

## **Seguridad alimentaria en España: Estimación a partir de la dimensión de estabilidad en el consumo**

Forero Cantor, Germán Augusto. [gaforeroc@ut.edu.co](mailto:gaforeroc@ut.edu.co)  
Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas  
Universidad del Tolima (Colombia)  
Ribal Sanchis, Javier Francisco. [frarisan@esp.upv.es](mailto:frarisan@esp.upv.es)  
*Departamento de Economía y Ciencias Sociales*  
Universidad Politécnica de Valencia

### **RESUMEN**

Históricamente se ha considerado que los problemas de Seguridad Alimentaria en el mundo afectan exclusivamente a países con bajos niveles de desarrollo lo cual se hace evidente al observar que las estrategias de medición se concentran principalmente en evaluar la disponibilidad y el acceso a los alimentos. La existencia de otras dimensiones como la utilización y la estabilidad en el consumo ha hecho que la Seguridad Alimentaria y su medición hayan adquirido una mayor relevancia en las agendas de investigación de países desarrollados. El presente trabajo muestra una estimación de Seguridad Alimentaria para España desde una perspectiva de estabilidad en el consumo de alimentos ante cambios en sus precios. Para la estimación se construyen dos modelos econométricos, uno de datos agrupados y otro de panel de datos que incorpora el consumo de alimentos en 17 Comunidades Autónomas de España. Se analiza una muestra de las cantidades demandadas de diez grupos de alimentos, los precios y los ingresos para el período 2004-2015. Las estimaciones del modelo permiten establecer si las variaciones aleatorias en los precios de los alimentos han alterado los patrones de consumo alimentario.

## **ABSTRACT**

It has been considered historically that the food safety problems around the world are exclusive from developing countries. It could be explained for the different strategies of measurement of food safety, which in a greater proportion have been focused on the dimension of access and availability of food. The existence of other dimensions like utilization, and consumption stability of food have allowed that the food safety and its measurement become less of an exclusive concern for the developing countries and the new dimensions have acquired a reinforced status in the research agendas for developed countries. The following paper shows a Spain food safety estimation from a consumption stability dimension which may be generated by the movement in the food prices. For the estimations two econometric models are constructed; a pooled data model and a panel data model for the Comunidades Autónomas. With these models and by using a sample of ten food groups, its prices and the income by Comunidad Autónoma during the period 2004-2015 an analysis is developed. With the model estimations is possible to establish if the variations in the food prices have altered the consumption food patterns.

***Palabras claves:***

Model Construction and Estimation; Consumer Economics; Food policy;

***Área temática:*** A4. Aspectos Cuantitativos de Problemas Económicos y Empresariales con incertidumbre.

## **1. INTRODUCCIÓN**

Desde hace más de 40 años la Seguridad Alimentaria ha sido un tema de investigación permanente ante el interés que suscita como herramienta para el diseño de políticas públicas ya que el hambre y la desnutrición son factores que limitan el desarrollo económico y social de un país. A la luz de las cifras, con 795 millones de personas mal alimentadas en el mundo para el año 2015 (FAO, FIDA & PMA, 2015) y con una reducción de 216 millones con respecto al año 1990 la mala nutrición y subalimentación es un problema que aparentemente avanza en su solución de mediano plazo; sin embargo, esta visión es limitada ya que la mayoría de estudios se concentran en países en desarrollo donde según la FAO se encuentra el 98% de las personas inseguras alimentariamente, subestimando de alguna manera la posibilidad de existencia del problema en países desarrollados. A manera de ejemplo, en el Reino Unido el 29% de los hogares de bajo ingreso, el 20% de los hogares con niños en Nueva Zelanda y el 15% de hogares en Canadá, 11% en los Estados Unidos y 5% en Australia tienen algún tipo de problema relacionado con su seguridad alimentaria (Gorton, Bullen, & Mhurchu, 2010) donde estos resultados están relacionados con dietas menos variadas e inadecuadas en términos de micronutrientes. En países como Francia, Escocia y parte del Reino Unido, aunque las cifras muestran variaciones importantes de precios no se ha analizado cómo estos pueden afectar el acceso a los alimentos, las preferencias de consumo y la capacidad de elegir alimentos que no modifiquen aspectos claves de carácter nutricional (Lake et al., 2012). De otra parte en el año 2009 en los Estados Unidos alrededor de 50 millones de personas tuvieron algún grado de inseguridad alimentaria y en Nueva Zelanda el 20% de los hogares con niños padecieron el mismo

fenómeno para el año 2007, resultados que se explican por cambios en los precios de los alimentos (Kneafsey, Dowler, Lambie-Mumford, Inman, & Collier, 2013).

En general, la mayoría de estudios de seguridad alimentaria giran en torno a cuatro dimensiones establecidos por la FAO que son disponibilidad, acceso, utilización y estabilidad, las cuales son difíciles de interrelacionar e incorporar en un solo indicador (Barrett, 2010). La FAO plantea 4 dimensiones para la seguridad alimentaria: (i) Disponibilidad de alimentos: Existencia de cantidades suficientes de alimentos de calidad adecuada, suministrados a través de la producción del país o de importaciones. (ii) Acceso a los alimentos: Acceso de las personas a los recursos adecuados para adquirir alimentos apropiados y una alimentación nutritiva. Estos derechos se definen como el conjunto de todos los grupos de productos sobre los cuales una persona puede tener dominio en virtud de acuerdos jurídicos, políticos, económicos y sociales de la comunidad en que vive (comprendidos los derechos tradicionales, como el acceso a los recursos colectivos). (iii) Utilización: Utilización biológica de los alimentos a través de una alimentación adecuada, agua potable, sanidad y atención médica, para lograr un estado de bienestar nutricional en el que se satisfagan todas las necesidades fisiológicas. Este concepto pone de relieve la importancia de los insumos no alimentarios en la seguridad alimentaria. (iv) Estabilidad: Para tener seguridad alimentaria, una población, un hogar o una persona deben tener acceso a alimentos adecuados en todo momento. No deben correr el riesgo de quedarse sin acceso a los alimentos a consecuencia de crisis repentinas (por ej., una crisis económica o climática) ni de acontecimientos cíclicos (como la inseguridad alimentaria estacional).

La dimensión más adecuada para evaluar la seguridad alimentaria desde la perspectiva de la estabilidad requiere analizar las relaciones existentes entre cantidades demandadas de alimentos y sus precios, así como el ingreso de los consumidores. Para abordar dicho análisis se han planteado estudios teóricos (LaFrance, 1999) y otros con un contenido empírico más amplio que buscan explicar cómo se afecta el consumo alimentario y que tienen como elemento central de análisis la estimación de elasticidades precio-propio, cruzadas y de ingreso (Andreyeva, Long, & Brownell, 2010). Con el análisis de elasticidades se pueden analizar los efectos distributivos de

una reducción en los precios de los alimentos como lo hicieron (Lundberg & Lundberg, 2012) en un estudio para Suecia donde luego de estimar las elasticidades precio e ingreso para un grupo de alimentos llegaron a la conclusión de que no existen diferencias significativas en la cantidad consumida de alimentos para hogares de alto y bajo ingreso y que la elasticidad ingreso es mayor para hogares de ingreso alto.

Otros análisis bajo esta misma perspectiva se extienden a estudios de carácter global y regional. En cuanto a los primeros, vale destacar como a partir de estimaciones de elasticidades precio, cruzadas y de ingresos para siete grupos de alimentos en 38 países se establece que el impacto de los precios sobre el consumo es mayor en países pobres y el efecto ingreso no es estadísticamente significativo (Cornelsen et al., 2012) y al analizar 136 estudios que reportaban cerca de 3500 valores de elasticidades relacionadas con los alimentos se encontró que los países con ingreso menor y los hogares más pobres son los más afectados por variaciones en los precios de los alimentos (Green et al., 2013). En cuanto a los segundos se destacan estudios en países como Bangladesh, Estados Unidos y España. Para Bangladesh los resultados de elasticidad permiten inferir que la mayoría de bienes se comportan como normales y en términos de ingreso hay una alta elasticidad (Hugh and Arshad, 2010). (Park, Holcomb, Raper, & Capps, 1996) tratan de establecer si existen diferencias en términos de consumo de alimentos para familias de diferente ingreso en los Estados Unidos encontrando que la mayoría de elasticidades precio son similares entre los dos grupos mientras que la elasticidad ingreso fue mayor para el grupo de menor ingreso. A partir de un análisis de demanda de alimentos para España se encuentran los impactos que sobre las elasticidades tiene una alteración en la dieta (Angulo et al., 2008), estableciendo para algunos grupos de alimentos las elasticidades precio propio<sup>1</sup>, cruzadas y del ingreso encontrando principalmente valores altos de elasticidades precio e ingreso.

---

<sup>1</sup> Cuando se habla de elasticidad precio propio se hace referencia a la elasticidad precio de la demanda para un bien particular, es decir se establece un indicador de cómo se afecta su cantidad demandada ante alteraciones en su propio precio. La elasticidad precio cruzada de la demanda hace referencia a cómo cambia la demanda de un bien ante cambios en los precios de otro(s) bien(es).

Aunque las estimaciones de elasticidades de consumo alimentario e ingreso para España son consistentes estas no tienen en cuenta algún tipo de relación desagregada a nivel regional o por Comunidad Autónoma, que trate de explicar si existen diferencias en el consumo de alimentos entre ellas. Es por esto que el objetivo del presente trabajo es tratar de identificar si existen diferencias estadísticamente significativas en el consumo alimentario entre 17 comunidades autónomas de España. Para esto con base en la información del Consumo Alimentario de los Hogares en España que es ofrecida por el Instituto Nacional de Estadística –INE– se harán estimaciones de elasticidad precio e ingreso de los alimentos con modelos de datos agrupados (pooled data) y de panel de datos (panel data).

## 2. MARCO TEÓRICO

La teoría del consumidor tiene como principio fundamental tratar de explicar cómo un individuo que se comporta racionalmente elige su cesta óptima de consumo y en este sentido afronta dos perspectivas de análisis.

La primera es la que hace relación a lo que es el problema de maximización de utilidad sujeto a una restricción presupuestal, el cual se puede expresar como:

$$\text{Max } U(X_1, X_2, X_3 \dots X_n) \text{ sujeto a } P_1X_1 + P_2X_2 + P_3X_3 + \dots P_nX_n = I \quad (1)$$

Donde  $X$  y  $P$  son las cantidades de bienes y sus respectivos precios desde  $i=1, \dots, n$  e  $I$  representa el nivel de ingreso del consumidor. Al resolver este problema el consumidor obtiene su canasta óptima  $(X^*, Y^*)$  que también se denominan demandas marshallianas.

La segunda es la que se ha definido como el problema de minimización del gasto en donde el individuo se enfrenta a:

$$\begin{aligned} \text{Min } E(P_1, P_2, \dots, P_n) &= P_1X_1 + P_2X_2 + P_3X_3 + \dots P_nX_n \\ \text{sujeto a } U(X_1, X_2, X_3 \dots X_n) &= U' \end{aligned} \quad (2)$$

En este caso el individuo quiere minimizar el gasto  $E(P_1, P_2, \dots, P_n)$  sujeto a un nivel de utilidad dado obteniendo como resultado la cesta óptima  $(X^*, Y^*)$  que son las demandas hicksianas. Las demandas marshallinas se denominan también demandas no compensadas y se definen sobre los precios y el ingreso y se contrastan con la demandas hicksianas o compensadas las cuales se definen sobre los precios y la función de utilidad establecida.

El aspecto central guarda relación con el hecho que el presupuesto está dado y será gastado por el individuo en una cantidad limitada de bienes  $X_s$  lo que implícitamente está asegurando en términos matemáticos la restricción de no negatividad en las cantidades a unos precios fijos dados  $P_x$ . Para maximizar la función de utilidad sujeto a una restricción presupuestal se deben tener en cuenta las restricciones particulares sobre los parámetros que surgen de las funciones de demandas hicksianas y marshallianas (Hugh and Arshad, 2010) como son las de agregabilidad, homogeneidad de grado cero en los precios, simetría de Slutsky y restricción de negatividad. En cuanto a la agregación, se establece que el valor total de las demandas marshallianas debe ser igual al valor de las demandas hicksianas. La condición de homogeneidad establece que el consumidor no sufre de ilusión monetaria; el efecto Slutsky establece que los cambios en la demanda pueden descomponerse en un efecto sustitución y un efecto ingreso. Finalmente la restricción de negatividad requiere que la elasticidad de un bien con su propio precio debe ser negativa; esto lo que define es que para un bien normal el impacto total sobre la cantidad demandada de un cambio en el precio debe ser negativo y solo con los bienes Giffen podría suceder un efecto contrario.

### **3. DATOS**

Los datos utilizados provienen del panel de consumo alimentario en España construido por el INE el cual tiene registros a nivel mensual desde enero de 2004 hasta junio de 2015 para 17 comunidades autónomas dentro de las que se encuentran a su vez 27 grupos de productos y donde cada grupo está compuesto por un número de alimentos que varía en función del tipo de producto. Para cada uno de los alimentos se encuentran registros para variables como cantidad total y per cápita consumida en

kilogramos y en algunos casos en unidades, Gasto total y per cápita en miles de euros, penetración del producto sobre el total de la alimentación en volumen y en valor. Para el año 2009 el panel tiene un universo de 17 millones de hogares y se extrae una muestra de 8000 hogares los cuales tienen un tamaño medio de 2.69 personas.

Para este trabajo se toman datos trimestrales para el período 2004-2015 en diez grupos alimenticios de los cuales algunos están compuestos por más de un producto como son pesca (46 productos), Otras leches (4 productos), Aceitunas (4 productos) Pastas (3 productos), Azúcar-Miel-edulcolorantes (3 productos). Los grupos restantes tienen un solo producto como es el caso de huevos, leche líquida, pan y agua mineral. Para todos los alimentos y por cada comunidad autónoma se tomaron las variables de consumo total en kilogramos así como su precio promedio; en el caso de los bienes que presentaban más de un bien se hizo un promedio de cantidades y precios. Los datos se organizaron a manera de datos agrupados (pooled data) para cada una de las comunidades autónomas los cuales también pueden ser utilizados como un panel de datos (data panel). Para los datos de ingreso de la página del INE se toman datos del PIB trimestral para España y por comunidades autónomas y de las cuentas nacionales se tomó la remuneración de asalariados los cuales se utilizan en el modelo como una variable proxy de ingreso.

#### 4. MODELO EMPÍRICO

Inicialmente se eligió la aproximación lineal más sencilla con un modelo log-log para estimar los parámetros del modelo ya que las interpretaciones de los parámetros botenidos son equivalentes a las elasticidades de las variables independientes (Wooldridge, 2013).

En este caso la ecuación está dada por:

$$\ln Q_{it} = \delta \ln P_{it} + \phi \ln I_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

$$(i = 1, \dots, 17)$$



Donde  $Q_{it}$  hace referencia a las cantidades demandadas del alimento para la comunidad autónoma  $i$  en el período  $t$ ,  $\delta$  es el parámetro asociado a las elasticidades propias y cruzadas para los alimentos en la comunidad y  $\varphi$  es el parámetro asociado a la elasticidad ingreso del producto, finalmente  $\mu_{it}$  es el componente de error aleatorio que en el caso de un modelo de panel de datos puede llegar a ser un error compuesto, dependiendo de si el modelo utilizado es de efectos fijos o aleatorios.

Los datos inicialmente se organizan a manera de datos de panel y a partir de esta especificación se plantea el uso de varios modelos.

Primero, se plantea un modelo de datos agrupados (pooled data) el cual supone que no existen cambios en los parámetros del modelo generados por diferencias entre las comunidades autónomas lo que significa que no existiría heterogeneidad inobservable. Adicionalmente se suponen modelos con media cero, varianza constante, no correlación temporal ni individual entre los factores no observables de las comunidades autónomas con los precios y el ingreso. Este modelo en general mantiene todas las características de un modelo de mínimos cuadrados ordinarios simple.

Segundo, se plantea un modelo de panel de datos ya sea con efectos fijos o con efectos aleatorios. En el modelo de efectos fijos se supone que para nuestro caso las diferencias existentes entre las comunidades autónomas que no son observables no cambian a través del tiempo y tales efectos no observables tendrían una correlación con las variables precio e ingreso del modelo. En el caso de un modelo de efectos aleatorios los factores no observables no presentan correlación con las variables independientes del modelo (precios e ingreso) pero el comportamiento del componente de error es compuesto y los errores se correlacionan a través del tiempo por lo que se recomienda usar mínimos cuadrados generalizados. Para poder establecer cuál es el modelo más apropiado se plantea un test de Hausman el cual permite escoger entre un modelo de efectos fijos o un modelo de efectos aleatorios.

## 5. RESULTADOS

Inicialmente se plantean dos grupos de modelos en donde para el primer grupo se toma como variable dependiente el volumen total de los diez alimentos y como variables independientes los precios y el ingreso. Dado esto, se hacen dos estimaciones, una con datos agrupados (pooled data) y otra con un modelo de efectos fijos<sup>2</sup>.

Para el modelo de efectos fijos se utilizan dos estrategias de estimación que ofrecen resultados iguales para los coeficientes más no para los errores estándar y el  $R^2$  correspondiente<sup>3</sup>. La primera supone que los efectos de las Comunidades Autónomas son cantidades fijas, así, los efectos para las comunidades se sustraen del modelo y no se intenta calcular su efecto total sobre la estimación. En la segunda estrategia, los efectos de grupo (en nuestro caso de comunidades autónomas) son tenidos en cuenta (son “absorbidos” por el modelo) utilizando para el caso variables dicotómicas por comunidad autónoma lo que hace que dichos efectos no sean removidos de las variables explicativas, mejorando la bondad de ajuste del modelo y por ende el  $R^2$  el cual es mayor para este tipo de modelos. La segunda estrategia es la que se va a utilizar para las estimaciones. Los resultados de ambos modelos se plantean en la tabla 1 donde es posible comparar los resultados obtenidos en el modelo de efectos fijos con y sin corrección que verifican el planteamiento anterior.

En el modelo de datos agrupados las elasticidades precio e ingreso de los diez productos resultan estadísticamente significativas. Dado el resultado de las elasticidades encontradas se tiene que ocho de los diez productos se comportan como bienes normales y sólo dos productos (leche y huevos) como bienes giffen mientras que el comportamiento de la elasticidad del ingreso tiene un resultado positivo e inelástico. El pescado es el único bien que presenta una demanda elástica, siendo estadísticamente significativo su coeficiente en el modelo de datos agrupados pero no en el modelo de efectos fijos. Algo similar sucede con otras leches.

---

<sup>2</sup> Para seleccionar que el modelo adecuado es el de efectos fijos se planteó un test de Hausmann en el que se rechaza su Hipótesis nula, que equivale a rechazar los supuestos del modelo de efectos aleatorios.

<sup>3</sup> El programa STATA 11 provee las dos estrategias de estimación a través de los comandos areg y xtreg. Para información complementaria se puede consultar <http://www.stata.com/manuals13/rareg.pdf>.

Tabla 1. Estimaciones de elasticidades precio con respecto a la demanda total de alimentos.

VARIABLES	(1) Pooled Data	(2) Efectos Fijos	(3) Efectos Fijos Corregidos
Leche	0.902*** (0.0934)	0.154 (0.101)	0.154*** (0.0431)
Pan	-0.652*** (0.0914)	-0.343*** (0.0926)	-0.343*** (0.0475)
Agua	-0.573*** (0.0469)	-0.301*** (0.0870)	-0.301*** (0.0368)
Huevos	0.686*** (0.0839)	0.120 (0.0957)	0.120*** (0.0420)
Pasta	-0.309*** (0.0669)	-0.102 (0.0610)	-0.102*** (0.0268)
Azúcar	-0.108*** (0.0256)	-0.0238** (0.00910)	-0.0238** (0.00972)
Aceituna	-0.183* (0.0937)	-0.124* (0.0648)	-0.124*** (0.0408)
Otras leches	-0.0119* (0.00623)	-0.000419 (0.00324)	-0.000419 (0.00322)
Pesca	-1.394*** (0.0972)	0.00812 (0.0763)	0.00812 (0.0505)
Gaseosas	-0.819*** (0.101)	0.148 (0.105)	0.148*** (0.0471)
Ingreso	0.892*** (0.00782)	0.444*** (0.0583)	0.444*** (0.0485)
Constant		4.349*** (1.071)	4.349*** (0.802)
Observations	777	777	777
R-squared	1.000	0.259	0.993
Number of comunauto		17	
EF Comunidad Autónoma		SI	SI

Standard errors in parentheses  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

En el modelo de efectos fijos los signos de las elasticidades se mantienen para todos los productos así como para la elasticidad del ingreso, con la no significancia de otras leches y pesca mencionadas anteriormente. De otro lado las gaseosas presentan un cambio en signo y valor importante. Los  $R^2$  asociados a las regresiones son de 1 para el modelo de datos agrupados y de 0.993 para el de panel de datos lo que muestra una buena bondad de ajuste. En cuanto a la comparación de resultados, en el modelo de efectos fijos el impacto de los precios sobre la cantidad total demandada de alimentos es menor si se compara con los datos agrupados. Esto indica que las variables no observables de las comunidades autónomas inciden sobre la demanda total de alimentos y de alguna forma están “suavizando” los impactos negativos que tienen los incrementos de los precios para los alimentos que se consumen.

Utilizando las mismas estrategias de datos agrupados y panel de datos se corren dos sistemas de demanda para los diez productos y el ingreso. Los resultados obtenidos para las elasticidades en estos dos tipos de regresión se muestran en la tabla 2 y la tabla 3.

En el eje horizontal se muestran los nombres de la variable dependiente para cada uno de los grupos de alimentos, estos es en cantidades y en el eje vertical se tienen los precios para cada uno de dichos grupos. A manera de ejemplo, en el modelo de datos agrupados la elasticidad propio-precio para el azúcar es de -0.110 y la elasticidad precio cruzada de la demanda entre el azúcar y el pescado es de -2.208. Para el modelo de panel de datos se lee de la misma forma.

Tabla 2. Estimación utilizando datos agrupados de las elasticidades propio-precio, precio cruzada y del ingreso para diez grupos alimentarios.

Producto	(1) Leche	(2) Pan	(3) Huevo	(4) Pasta	(5) Azucar	(6) Aceitunas	(7) Agua	(8) Otras leches	(9) Pescado	(10) Gaseosas
Leche	0.440*** (0.0932)	0.829*** (0.117)	0.590*** (0.105)	0.968*** (0.162)	0.667*** (0.143)	1.060*** (0.158)	2.491*** (0.284)	1.435*** (0.391)	0.693*** (0.130)	1.445*** (0.145)
Pan	-0.683*** (0.0966)	-1.088*** (0.118)	-0.336*** (0.113)	0.267* (0.155)	-0.688*** (0.151)	0.574*** (0.159)	0.0984 (0.255)	-0.570 (0.372)	-0.379** (0.149)	-0.563*** (0.125)
Agua	-0.356*** (0.0483)	-0.630*** (0.0632)	-0.0595 (0.0535)	0.451*** (0.0835)	-0.109 (0.0686)	0.477*** (0.0820)	-1.140*** (0.153)	0.217 (0.169)	-0.0269 (0.0661)	-0.0217 (0.0691)
Huevos	0.551*** (0.0904)	0.645*** (0.106)	0.387*** (0.0862)	0.915*** (0.127)	1.243*** (0.117)	-0.293** (0.112)	0.704*** (0.132)	-0.270 (0.216)	0.404*** (0.123)	0.999*** (0.107)
Pasta	-0.389*** (0.0917)	-0.586*** (0.0920)	-0.647*** (0.102)	-0.950*** (0.172)	-0.518*** (0.128)	-0.930*** (0.164)	-0.216 (0.215)	-0.0815 (0.283)	-0.734*** (0.139)	-0.468*** (0.123)
Azúcar	-0.0836*** (0.0297)	-0.0711** (0.0324)	-0.0734** (0.0322)	-0.151*** (0.0487)	-0.110*** (0.0421)	-0.169*** (0.0459)	-0.260*** (0.0810)	-0.166* (0.0979)	-0.0898** (0.0454)	-0.167*** (0.0435)
Aceitunas	-0.620*** (0.109)	-0.530*** (0.113)	-0.539*** (0.112)	-0.326* (0.171)	-0.312** (0.152)	-0.274 (0.178)	0.765*** (0.283)	0.443 (0.411)	-0.620*** (0.148)	-0.0278 (0.131)
Otras leches	0.0290*** (0.00629)	0.0309*** (0.00740)	0.0277*** (0.00678)	0.00736 (0.00906)	-0.0199** (0.00927)	-0.0154 (0.0103)	-0.109*** (0.0198)	-0.293*** (0.0327)	0.0597*** (0.00890)	0.00400 (0.00886)
Pescado	-1.413*** (0.118)	-1.582*** (0.126)	-1.883*** (0.126)	-2.530*** (0.181)	-2.208*** (0.162)	-2.205*** (0.177)	-2.318*** (0.294)	-3.195*** (0.432)	-1.637*** (0.170)	-2.427*** (0.163)
Gaseosas	-0.412*** (0.106)	-0.174 (0.123)	-0.381*** (0.109)	-0.949*** (0.163)	-0.708*** (0.152)	-0.722*** (0.159)	-2.196*** (0.286)	-1.430*** (0.403)	-0.233* (0.140)	-1.850*** (0.146)
Ingresos	0.860*** (0.00772)	0.851*** (0.00901)	0.828*** (0.00864)	0.885*** (0.0140)	0.805*** (0.0117)	0.863*** (0.0131)	0.823*** (0.0238)	0.944*** (0.0287)	0.876*** (0.0106)	0.949*** (0.0119)
Observations	777	777	777	777	777	777	777	777	777	777
R-squared	1.000	0.999	0.999	0.998	0.998	0.998	0.997	0.987	0.999	0.999

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Al analizar los resultados obtenidos en la regresión por datos agrupados encontramos que en términos de significancia estadística de las elasticidades el modelo de datos agrupados es mejor que el de efectos fijos donde los coeficientes que son significativos son menos. En el modelo de datos agrupados la elasticidad ingreso mantiene valores inelásticos aunque con muy pocas diferencias entre los diferentes grupos de alimentos y con un signo positivo. Una hipótesis interesante que surge de este

resultado en conjunción con el anterior es que lo que podría estar sucediendo es que las necesidades alimentarias para este período de análisis están cubiertas en las comunidades autónomas y los alimentos no se consideran un bien de lujo.

En cuanto a las elasticidades precio, se encuentra que la leche (0.44) y los huevos (0.387) tienen una elasticidad propio precio positiva y menor que uno, de lo que se podría inferir que estos bienes podrían categorizarse como bienes giffen. En cuanto a los bienes que se comportan como normales, el pescado (-1.63), las gaseosas (-2.427), el pan (-1.088) y el agua (-1.14) son los bienes que presentan un comportamiento elástico en su demanda. Bienes como La pasta (-0.95), azúcar (-0.11) y otras leches (-0.293) aunque son normales tienen un comportamiento inelástico. El valor para las aceitunas (-0.274) aunque inelástico no resultó estadísticamente significativo.

Al tener elasticidades precio cruzadas se puede establecer si los bienes son sustitutos o complementarios. Como resultados interesantes se encuentran los de las elasticidades precio cruzada entre el agua y las gaseosas que en los dos sistemas que las relacionan tienen valores negativos (-2.196 y -1.85) lo que indica que estos dos productos son complementarios, más allá de la intuición de que son sustitutos; algo similar sucede con el pescado cuyos valores de elasticidad cruzada son altos para todos los grupos de bienes. Para destacar como bienes sustitutos la leche con el pan y las leches con otros tipos de leche.

En el modelo de Efectos Fijos se destaca que las elasticidades del ingreso resultan inelástica para nueve productos, con excepción de otras leches que tiene un valor superior a uno y de signo negativo, lo que muestra un comportamiento similar a un bien inferior.

En cuanto a las elasticidades de propio precio vale destacar el resultado para el pan (-1.14), agua (-0.467), huevo (0.223), pasta (-0.208), otras leches (-0.108) y gaseosas (-0.312) que resultaron significativos pero con una relación no muy cercana con los resultados obtenidos en el modelo de datos agrupados. En cuanto a las elasticidades precio cruzadas aunque existen algunos valores significativos es difícil establecer grados de complementariedad o sustitución entre ellos.

Tabla 3. Estimación utilizando datos agrupados de las elasticidades propio-precio, precio cruzada y del ingreso para diez grupos alimentarios para el modelo de Efectos Fijos.

VARIABLES	(1) Leche	(2) Pan	(3) Huevo	(4) Pasta	(5) Azúcar	(6) Aceitunas	(7) Agua	(8) Otras leches	(9) Pescado	(10) Gaseosas
Leche	0.0423 (0.0536)	0.553*** (0.0779)	0.0860 (0.0650)	-0.117 (0.0840)	0.240** (0.0966)	-0.0292 (0.123)	0.292*** (0.0964)	0.162 (0.265)	0.252*** (0.0750)	-0.196** (0.0800)
Pan	-0.217*** (0.0591)	-1.140*** (0.0858)	-0.454*** (0.0716)	-0.0746 (0.0926)	-0.410*** (0.107)	0.0205 (0.135)	0.115 (0.106)	-0.744** (0.293)	-0.335*** (0.0827)	-0.137 (0.0881)
Agua	-0.279*** (0.0459)	-0.276*** (0.0666)	-0.296*** (0.0556)	-0.352*** (0.0718)	-0.384*** (0.0826)	0.0496 (0.105)	-0.467*** (0.0824)	0.516** (0.227)	-0.225*** (0.0642)	-0.140** (0.0684)
Huevos	-0.112** (0.0523)	0.00906 (0.0759)	0.223*** (0.0634)	0.485*** (0.0819)	0.306*** (0.0942)	0.237** (0.120)	0.236** (0.0940)	-2.785*** (0.259)	0.0245 (0.0731)	0.513*** (0.0780)
Pasta	-0.0902*** (0.0334)	-0.152*** (0.0485)	-0.153*** (0.0405)	-0.208*** (0.0523)	-0.0728 (0.0602)	-0.194* (0.0765)	-0.0582 (0.0601)	-0.0582 (0.165)	-0.0955** (0.0468)	-0.00879 (0.0498)
Azúcar	-0.0231* (0.0121)	-0.0106 (0.0176)	-0.0120 (0.0147)	-0.0319* (0.0189)	-0.00815 (0.0218)	-0.000333 (0.0277)	-0.0676*** (0.0217)	0.0835 (0.0599)	-0.0327* (0.0169)	0.00496 (0.0180)
Aceitunas	-0.118** (0.0508)	-0.161** (0.0738)	-0.248*** (0.0616)	-0.0117 (0.0796)	0.0842 (0.0915)	-0.222* (0.116)	-0.184** (0.0913)	0.595** (0.251)	-0.170** (0.0711)	0.0578 (0.0757)
Otras leches	0.00290 (0.00401)	0.00681 (0.00581)	0.00299 (0.00485)	0.0248*** (0.00627)	0.000448 (0.00722)	-0.0215** (0.00916)	-0.000417 (0.00720)	-0.108*** (0.0198)	-0.00260 (0.00560)	-0.00213 (0.00597)
Pescado	-0.0149 (0.0629)	-0.223** (0.0913)	-0.0151 (0.0762)	0.292*** (0.0985)	-0.189* (0.113)	0.266* (0.144)	0.0637 (0.113)	1.695*** (0.311)	0.231*** (0.0880)	0.0650 (0.0938)
Gaseosas	0.189*** (0.0586)	0.356*** (0.0851)	0.137* (0.0710)	-0.0220 (0.0918)	0.150 (0.106)	-0.160 (0.134)	0.121 (0.105)	0.368 (0.290)	0.322*** (0.0820)	-0.312*** (0.0874)
Ingreso	0.218*** (0.0603)	0.419*** (0.0876)	0.312*** (0.0731)	0.157* (0.0945)	-0.117 (0.109)	-0.0197 (0.138)	0.617*** (0.108)	-1.290*** (0.299)	0.671*** (0.0844)	0.748*** (0.0899)
Constant	7.027*** (0.998)	4.375*** (1.449)	3.394*** (1.209)	3.482*** (1.563)	9.713*** (1.798)	7.196*** (2.283)	-1.004 (1.794)	26.76*** (4.939)	-1.841 (1.396)	-3.573** (1.488)
Observations	777	777	777	777	777	777	777	777	777	777
R-squared	0.989	0.977	0.984	0.980	0.965	0.955	0.977	0.871	0.982	0.983

Standard errors in parentheses  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

El coeficiente de determinación ( $R^2$ ) es alto para los modelos de datos agrupados y el modelo de efectos fijos, ambos con valores superiores a 0.9. Los resultados en este sistema de ecuaciones en los coeficientes que resultan significativos muestran que definitivamente hay un efecto por comunidad autónoma que suaviza el impacto de las alteraciones en los precios sobre las cantidades demandadas de los alimentos, algo similar a lo sucedido en el primer grupo de modelos. Esto reafirma la idea inicial de que le impacto de los precios sobre la demanda de alimentos puede de alguna forma ser absorbido por la interacción entre las comunidades autónomas y por ende reduce el impacto negativo de un incremento en los precios que se pueda presentar sobre la demanda de alimentos.

## 6. CONCLUSIONES

Los precios de los alimentos y el ingreso del consumidor son dos de los principales factores que explican las variaciones en el consumo de alimentos. El presente trabajo ha tratado de establecer cómo en un país como España el comportamiento de los precios ha afectado el consumo de alimentos durante el período 2004-2015. La inelasticidad del ingreso estimada en el presente trabajo muestra que de

alguna manera el consumo de alimentos es estable y no se ve alterado ante variaciones del ingreso en las comunidades autónomas de España por lo que no habría problemas de inseguridad alimentaria desde una perspectiva de la estabilidad, adicionalmente la mayoría de los alimentos analizados se comportan de manera normal en términos de su consumo. Según los resultados obtenidos es posible inferir que los alimentos son un bien necesario y no un bien de lujo. A partir de las elasticidades obtenidas para los modelos de datos agrupados y de efectos fijos se puede establecer que en España si existen heterogeneidades no observables que inciden sobre el consumo de alimentos y estas son beneficiosas para los consumidores ya que suavizan el impacto que tiene un incremento en los precios de los alimentos. De las elasticidades propio-precio y cruzadas obtenidas, se puede inferir que alimentos como la leche y los huevos tienen un comportamiento particular como bienes Giffen. Alimentos como gaseosas, pescado, pan, agua, azúcar y otras leches se comportan como bienes normales siendo importante mencionar que el agua y las gaseosas se comportan como bienes complementarios. Al comparar estos resultados con otros estudios para España (Angulo et al.,2008) en cuanto a elasticidad propio precio los lácteos presentan diferencias en su signo y dimensión con respecto a nuestro trabajo, diferencia que puede explicarse de nuevo por el impacto de los efectos de las comunidades autónomas y porque nuestro trabajo no usa sólo la leche sino otro grupo de producto denominado otras leches que coincide en signo pero no en dimensión con el producto señalado. Algo similar sucede con un producto como el pescado en el que aunque no hay diferencias en signos pero si en dimensión, que puede explicarse porque utilizamos información para 46 productos de pescado lo que hace más detallado el análisis y por los efectos de comunidad autónoma. Una manera de hacer aún más robustos los resultados de este trabajo es completar la base de alimentos para todos los grupos alimentarios e incorporar de manera directa la modificación al presente modelo a través de la incorporación de sistema ideales de demanda –AIDS- con lo cual los resultados podrían llegar a ser un buen instrumento de política pública. Además se pueden extender los resultados tratando de establecer los impactos de efecto fijo por cada una de las comunidades autónomas de una forma más detallada.

## 7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Angulo, M., Mtimet, N., & Gil, J. (2008). Análisis de la demanda de alimentos en España considerando el impacto de la dieta sobre la salud. *Economía Agraria y recursos Naturales* 8, 3–30.
- Andreyeva, T., Long, M. W., & Brownell, K. D. (2010). The impact of food prices on consumption: a systematic review of research on the price elasticity of demand for food. *American Journal of Public Health*, 100(2), 216–222.
- Barrett, C. B. (2010). Measuring Food Insecurity. *Science*, 327(5967), 825–828.
- Cornelsen, L., Green, R., Turner, R., Dangour, A. D., Shankar, B., Mazzocchi, M., and Smith, R. D. (2015) What Happens to Patterns of Food Consumption when Food Prices Change? Evidence from A Systematic Review and Meta-Analysis of Food Price Elasticities Globally. *Health Econ.*, 24, 1548–1559.
- FAO, FIDA Y PMA (2015). *El estado de la Inseguridad Alimentaria en el Mundo*. Cumplimiento de los objetivos internacionales para 2015 en relación con el hambre: balance de los desiguales procesos. Roma, FAO.
- Gorton, D., Bullen, C. R., & Mhurchu, C. N. (2010). Environmental influences on food security in high-income countries. *Nutrition Reviews*, 68(1), 1–29
- Green, R., Cornelsen, L., Dangour, A. D., Turner, R., Shankar, B., Mazzocchi, M., & Smith, R. D. (2013). The effect of rising food prices on food consumption: systematic review with meta-regression. *BMJ, Clinical Research ed.*, 346.
- Hug, A.S.M, Arshad, F.M. (2010). Demand Elasticities for Different Food Items in Bangladesh. *Journal of Applied Sciences*, 10(20),2369-2378.
- Kneafsey, M., Dowler, E., Lambie-Mumford, H., Inman, A., & Collier, R. (2013). Consumers and food security: Uncertain or empowered? *Journal of Rural Studies*, 29(2013).



- LaFrance, J. (1999). An Econometric Model of the Demand for Food and Nutrition. Department of Agricultural and Resource Economics and Policy Division of Agricultural and Natural Resources, University of California at Berkeley, Working paper No.885.
- Lake, I. R., Hooper, L., Abdelhamid, A., Bentham, G., Boxall, A. B. a. A., Draper, A., Waldron, K. W. (2012). Climate change and food security: health impacts in developed countries. *Environmental Health Perspectives*, 120(11), 1520–1526
- Lundberg, J., & Lundberg, S. (2012). Distributional Effects of Lower Food Prices in a Rich Country: Calculations Based on Estimates of Household Demand for Food. *Journal of Consumer Policy*, 35(3), 373–391.
- Park, J. L., Holcomb, R. B., Raper, K. C., & Capps, O. J. (1996). A demand systems analysis of food commodities by US households segmented by income. *American Journal of Agricultural Economics*, 78(2), 290–300.
- Wooldridge, J. (2013). *Introductory Econometrics* (third ed.), United States, Cengage Learning.