea distinto significa que con la cantidad monetaria fijada en el umbral nacional no se podrá comprar la misma cesta de bienes y servicios, porque esa cesta será más cara o más barata, según el valor de la PPA de cada territorio.

**Tabla 2: Riesgo de Pobreza y PPA de las Comunidades Autónomas (2018)**

| 2018                                  | Umbral nacional | Umbral CCAA | Umbral nacional (PPA) | PPA (España = 100) |
|---------------------------------------|-----------------|-------------|-----------------------|--------------------|
| <b>ESPAÑA</b>                         | 20,6            | 19,4        | <b>20</b>             | 100                |
| <b>01 Andalucía</b>                   | 31,3            | 18,3        | <b>28</b>             | 95,1               |
| <b>02 Aragón</b>                      | 17,9            | 20,8        | <b>17,3</b>           | 97,9               |
| <b>03 Asturias, Principado de</b>     | 20,7            | 24,1        | <b>20,1</b>           | 97,7               |
| <b>04 Baleares, Illes</b>             | 12              | 18,1        | <b>15</b>             | 102,7              |
| <b>05 Canarias</b>                    | 28,5            | 18,8        | <b>27,3</b>           | 97,2               |
| <b>06 Cantabria</b>                   | 17,3            | 20,1        | <b>16,7</b>           | 98,8               |
| <b>07 Castilla y León</b>             | 12,9            | 14,5        | <b>11,6</b>           | 94,3               |
| <b>08 Castilla - La Mancha</b>        | 26,2            | 21          | <b>21,9</b>           | 89,7               |
| <b>09 Cataluña</b>                    | 13,9            | 19,5        | <b>15,9</b>           | 107,8              |
| <b>10 Comunitat Valenciana</b>        | 23,7            | 20,9        | <b>20,3</b>           | 91,3               |
| <b>11 Extremadura</b>                 | 31,5            | 14,9        | <b>21,2</b>           | 96,1               |
| <b>12 Galicia</b>                     | 20              | 20          | <b>17,1</b>           | 93,3               |
| <b>13 Madrid, Comunidad de</b>        | 15              | 21,9        | <b>21,6</b>           | 116,4              |
| <b>14 Murcia, Región de</b>           | 27,7            | 16          | <b>18,5</b>           | 87,4               |
| <b>15 Navarra, Comunidad Foral de</b> | 7,7             | 14,7        | <b>6,5</b>            | 98,4               |
| <b>16 País Vasco</b>                  | 10              | 20,5        | <b>11,5</b>           | 106,3              |
| <b>17 Rioja, La</b>                   | 12,3            | 17,8        | <b>11,7</b>           | 94,5               |

Nota: Las tasas de riesgo de pobreza para España están calculadas sin incluir Ceuta y Melilla.

Fuente: INE y elaboración propia.

Para resolver este problema hay que tener en cuenta la diferencia de coste de la vida y fijar el umbral nacional para cada comunidad autónoma corregido por PPA. De esta

<sup>3</sup> Esta tasa es del 20,6% si excluimos Ceuta y Melilla, cifra relevante dado que en el cálculo de las PPA realizado en el trabajo no se incluyen dichas ciudades autónomas.



forma se podrá afirmar que, con esos umbrales fijados en PPA, se puede adquirir la misma cesta de la compra en todas las CCAA, a pesar de los diferentes precios de los productos de esa cesta. Los resultados de este planteamiento se presentan en la tercera columna de la Tabla 2.

Una alternativa para resolver el problema de la heterogeneidad regional en el cálculo del Riesgo de Pobreza ha sido calcular la tasa de Riesgo de Pobreza con umbrales regionales, esto es, calcular un umbral específico de cada una de las CCAA, teniendo en cuenta el valor de las medianas por unidad de consumo de la distribución de la renta para cada una de las CCAA<sup>4</sup>. Estos resultados aparecen en la segunda columna de la Tabla 2.

El empleo de un único umbral en euros puede exagerar las diferencias en el riesgo de pobreza, ya que no se tiene en cuenta que en las CCAA con un nivel de renta más bajo también los precios serán algo más bajos y, a la inversa, que las CCAA con mayor renta tendrán que enfrentarse con precios superiores. Tal como muestra la primera columna de la Tabla 2, entre el valor de menor riesgo de pobreza (7,7%) y el mayor (31,5%) hay una diferencia de 23,8 puntos porcentuales. Cuando se tiene en cuenta el distinto coste de la vida estas diferencias quedan suavizadas. En efecto, en la segunda columna de la tabla entre el valor más bajo (6,5%) y el más alto (28%) la diferencia ahora es de 21,5 puntos porcentuales.

El sistema de calcular el riesgo de pobreza con umbrales regionales todavía modifica más este diferencial, ya que en este caso el mínimo es de 14,7% y el máximo de 24,1%, con una distancia entre los valores extremos de 9,4 puntos porcentuales. Ahora bien, este método, si bien aplica para cada territorio una misma definición de riesgo de pobreza, no asegura en ningún caso que el nivel de vida considerado en cada una de las CCAA sea el mismo. Esto es, se aplica una misma definición del umbral, que es en realidad una medida de desigualdad, pero no hay en el cálculo la búsqueda de un nivel de vida común, una misma cesta de bienes y servicios a la que deben acceder los hogares en cualquiera de las CCAA.

La consecuencia de utilizar umbrales regionales se puede ejemplificar con el siguiente ejemplo. Si en dos CCAA el nivel de renta es muy distinto pero la desigualdad es la misma, el riesgo de pobreza será el mismo. Este es el caso de la comparativa entre País Vasco y Galicia. El riesgo de pobreza con umbral nacional en euros es de 10% y 20% respectivamente. Hay el doble de riesgo en Galicia. Cuando se corrige con las PPA el diferencial se estrecha de forma significativa: ahora para el País Vasco el riesgo de

---

<sup>4</sup> En Costa et al 2021 se recogen las referencias de trabajos hecho con esta óptica, como por ejemplo: Faura-Martínez et al (2016), Ayala y Ruiz-Huerta (2020) y Llano (2020).





pobreza es un 11,5% y en Galicia un 17,1% (un 50% más, no el doble). Ahora bien, cuando se aplican los umbrales regionales, como en la desigualdad de la renta es similar en ambas CCAA, las cifras pasan a ser del 20,5% en el País Vasco y del 20% en Galicia: ahora hay mayor riesgo de pobreza en el País Vasco que en Galicia.

El cálculo del riesgo de pobreza con umbrales regionales no es incorrecto, ya que aplica la definición oficial del riesgo de pobreza. Sin embargo, para un análisis comparativo del riesgo de pobreza, en términos de no poder alcanzar un nivel de vida común de referencia, parece más adecuado un sistema con un umbral único corregido por los niveles de precios de cada territorio, lo que equivale a vincular este umbral al acceso a una cesta común de bienes y servicios expresada en términos reales.

### 3.- La distribución de la renta en las ciudades

La estadística experimental del INE *Atlas de Distribución de la Renta de los Hogares* ha abierto la puerta a extender análisis territoriales a un nivel impensable hasta hace poco tiempo. El *Atlas* ofrece los datos de riesgo de pobreza para ciudades españolas en el período 2015 a 2018. Para corregir este dato teniendo en cuenta nuestras estimaciones municipales de PPA, debemos modelizar la distribución de la renta por unidad de consumo y, sobre esta base, estimar el riesgo de pobreza con el umbral nacional corregido, al alza o a la baja, en función del dato de la PPA.

Para especificar un modelo capaz de ajustar la distribución de la renta por unidad de consumo, el *Atlas* ofrece una información de gran valor. En efecto, no sólo nos informa del porcentaje de población en riesgo de pobreza con el umbral del 60% de la mediana nacional, sino que ofrece ocho datos más, para tres umbrales fijos (5.000 €, 7.500 € y 10.000 €) y para cuatro umbrales relativos además del 60% (40%, 50%, 140%, 160% y 200%). Teniendo en cuenta que el período de información disponible va desde 2015 a 2018, esto supone que para cada ciudad contamos con 36 datos de la distribución. En la Tabla 3 se muestra el ejemplo de estos datos para la ciudad de Barcelona y el año 2018.

**Tabla 3: Porcentajes de población por debajo de nueve umbrales de renta por unidad de consumo. Barcelona (2018)**



| Barcelona. 2018  | Umbrales | Población (%) |
|--|----------|---------------|
| Población con ingresos por unidad de consumo por debajo del 5.000 Euros    | 5.000,0  | 6,4           |
| Población con ingresos por unidad de consumo por debajo del 7.500 Euros    | 7.500,0  | 11,6          |
| Población con ingresos por unidad de consumo por debajo del 10.000 Euros   | 10.000,0 | 18,6          |
| Población con ingresos por unidad de consumo por debajo 40% de la mediana  | 6.006,0  | 8,3           |
| Población con ingresos por unidad de consumo por debajo 50% de la mediana  | 7.507,5  | 11,7          |
| Población con ingresos por unidad de consumo por debajo 60% de la mediana  | 9.009,0  | 15,4          |
| Población con ingresos por unidad de consumo por debajo 140% de la mediana | 21.021,0 | 53,8          |
| Población con ingresos por unidad de consumo por debajo 160% de la mediana | 24.024,0 | 62,1          |
| Población con ingresos por unidad de consumo por debajo 200% de la mediana | 30.030,0 | 75,4          |

Fuente: *Atlas de Distribución de la Renta de los Hogares*, INE.

Sobre la base de esta información, se ha especificado el siguiente modelo teórico.

Como información de partida, para cada ciudad se dispone del valor de la función de distribución para nueve puntos y cuatro años (2015, 2016, 2017 y 2018). El objetivo perseguido es formular un modelo que permita interpolar los valores intermedios no observados. Una forma simple de afrontar este objetivo sería una simple interpolación lineal entre los dos puntos observados con la finalidad de predecir el punto intermedio. No obstante, nuestro objetivo, a más largo plazo, es ser capaces de construir toda la distribución de la renta.

La información inicial para cada año es, por tanto, nueve puntos de una función de distribución, que podemos denominar  $p_i$ , para cada nivel de renta y cuatro años.

Denominando  $x_i$  a la renta, se trata de hallar una función no lineal del tipo:

$$p_i = f(x_i) + u_i$$

que cumpla las siguientes propiedades aparejadas a una función de distribución:

- 1)  $p_i \rightarrow 1$  si  $x_i \rightarrow \infty$
- 2)  $p_i \rightarrow 0$  si  $x_i \rightarrow 0$
- 3) Si  $x_1 > x_0$ , los valores estimados de  $p_1$  y de  $p_0$  deben verificar  $p_1 > p_0$

Una generalización de la función logística que verifica estas propiedades y que se adapta bastante bien a los datos, es la siguiente:

$$p_i = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 \ln x_i + \delta_i)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 \ln x_i + \delta_i)}$$

en donde  $\delta_i$  es una variable ficticia temporal de año. Así, para cada ciudad se dispone de un total de 36 observaciones y se estiman 6 coeficientes, con lo que se dispone de 30 grados de libertad.



Si  $\beta_1$  y  $\beta_2$  son positivos, se puede comprobar que:

Si  $x_i \rightarrow \infty$ , se verifica  $p_i \rightarrow 1$

Si  $x_i \rightarrow 0$ , dado que el logaritmo de un número no negativo y que se aproxima a cero tiende a  $-\infty$ , en este caso también se verifica que  $p_i \rightarrow 0$ . Obsérvese que es precisamente la inclusión del logaritmo de la renta, además del nivel de renta, la variable explicativa que garantiza que la variable dependiente tienda a cero cuando la variable explicativa tiende también a cero. En la regresión logística estándar sería preciso rentas tendentes a menos infinito para obtener un  $p_i$  tendente a cero.

La relación no lineal que describe el comportamiento de la función de distribución, a efectos de facilitar su estimación, se puede linealizar como:

$$p_i = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 \ln x_i + \delta_i)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 \ln x_i + \delta_i)}$$

$$1 - p_i = \frac{1}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 \ln x_i + \delta_i)}$$

A partir del cociente se deduce:

$$\frac{p_i}{1 - p_i} = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 \ln x_i + \delta_i)$$

y tomando logaritmos:

$$\ln \frac{p_i}{1 - p_i} = (\beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 \ln x_i + \delta_i)$$

Con el objetivo de efectuar la estimación se define:

$$y_i = \ln \frac{p_i}{1 - p_i}$$

y la ecuación a estimar es del tipo:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 \ln x_i + \delta_i + u_i$$

donde  $u_i$  es el tradicional término de perturbación aleatoria.

Una vez estimada la ecuación, si se dispone de información sobre  $p_0$ ,  $x_0$  y  $x_1$ , si se desea obtener el valor de  $p_1$  se puede partir de:

$$p_0 = f(x_0) + u_0$$



$$p_1 = f(x_1) + u_1$$

en donde  $f(x_i)$  es la función no lineal de la renta.

Tomando diferencias se obtiene:

$$p_1 - p_0 = f(x_1) - f(x_0) + (u_1 - u_0)$$

Alternativamente:

$$p_1 = p_0 + [f(x_1) - f(x_0)] + (u_1 - u_0)$$

En las ecuaciones estimadas siempre se verifica que si  $x_1 > x_0$ , también se verifica que  $f(x_1) > f(x_0)$ . No obstante, para que también siempre se cumpla que  $p_1 > p_0$ , a la perturbación aleatoria se le puede asignar su valor esperado de cero, de forma que, condicionado a los valores observados de  $p_0$ ,  $x_0$  y  $x_1$ , el predictor vendrá dado por:

$$\hat{p}_1 = p_0 + [f(x_1) - f(x_0)]$$

en donde:

$$f(x_1) = \frac{\exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 \ln x_1 + \hat{\delta}_i)}{1 + \exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 \ln x_1 + \hat{\delta}_i)}$$

$$f(x_0) = \frac{\exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_0 + \hat{\beta}_2 \ln x_0 + \hat{\delta}_i)}{1 + \exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_0 + \hat{\beta}_2 \ln x_0 + \hat{\delta}_i)}$$

Como ilustración se muestra el modelo estimado para tres ciudades con unos valores de PPA distintos respecto a la media nacional: Barcelona (PPA = 1,21), Valladolid (PPA=1,02) y Murcia (PPA = 0,93)<sup>5</sup>.

<sup>5</sup> El *Llindar* es el valor del umbral y el *l\_Llindar* es su ln; *L\_odds* es el ln del *odds ratio* definido como  $p_i / (1 - p_i)$ . En el Anexo se presenta una tabla con los estadísticos de los modelos estimados para las 67 ciudades analizadas.



Barcelona

Modelo 12: MCO, usando las observaciones 1-36

Variable dependiente: l\_ods

|                        | coeficiente | Desv. típica          | Estadístico t | valor p   |     |
|------------------------|-------------|-----------------------|---------------|-----------|-----|
| const                  | -13.8605    | 0.414791              | -33.42        | 2.70e-025 | *** |
| Llindar                | 5.76481e-05 | 3.62369e-06           | 15.91         | 3.64e-016 | *** |
| l_llindar              | 1.30293     | 0.0496236             | 26.26         | 2.96e-022 | *** |
| Any_2018               | -0.202648   | 0.0161312             | -12.56        | 1.76e-013 | *** |
| Any_2017               | -0.168017   | 0.0161254             | -10.42        | 1.74e-011 | *** |
| Any_2016               | -0.0907019  | 0.0161162             | -5.628        | 3.96e-06  | *** |
| Media de la vble. dep. | -1.145349   | D.T. de la vble. dep. | 1.274293      |           |     |
| Suma de cuad. residuos | 0.035053    | D.T. de la regresión  | 0.034182      |           |     |
| R-cuadrado             | 0.999383    | R-cuadrado corregido  | 0.999280      |           |     |
| F(5, 30)               | 9722.173    | Valor p (de F)        | 3.50e-47      |           |     |
| Log-verosimilitud      | 73.73758    | Criterio de Akaike    | -135.4752     |           |     |
| Criterio de Schwarz    | -125.9740   | Crit. de Hannan-Quinn | -132.1590     |           |     |

Valladolid

Modelo 63: MCO, usando las observaciones 1-36

Variable dependiente: l\_ods

|                        | coeficiente | Desv. típica          | Estadístico t | valor p   |     |
|------------------------|-------------|-----------------------|---------------|-----------|-----|
| const                  | -14.3535    | 0.683515              | -21.00        | 1.72e-019 | *** |
| Llindar                | 8.34613e-05 | 5.97131e-06           | 13.98         | 1.13e-014 | *** |
| l_llindar              | 1.34097     | 0.0817724             | 16.40         | 1.60e-016 | *** |
| Any_2018               | -0.301786   | 0.0265819             | -11.35        | 2.20e-012 | *** |
| Any_2017               | -0.258820   | 0.0265723             | -9.740        | 8.42e-011 | *** |
| Any_2016               | -0.151697   | 0.0265571             | -5.712        | 3.13e-06  | *** |
| Media de la vble. dep. | -1.014770   | D.T. de la vble. dep. | 1.513475      |           |     |
| Suma de cuad. residuos | 0.095184    | D.T. de la regresión  | 0.056328      |           |     |
| R-cuadrado             | 0.998813    | R-cuadrado corregido  | 0.998615      |           |     |
| F(5, 30)               | 5047.663    | Valor p (de F)        | 6.46e-43      |           |     |
| Log-verosimilitud      | 55.75655    | Criterio de Akaike    | -99.51309     |           |     |
| Criterio de Schwarz    | -90.01198   | Crit. de Hannan-Quinn | -96.19695     |           |     |





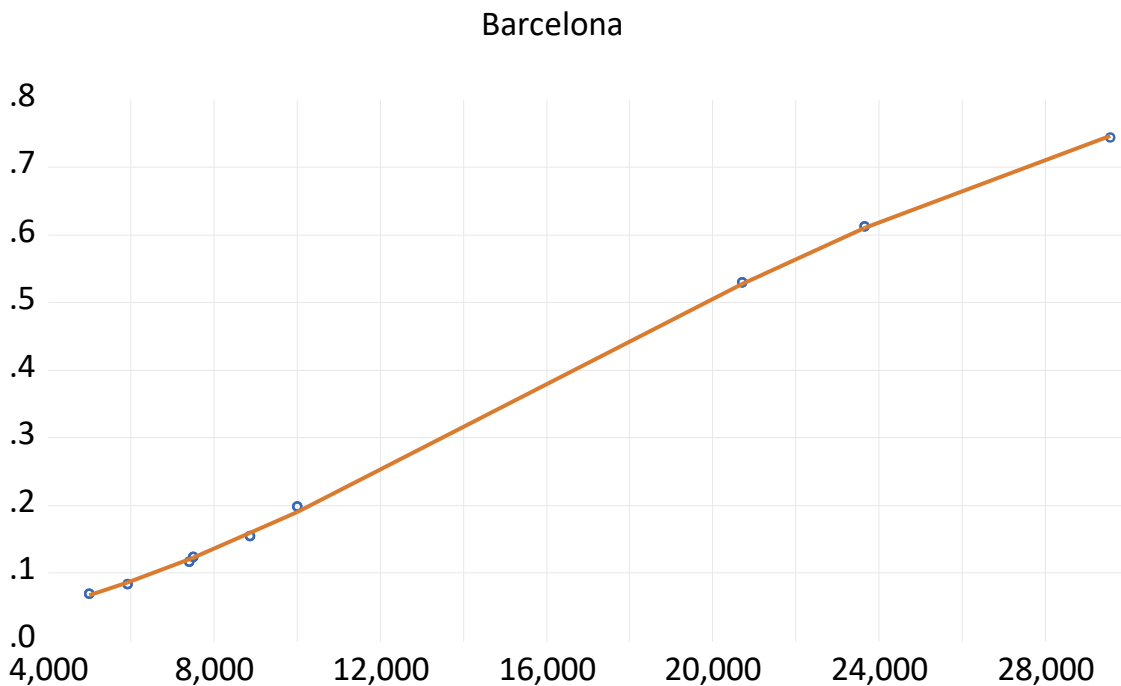
Murcia

Modelo 42: MCO, usando las observaciones 1-36  
 Variable dependiente: l\_odds

|                        | coeficiente | Desv. típica          | Estadístico t | valor p       |
|------------------------|-------------|-----------------------|---------------|---------------|
| const                  | -15.8197    | 0.574738              | -27.53        | 7.58e-023 *** |
| Llindar                | 5.89792e-05 | 5.02102e-06           | 11.75         | 9.50e-013 *** |
| l_llindar              | 1.58649     | 0.0687589             | 23.07         | 1.19e-020 *** |
| Any_2018               | -0.294347   | 0.0223516             | -13.17        | 5.28e-014 *** |
| Any_2017               | -0.248786   | 0.0223435             | -11.13        | 3.54e-012 *** |
| Any_2016               | -0.147323   | 0.0223307             | -6.597        | 2.66e-07 ***  |
| Media de la vble. dep. | -0.514218   | D.T. de la vble. dep. | 1.459319      |               |
| Suma de cuad. residuos | 0.067299    | D.T. de la regresión  | 0.047363      |               |
| R-cuadrado             | 0.999097    | R-cuadrado corregido  | 0.998947      |               |
| F(5, 30)               | 6639.254    | Valor p (de F)        | 1.06e-44      |               |
| Log-verosimilitud      | 61.99655    | Criterio de Akaike    | -111.9931     |               |
| Criterio de Schwarz    | -102.4920   | Crit. de Hannan-Quinn | -108.6769     |               |

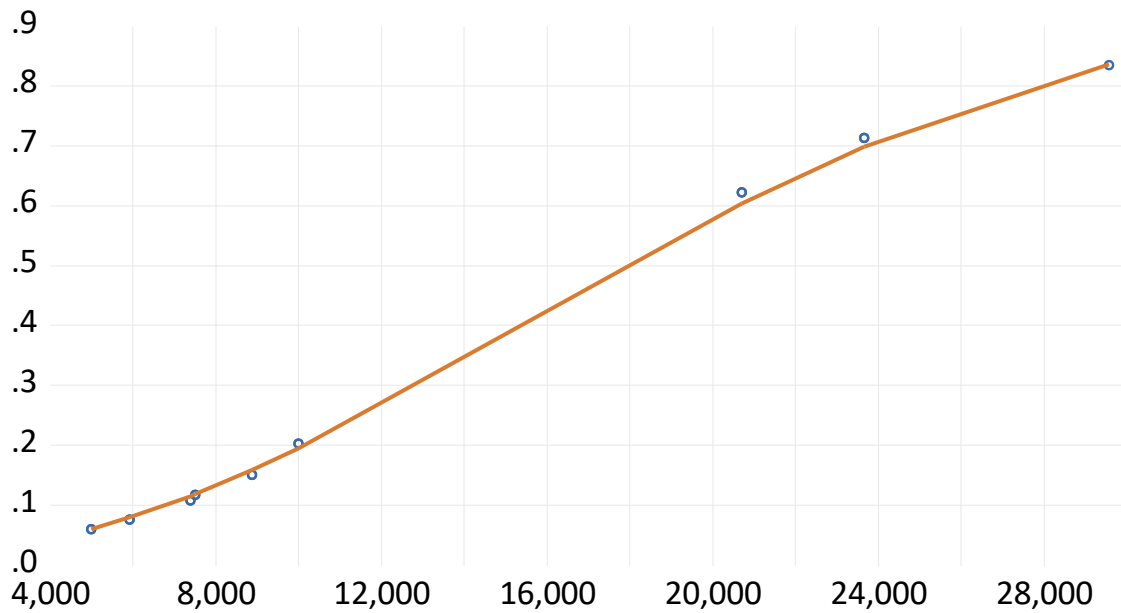
Para ilustrar la capacidad de ajuste de los modelos estimados, en la figura 1 se presentan los gráficos de los valores observados y los valores predichos para estas mismas tres ciudades. Los gráficos permiten observar la buena capacidad de ajuste para todos los puntos para los cuales se dispone del dato real publicado en el mencionado *Atlas* del INE.

**Figura 1. Gráficos de los valores observados y predichos de la proporción de la población en riesgo de pobreza, ciudades de Barcelona, Valladolid y Murcia, 2018.**

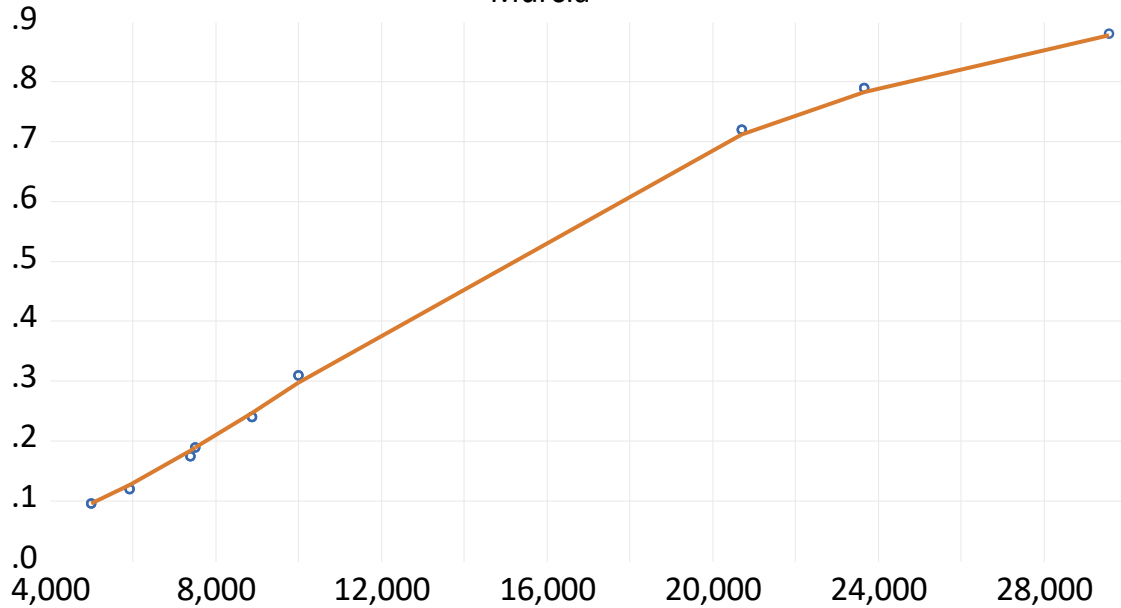




Valladolid



Murcia



Nota: El eje de abscisas representa el nivel de renta per cápita y el eje de ordenadas la proporción de población en riesgo de pobreza.

Fuente: Elaboración propia.

#### 4.- Riesgo de pobreza y coste de la vida en las ciudades

Teniendo en cuenta el buen ajuste ofrecido por los modelos y con las estimaciones de la PPA de cada ciudad, se modifica el umbral común del riesgo de pobreza moderada y se estima un riesgo teniendo en cuenta el coste de la vida en cada ciudad. Los resultados



para 23 ciudades con Áreas Urbanas de más de 300.000 habitantes y capitales de CA se presentan en la Tabla 4.

En estos resultados se pueden apreciar tres situaciones bien diferentes. En primer lugar, algunas ciudades como Madrid o Barcelona, con valores de PPA elevados, tienen una clara corrección del riesgo de pobreza al alza. Madrid pasa del 17,1 al 23,6% y Barcelona del 15,4 al 20,8%. Por tanto, el riesgo de pobreza en estas ciudades aumenta entre cinco y más de seis puntos porcentuales.

Un segundo caso lo tenemos con ciudades como Córdoba, las Palmas de Gran Canarias, Logroño o Valladolid, con valores de PPA que van del 0,99 al 1,01. En este caso el coste de la vida de la ciudad es tan similar al conjunto nacional que su riesgo de pobreza queda prácticamente inalterado por la corrección. Finalmente, se encuentran ciudades como Mérida o, sobre todo, Murcia, con estimaciones de PPA claramente inferiores al promedio. Murcia, con un coste de la vida un 7% inferior al conjunto, pasa de un riesgo de pobreza del 23,9 a un 21,4%.

El efecto conjunto de estas correcciones puede ilustrarse en la comparativa entre Madrid y Murcia. Mientras que el riesgo de pobreza sin tener en cuenta el coste de la vida es muy superior en Murcia (23,9%) que en Madrid (17,1%), la consideración del coste de la vida invierte estos resultados siendo algo superior el riesgo de pobreza en Madrid (23,6%) que en Murcia (21,4%).

**Tabla 4: Población en riesgo de pobreza (%), valor original INE y valor corregido por el coste de la vida, ciudades de Áreas Urbanas de más de 300.000 habitantes y capitales de CA, 2018.**

|                             | Umbral nacional | PPA  | Umbral corregido | Riesgo Pobreza INE | Riesgo Pobreza corregido |
|-----------------------------|-----------------|------|------------------|--------------------|--------------------------|
| Alicante/Alacant            | 9.009           | 0,96 | 8.661            | 28,7               | 27,3                     |
| Barcelona                   | 9.009           | 1,22 | 10.953           | 15,4               | 20,8                     |
| Córdoba                     | 9.009           | 1,01 | 9.062            | 23,7               | 23,9                     |
| Coruña, A                   | 9.009           | 1,02 | 9.226            | 16,5               | 17,2                     |
| Granada                     | 9.009           | 0,98 | 8.845            | 24,4               | 23,9                     |
| Logroño                     | 9.009           | 0,99 | 8.907            | 15,5               | 15,2                     |
| Madrid                      | 9.009           | 1,24 | 11.173           | 17,1               | 23,6                     |
| Málaga                      | 9.009           | 1,03 | 9.310            | 26,4               | 27,7                     |
| Marbella                    | 9.009           | 1,06 | 9.551            | 28,3               | 30,8                     |
| Mérida                      | 9.009           | 0,97 | 8.726            | 25,1               | 23,9                     |
| Murcia                      | 9.009           | 0,93 | 8.409            | 23,9               | 21,4                     |
| Oviedo                      | 9.009           | 1,04 | 9.400            | 16,6               | 17,7                     |
| Palma                       | 9.009           | 1,04 | 9.395            | 15,9               | 17,1                     |
| Palmas de Gran Canaria, Las | 9.009           | 1,01 | 9.067            | 24,7               | 24,9                     |
| Santa Cruz de Tenerife      | 9.009           | 0,98 | 8.861            | 26,3               | 25,7                     |
| Santander                   | 9.009           | 1,06 | 9.562            | 17,6               | 19,4                     |
| Santiago de Compostela      | 9.009           | 1,04 | 9.393            | 13,9               | 15,0                     |
| Sevilla                     | 9.009           | 1,07 | 9.667            | 24,1               | 26,7                     |
| Toledo                      | 9.009           | 1,08 | 9.746            | 14,6               | 16,6                     |
| València                    | 9.009           | 0,99 | 8.958            | 20,8               | 20,6                     |
| Valladolid                  | 9.009           | 1,02 | 9.150            | 14,9               | 15,3                     |
| Vigo                        | 9.009           | 1,06 | 9.532            | 16,7               | 18,4                     |
| Zaragoza                    | 9.009           | 1,04 | 9.349            | 14,8               | 15,7                     |

Fuente: INE y elaboración propia.

## 5.- Renta, desigualdad y riesgo de pobreza corregido por PPA

No hay duda de que la caracterización de las ciudades con los resultados de renta por habitante, desigualdad, coste de la vida y riesgo de pobreza abre un amplio conjunto de opciones de análisis a nivel municipal. En este apartado se presenta una breve ilustración a partir de un modelo de predicción del riesgo de pobreza en las ciudades<sup>6</sup>.

### Correlaciones individuales

Tres posibles condicionantes del riesgo de pobreza son la renta per cápita, la desigualdad en la distribución y los niveles de precios. Las correlaciones entre estas

<sup>6</sup> En este apartado las correlaciones y modelos se estiman para todas las 67 ciudades con Área urbana funcional en la economía española.

variables, siendo rpm el riesgo de pobreza, ppa los niveles de precios, gini el índice de Gini y renta\_pc la renta per cápita, son:

|          | rpm     | ppa    | gini    | renta_pc |
|----------|---------|--------|---------|----------|
| rpm      | 1.0000  |        |         |          |
| ppa      | 0.0200  | 1.0000 |         |          |
| gini     | 0.7384  | 0.2820 | 1.0000  |          |
| renta_pc | -0.6253 | 0.6721 | -0.0823 | 1.0000   |

Las variables individuales tienen una correlación mucho más reducida que cuando se consideran conjuntamente. En efecto, su consideración conjunta ofrece una capacidad explicativa elevada.

### Formulación del modelo

Tomando logaritmos de las variables y siendo lrpm el logaritmo del riesgo de pobreza media, lgini el logaritmo del índice de Gini, lp el logaritmo del nivel de precios y lrpc el logaritmo de la renta per cápita, los resultados de la estimación son:

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs | = | 63     |
|----------|------------|----|------------|---------------|---|--------|
| Model    | 2.94476665 | 3  | .981588884 | F(3, 59)      | = | 713.55 |
| Residual | .081162714 | 59 | .001375639 | Prob > F      | = | 0.0000 |
|          |            |    |            | R-squared     | = | 0.9732 |
|          |            |    |            | Adj R-squared | = | 0.9718 |
| Total    | 3.02592937 | 62 | .048805312 | Root MSE      | = | .03709 |

| lrpm  | Coefficient | Std. err. | t      | P> t  | [95% conf. interval] |           |
|-------|-------------|-----------|--------|-------|----------------------|-----------|
| lgini | 1.873485    | .0827114  | 22.65  | 0.000 | 1.70798              | 2.03899   |
| lrpc  | -1.330015   | .0469853  | -28.31 | 0.000 | -1.424032            | -1.235997 |
| lp    | 1.284706    | .0958823  | 13.40  | 0.000 | 1.092846             | 1.476566  |
| _cons | 4.355749    | .6155806  | 7.08   | 0.000 | 3.123975             | 5.587523  |

Obsérvese que la restricción de igualdad entre el coeficiente que afecta a la renta y el que afecta a los precios no resulta rechazada por los datos, lo que permite trabajar con un modelo con la renta en términos reales:

```
. test lrpc+lp=0
```

```
( 1) lrpc + lp = 0
```

```
F( 1, 59) = 0.40  

  Prob > F = 0.5292
```

Imponiendo esta restricción la ecuación estimada es:



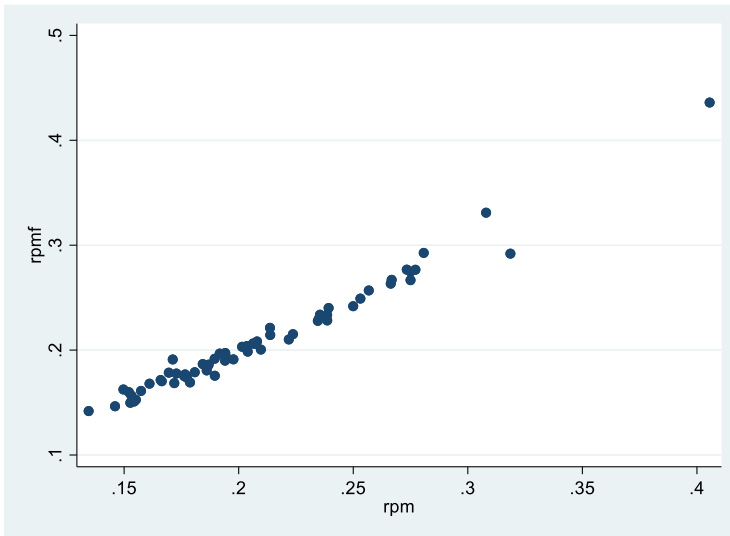
. reg lrpm lgni lrpcr

| Source   | SS         | df | MS         | Number of obs | = | 63      |
|----------|------------|----|------------|---------------|---|---------|
| Model    | 2.94421562 | 2  | 1.47210781 | F(2, 60)      | = | 1080.93 |
| Residual | .081713743 | 60 | .001361896 | Prob > F      | = | 0.0000  |
|          |            |    |            | R-squared     | = | 0.9730  |
|          |            |    |            | Adj R-squared | = | 0.9721  |
| Total    | 3.02592937 | 62 | .048805312 | Root MSE      | = | .0369   |

| lrpm  | Coefficient | Std. err. | t      | P> t  | [95% conf. interval] |
|-------|-------------|-----------|--------|-------|----------------------|
| lgni  | 1.855392    | .0772259  | 24.03  | 0.000 | 1.700917 2.009867    |
| lrpcr | -1.338244   | .0449244  | -29.79 | 0.000 | -1.428106 -1.248382  |
| _cons | 4.497055    | .5707998  | 7.88   | 0.000 | 3.355286 5.638825    |

en donde lrpcr es el logaritmo de la renta per cápita en términos reales.

**Figura 2: Riesgo de pobreza INE y valores estimados por el modelo**



Coefficiente de correlación = 0,9861

Fuente: INE y elaboración propia.

### Análisis de la contribución de las variables explicativas

El cuadrado del estadístico “t” de la variable “j” viene dado por:

$$t_j^2 = \frac{S_{0j} - S_1}{\frac{S_1}{N - k}}$$

siendo  $S_{0j}$  la suma de cuadrados de los residuos al excluir la variable “j”,  $S_1$  la suma de cuadrados de los residuos al incluir la totalidad de las variables explicativas y  $N - k$  los grados de libertad.



Por tanto:

$$\text{Variación explicada por la variable } j = S_{0j} - S_1 = t_j^2 \frac{S_1}{N - k}$$

$$\text{Variación explicada total} = \sum t_j^2 \frac{S_1}{N - k} = \frac{S_1}{N - k} (\sum t_j^2)$$

$$\text{Proporción de la variación explicada por la variable } j = \frac{t_j^2}{(\sum t_j^2)}$$

Aplicando esta formulación al modelo restringido, se obtiene:

| <b>Variable dependiente:</b><br><b>Lrpm</b> | <b>Coficiente</b> | <b>t</b> | <b>t2</b> | <b>Variación explicada (%)</b> |
|---|-------------------|----------|-----------|--------------------------------|
| Lgini                                       | 1,855392          | 24,03    | 577,4409  | 39,42                          |
| Lrprcr                                      | -1,338244         | -29,79   | 887,4441  | 60,58                          |
| Constante                                   | 4,497055          |          |           |                                |
| Suma t2                                     |                   |          | 1.464,885 | 100,00                         |

Es decir, la renta per cápita real explica el 61% de las variaciones en el riesgo de pobreza y el índice de Gini un 39%.

### **Elasticidad de sustitución entre renta y desigualdad**

El objetivo de esta sección es, a partir de la ecuación estimada, mostrar cual es la elasticidad de sustitución entre desigualdad y renta condicionada al mantenimiento constante del riesgo de pobreza para las 67 ciudades españolas analizadas.

Teniendo en cuenta los valores estimados en el modelo, se verifica:

$$lrpm = 1,85 \cdot lgini - 1,34 \cdot lrprcr + 4,49$$

Si aumentan conjuntamente la desigualdad y renta se tiene:

$$dlrpm = 1,85 \cdot dlgini - 1,34 \cdot dlrprcr$$

Imponiendo la condición  $dlrpm = 0$ :

$$1,85 \cdot dlgini = 1,34 \cdot dlrprcr = 0$$

se obtiene una elasticidad de sustitución de 0,72. Es decir:

$$dlgini = 0,72 \cdot dlrprcr$$



Utilizando una aproximación asintótica se obtiene que la elasticidad de sustitución está acotada entre 0,81 y 0,63 para un intervalo de confianza del 95%.

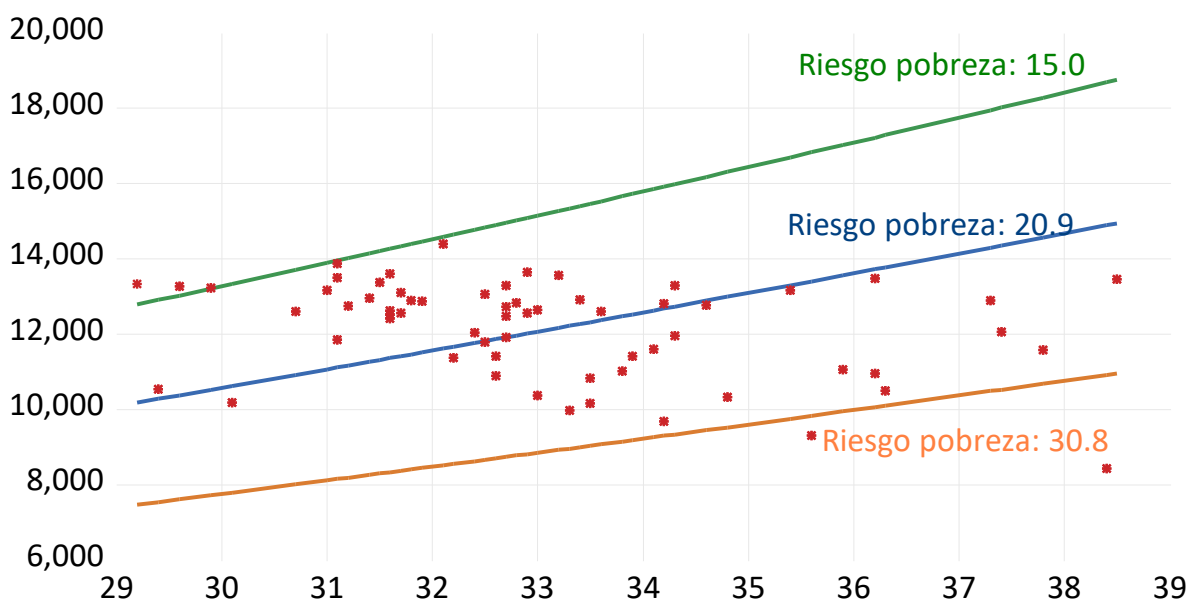
La interpretación del valor de la elasticidad de sustitución es la siguiente: para mantener constante el riesgo de pobreza, un 1% de aumento en el índice de Gini (un aumento exógeno de la desigualdad) se debe compensar con una variación positiva del crecimiento de la media de la renta real del 0,72%. Cabe recordar que el aumento de la renta real puede conseguirse o con un incremento de la renta monetaria o con una reducción del coste de la vida. En cambio, si el aumento del 1% es de la renta, entonces para mantener constante el riesgo de pobreza, el aumento de la desigualdad es más que proporcional, del 1,38%.

En la Figura 3 se representan el índice de Gini y la renta per cápita real de las 67 ciudades españolas analizadas, y las elasticidades de sustitución entre el índice de Gini y la renta per cápita real para tres tasas de riesgo de pobreza. Tomando como referencia los datos de las 23 ciudades incluidas en la Tabla 4, se presenta la tasa de riesgo de pobreza igual a la media de 20,9% (en azul); para la tasa igual al mínimo de 15,0%, correspondiente a Santiago de Compostela (en verde); y para la tasa de riesgo de pobreza igual al máximo de 30,8%, correspondiente a Marbella (en naranja) (ver Tabla 4).

Las líneas de las elasticidades muestran que un mismo valor esperado del riesgo de pobreza puede obtenerse con distintas combinaciones del índice de Gini y de la renta per cápita real.

Así, la línea azul representa las distintas combinaciones posibles de renta y de Gini para mantener un riesgo de pobreza del 20,9% correspondiente a la media muestral. En este caso, tal como indican los valores más extremos de la línea de elasticidad de sustitución, se puede tener un riesgo de pobreza del 20,9% con una renta per cápita real de 10.000 € si la desigualdad es solamente de un Gini de 29%, mientras que si la desigualdad sube 10 puntos porcentuales, hasta el 39%, entonces para mantener el mismo valor de riesgo de pobreza, es necesario tener una renta per cápita real un 50% superior, es decir, de 15.000 €.

**Figura 3. Índice de Gini y renta per cápita real de las 67 ciudades españolas analizadas, y elasticidades de sustitución entre el índice de Gini y la renta per cápita real para tres tasas de riesgo de pobreza.**



Nota: El eje de abscisas representa el índice de Gini (en %) y el eje de ordenadas la renta per cápita real.

Fuente: Elaboración propia.

Nótese que si el riesgo de pobreza se fija en el 15,0% (valor correspondiente a Santiago de Compostela) la línea de sustitución se desplaza hacia arriba, mientras que si el riesgo de pobreza se fija en 30,8% (Marbella), la línea de sustitución se desplaza hacia abajo. Es decir, un mismo valor de concentración de renta (desigualdad) exige una renta más elevada (línea verde) o más reducida (línea naranja) según cual sea el valor seleccionado para el riesgo de pobreza.

De esta manera queda en evidencia el *trade-off* que se da entre igualdad en la distribución de la renta y el nivel de la misma para mantener inalterado el riesgo de pobreza: un menor nivel de igualdad exige un nivel de renta superior, para mantener el riesgo de pobreza constante (desplazamiento a lo largo de la línea de elasticidad). En cambio, para reducir el nivel de riesgo de pobreza, es necesario un aumento de la renta manteniendo la desigualdad constante (desplazamiento vertical de la línea de elasticidad) o alternatively, mantener la renta y al mismo tiempo reducir la desigualdad (desplazamiento horizontal de la línea de elasticidad).



En cualquier caso, queda evidente que, en términos de política pública, el (deseable) objetivo de reducir el riesgo de pobreza se puede alcanzar tanto aumentando la renta media como reduciendo la desigualdad, o mediante una combinación de ambas.

## Referencias

- Ayala, L. y Ruiz-Huerta, J. (2020), *4º Informe sobre la desigualdad en España. Una perspectiva territorial*, Fundación Alternativas.
- Costa, A., V. Galletto, J. García, J.L. Raymond y D. Sánchez-Serra (2021), El Coste de la Vida en las Comunidades Autónomas, Áreas Urbanas y Ciudades de España, IERMB Working Paper in Economics, nº 20.01 (febrero 2021).
- Costa, A., J. García, J.L. Raymond y D. Sánchez-Serra (2019), Subnational purchasing power of parity in the OECD countries: Estimates based on the Balassa-Samuelson hypothesis, OECD Regional Development Working Papers 2019/12, OECD.
- Costa, A., J. García, X. López y J.L. Raymond (2015), *Estimació de les paritats de poder adquisitiu per a les comunitats autònomes espanyoles*, Monografía No. 17, Departament d'Economia i Coneixement, Generalitat de Catalunya.
- Faura-Martínez, U., Lafuente-Lechuga, M. y García-Luque, O. (2016), “Riesgo de pobreza o exclusión social: evolución durante la crisis y perspectiva territorial”, *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 156, 59-76.
- Forte-Campos, V., E. Moral-Benito y J. Quintana (2021), Un índice del coste de vida en las ciudades españolas, Boletín económico 3/2021, Banco de España.
- Herrero, C., Soler, A. y Villar, A. (2013), *La pobreza en España y sus Comunidades Autónomas: 2006-2011*, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Lasarte, E., Paredes, D. y Fernández, E. (2015), “An Almost Ideal Cost of Living Index for Food in Spain Using a Microeconometric Approach and Censored Data”, *Spatial Economic Analysis*, 10, 408-427.





Lasarte, E., Rubiera, F. y Fernández, E. (2019), “Does the Urban Population Pay More for Food? Implications in terms of Poverty”, *Applied Spatial Analysis*, 12, 547-566.

Llano, J.C. (2020), *El estado de la pobreza. Seguimiento del indicador de pobreza y exclusión social en España 2008-2019*, European Anti Poverty Network, 10º Informe.

Rubiera, F., E. Lasarte y E. Fernández (2013), “Efectos de los incrementos en el coste de la vida sobre el mapa de la pobreza en España”, *Papeles de Economía Española*, 138, 114-128.



## ANEXO. Estadísticos de los modelos de la renta de los hogares por unidad de consumo, 67 ciudades

| Ciudad                      | Alfa      | t      | Coef_Umbral | t     | Coef_In_Umbral | t     | R2      | StDev   |
|-----------------------------|-----------|--------|-------------|-------|----------------|-------|---------|---------|
| Albacete                    | -15,52424 | -25,51 | 0,00007     | 12,87 | 1,52663        | 20,97 | 0,99904 | 0,05015 |
| Alcoy/Alcoi                 | -15,81303 | -19,36 | 0,00009     | 12,39 | 1,55429        | 15,91 | 0,99863 | 0,06730 |
| Algeciras                   | -10,13670 | -19,21 | 0,00009     | 19,24 | 0,95935        | 15,20 | 0,99908 | 0,04348 |
| Alicante/Alacant            | -10,62503 | -25,08 | 0,00008     | 21,31 | 1,01647        | 20,06 | 0,99936 | 0,03491 |
| Almería                     | -12,54617 | -24,85 | 0,00007     | 16,22 | 1,24020        | 20,53 | 0,99919 | 0,04161 |
| Arrecife                    | -19,21287 | -21,11 | 0,00007     | 8,59  | 1,97636        | 18,15 | 0,99847 | 0,07500 |
| Ávila                       | -12,01877 | -16,49 | 0,00009     | 14,74 | 1,10202        | 12,64 | 0,99854 | 0,06005 |
| Avilés                      | -8,05548  | -11,34 | 0,00014     | 22,75 | 0,58881        | 6,93  | 0,99876 | 0,05852 |
| Badajoz                     | -14,65238 | -27,25 | 0,00007     | 14,23 | 1,44614        | 22,48 | 0,99919 | 0,04431 |
| Barcelona                   | -13,86051 | -33,42 | 0,00006     | 15,91 | 1,30293        | 26,26 | 0,99938 | 0,03418 |
| Benidorm                    | -13,02740 | -17,40 | 0,00009     | 14,29 | 1,28418        | 14,33 | 0,99866 | 0,06171 |
| Burgos                      | -13,36141 | -20,64 | 0,00010     | 18,20 | 1,19312        | 15,40 | 0,99903 | 0,05336 |
| Cáceres                     | -14,25915 | -24,64 | 0,00008     | 16,18 | 1,35436        | 19,57 | 0,99914 | 0,04768 |
| Cádiz                       | -15,30214 | -27,87 | 0,00007     | 14,37 | 1,49122        | 22,70 | 0,99920 | 0,04524 |
| Cartagena                   | -14,97978 | -23,43 | 0,00007     | 13,39 | 1,48530        | 19,42 | 0,99898 | 0,05268 |
| Castelló de la Plana        | -12,91856 | -19,41 | 0,00009     | 14,80 | 1,22690        | 15,41 | 0,99880 | 0,05485 |
| Ciudad Real                 | -12,69754 | -26,35 | 0,00008     | 18,87 | 1,18251        | 20,51 | 0,99929 | 0,03971 |
| Córdoba                     | -15,47798 | -26,02 | 0,00006     | 12,39 | 1,54283        | 21,68 | 0,99906 | 0,04903 |
| Coruña, A                   | -13,83889 | -26,78 | 0,00008     | 17,28 | 1,29255        | 20,90 | 0,99925 | 0,04259 |
| Cuenca                      | -15,06078 | -21,51 | 0,00007     | 11,85 | 1,45633        | 17,39 | 0,99872 | 0,05769 |
| Elche/Elx                   | -16,23589 | -25,61 | 0,00008     | 13,94 | 1,66247        | 21,92 | 0,99915 | 0,05224 |
| Ferrol                      | -10,40172 | -16,56 | 0,00012     | 21,73 | 0,88839        | 11,82 | 0,99903 | 0,05176 |
| Gandia                      | -14,66958 | -27,09 | 0,00008     | 16,12 | 1,47627        | 22,79 | 0,99928 | 0,04463 |
| Gijón                       | -10,60841 | -18,70 | 0,00011     | 22,55 | 0,90430        | 13,33 | 0,99915 | 0,04675 |
| Girona                      | -12,94273 | -22,89 | 0,00007     | 13,52 | 1,22007        | 18,03 | 0,99890 | 0,04660 |
| Granada                     | -9,93008  | -24,11 | 0,00008     | 21,31 | 0,91724        | 18,62 | 0,99931 | 0,03394 |
| Guadalajara                 | -13,86835 | -23,40 | 0,00008     | 16,07 | 1,29680        | 18,29 | 0,99907 | 0,04885 |
| Huelva                      | -13,57935 | -22,19 | 0,00008     | 14,80 | 1,33260        | 18,20 | 0,99899 | 0,05044 |
| Jaén                        | -14,82119 | -23,60 | 0,00007     | 13,66 | 1,43572        | 19,11 | 0,99898 | 0,05176 |
| Jerez de la Frontera        | -15,47746 | -24,46 | 0,00007     | 13,48 | 1,57321        | 20,78 | 0,99907 | 0,05214 |
| León                        | -13,07540 | -23,66 | 0,00008     | 17,19 | 1,20628        | 18,24 | 0,99913 | 0,04555 |
| Linares                     | -12,29619 | -19,85 | 0,00011     | 20,15 | 1,16893        | 15,77 | 0,99915 | 0,05105 |
| Lleida                      | -14,09182 | -17,98 | 0,00006     | 9,36  | 1,37925        | 14,71 | 0,99811 | 0,06460 |
| Logroño                     | -12,32403 | -18,10 | 0,00010     | 16,04 | 1,11724        | 13,71 | 0,99876 | 0,05611 |
| Lorca                       | -20,83175 | -27,99 | 0,00007     | 10,02 | 2,14376        | 24,08 | 0,99906 | 0,06133 |
| Lugo                        | -13,28373 | -22,22 | 0,00009     | 17,04 | 1,24280        | 17,37 | 0,99907 | 0,04927 |
| Madrid                      | -14,94111 | -37,14 | 0,00004     | 11,68 | 1,45026        | 30,13 | 0,99937 | 0,03316 |
| Málaga                      | -13,59270 | -22,81 | 0,00007     | 14,14 | 1,34849        | 18,91 | 0,99900 | 0,04911 |
| Manresa                     | -9,94336  | -11,00 | 0,00010     | 12,71 | 0,87227        | 8,06  | 0,99747 | 0,07452 |
| Marbella                    | -12,85099 | -23,48 | 0,00009     | 17,85 | 1,26492        | 19,32 | 0,99921 | 0,04511 |
| Mérida                      | -13,82469 | -22,64 | 0,00008     | 15,79 | 1,34733        | 18,45 | 0,99906 | 0,05031 |
| Murcia                      | -15,81968 | -27,53 | 0,00006     | 11,75 | 1,58649        | 23,07 | 0,99910 | 0,04736 |
| Ourense                     | -13,59824 | -26,47 | 0,00009     | 19,03 | 1,28352        | 20,88 | 0,99931 | 0,04234 |
| Oviedo                      | -10,66859 | -22,09 | 0,00009     | 22,32 | 0,92675        | 16,04 | 0,99925 | 0,03979 |
| Palencia                    | -13,09080 | -21,47 | 0,00011     | 19,77 | 1,17861        | 16,15 | 0,99915 | 0,05026 |
| Palma                       | -15,28096 | -19,39 | 0,00007     | 9,99  | 1,48441        | 15,74 | 0,99836 | 0,06496 |
| Palmas de Gran Canaria, Las | -16,21440 | -28,68 | 0,00004     | 8,70  | 1,65491        | 24,47 | 0,99901 | 0,04658 |
| Ponferrada                  | -13,55947 | -20,72 | 0,00010     | 16,65 | 1,28224        | 16,38 | 0,99899 | 0,05392 |
| Pontevedra                  | -13,08406 | -23,96 | 0,00008     | 17,64 | 1,22891        | 18,81 | 0,99917 | 0,04500 |
| Reus                        | -12,88021 | -20,40 | 0,00009     | 15,86 | 1,21806        | 16,13 | 0,99893 | 0,05203 |
| Sagunto/Sagunt              | -10,84564 | -17,93 | 0,00011     | 20,66 | 0,97333        | 13,45 | 0,99906 | 0,04985 |
| Salamanca                   | -15,28462 | -22,88 | 0,00007     | 11,40 | 1,49322        | 18,68 | 0,99879 | 0,05505 |
| Santa Cruz de Tenerife      | -15,36048 | -32,40 | 0,00004     | 10,36 | 1,56327        | 27,56 | 0,99924 | 0,03907 |
| Santander                   | -14,36521 | -27,94 | 0,00007     | 15,30 | 1,37061        | 22,28 | 0,99922 | 0,04237 |
| Santiago de Compostela      | -14,14167 | -24,41 | 0,00008     | 16,54 | 1,30424        | 18,82 | 0,99912 | 0,04775 |
| Sevilla                     | -13,79800 | -28,06 | 0,00006     | 14,25 | 1,35848        | 23,09 | 0,99921 | 0,04052 |
| Talavera de la Reina        | -15,22420 | -22,24 | 0,00008     | 13,28 | 1,54072        | 18,81 | 0,99894 | 0,05641 |
| Tarragona                   | -12,09197 | -18,59 | 0,00007     | 13,05 | 1,12648        | 14,48 | 0,99856 | 0,05359 |
| Toledo                      | -13,14580 | -32,66 | 0,00008     | 23,61 | 1,19464        | 24,81 | 0,99953 | 0,03317 |
| Torrevieja                  | -10,09339 | -21,94 | 0,00011     | 26,25 | 1,00758        | 18,30 | 0,99945 | 0,03792 |
| València                    | -13,20406 | -28,65 | 0,00007     | 16,54 | 1,27235        | 23,07 | 0,99930 | 0,03799 |
| Valladolid                  | -14,35345 | -21,00 | 0,00008     | 13,98 | 1,34097        | 16,40 | 0,99881 | 0,05633 |
| Vigo                        | -13,34267 | -23,71 | 0,00010     | 19,64 | 1,22809        | 18,24 | 0,99924 | 0,04637 |
| Zamora                      | -15,27407 | -23,62 | 0,00008     | 13,42 | 1,48570        | 19,21 | 0,99897 | 0,05329 |
| Zaragoza                    | -11,47741 | -15,59 | 0,00010     | 16,26 | 1,00069        | 11,36 | 0,99857 | 0,06067 |