



## **Impacto de la política regional comunitaria sobre la inversión pública: un estudio empírico**

**Cristina García Nicolás** ([Cristina.Garcia@uclm.es](mailto:Cristina.Garcia@uclm.es))

**José María Cantos Cantos**

**Economía Política y Hacienda Pública, Estadística Económica y Empresarial, y  
Política Económica**

**Universidad de Castilla-La Mancha**

**Área Temática:** *Política regional y de cohesión*

**Resumen:** *Desde el punto de vista del objetivo de la cohesión, la política regional comunitaria tiene una importancia considerable, caracterizándose, además, por una asignación de fondos a los Estados Miembros que tienen un menor nivel de renta per capita. Uno de los requisitos que deben cumplir los gobiernos beneficiarios es el principio de adicionalidad, que podría formularse como la ayuda comunitaria que debe sumarse a las aportaciones presupuestarias de las administraciones de los Estados receptores. Por otro lado, existe una larga polémica doctrinal sobre la eficacia de las transferencias intergubernamentales para lograr este principio de adicionalidad. Nuestro trabajo se centra, básicamente, en encontrar evidencia empírica del comportamiento adicional de las ayudas comunitarias sobre las aportaciones que vienen haciendo los Estados Miembros a la inversión pública. Para conseguir nuestro propósito recurrimos a la teoría de las transferencias intergubernamentales condicionadas, repasando la literatura empírica de las últimas décadas en busca de evidencias a favor o en contra de la posible sustitución de los fondos preexistentes por las transferencias recibidas, y, por tanto, de la existencia de un crowd-in o un crowd-out sobre dichos fondos. La importancia de las conclusiones obtenidas estaría relacionada con la eficacia de la política regional comunitaria medida no por el incremento del nivel de renta o del nivel de eficiencia de las economías receptoras, sino por su impacto sobre el aumento del gasto público y sobre todo de la inversión pública.*

**Palabras Clave:** *adicionalidad, transferencias condicionadas, cohesión, gasto público*

**Clasificación JEL:** **H77, R58**



## 1. Introducción

El nuevo periodo de programación comunitario (2014-2020) actualiza los ejes de desarrollo de la política de cohesión a partir de las experiencias de periodos anteriores, estableciendo una serie de objetivos que podríamos agrupar en dos bloques: aquéllos referidos a los desequilibrios regionales, y al crecimiento y a la gobernanza económicos; y los relacionados con la gestión y la eficacia de las ayudas. Son éstos también dos de los ejes de nuestro trabajo. Por un lado, el principio de cohesión aplicado desde el inicio de la configuración de la política regional, y especialmente con la creación del Fondo Europeo de Desarrollo Regional (FEDER), en un ámbito descentralizado, en el que los gobiernos –o instancias– subcentrales juegan un importante papel en la gestión de los Fondos; y, por otro lado, la eficacia de las inversiones comunitarias, es decir, de las transferencias intergubernamentales condicionadas, respondiendo a los principios recogidos en los correspondientes Reglamentos a partir de la primera reforma de los Fondos Estructurales en 1988. De ellos el principio de adicionalidad es de especial interés para nosotros, puesto que su papel en la realización práctica de la política de cohesión se traduce en el hecho de que el esfuerzo realizado por los Estados no debe reducirse y –menos aún– sustituirse por la ayuda comunitaria recibida<sup>1</sup>.

A partir de estas dos líneas temáticas estructuramos este trabajo en tres partes. En la primera de ellas analizaremos la teoría de las transferencias intergubernamentales condicionadas, haciendo un sucinto repaso de la literatura empírica de las últimas décadas, puesto que es en estas transferencias en las que se encuentra la justificación de las ayudas para el desarrollo regional (Utrilla de la Hoz, 2004). El caso de las transferencias comunitarias y las evidencias

---

<sup>1</sup> Por tanto, “se cumple cuando cada Estado miembro mantiene, en el conjunto de los territorios afectados, los gastos estructurales públicos o asimilables, como mínimo al mismo nivel que durante el periodo de programación anterior; aunque teniendo en cuenta las condiciones macroeconómicas de los ejercicios de financiación. En este sentido, el Estado miembro debe facilitar los datos financieros pertinentes para la comprobación de la adicionalidad. Se trata, pues, de evitar que los FFEE, sean utilizados por los gobiernos nacionales en sustitución de sus propias inversiones y buscar el máximo impacto real de las intervenciones comunitarias” (Isla Pera, Mella Márquez y Soy i Casals, 1998: 335).

Ese parece ser también el objetivo recogido en el §87 del Reglamento nº1303/2013 que recoge las disposiciones comunes de los Fondos Estructurales para el periodo 2014-2020. En él se afirma que “para que la ayuda de los Fondos tenga en cuenta un contexto económico más amplio, el grado de gasto público debe determinarse en relación con las condiciones macroeconómicas generales en las que tiene lugar la financiación, tomando como base los indicadores establecidos en los programas de estabilidad y convergencia presentados anualmente por los Estados miembros conforme al Reglamento (CE) nº 1466/1997 del Consejo. La verificación por parte de la Comisión del principio de adicionalidad debe concentrarse en aquellos Estados miembros en los que las regiones menos desarrolladas y en transición abarcan al menos el 15% de la población, dada la magnitud de los recursos financieros que se asignan a éstas”.



a favor o en contra de la sustitución del gasto público existente por las ayudas comunitarias son el objeto de una segunda parte, que nos llevará, finalmente, al desarrollo de un modelo empírico que nos permita determinar la existencia de un *crowd-in* o un *crowd-out* sobre dicho gasto público previo tras la recepción de las ayudas correspondientes al FEDER y al Fondo de Cohesión.

## 1. Las transferencias intergubernamentales condicionadas

En un sistema de relaciones del tipo federalismo fiscal, donde se produce un reparto de las capacidades financieras y de gasto entre varios niveles de administración y gobierno, la lógica que preside la necesaria reserva de una capacidad financiera extra a favor de los niveles superiores de gobierno (Bradford y Oates, 1971a: 416), conlleva implícitamente el germen de varios problemas, entre los que destacamos tres: una potencial insuficiencia financiera en los niveles inferiores de gobierno; el riesgo de incurrir en exceso de gravamen a través de la conocida como competencia fiscal vertical; y –el que será objeto de nuestro interés– los incentivos para alterar el nivel y composición del gasto en los niveles inferiores de gobierno.

Bradford y Oates (1971b) integran el tratamiento de las transferencias condicionadas graduadas dentro de un nuevo marco de análisis que incorpora el proceso político, estableciendo las condiciones bajo las cuales podría corroborarse la idea de que las transferencias condicionadas podrían tener un mayor impacto expansivo sobre el gasto público que las incondicionadas. Utilizando la regla de la mayoría simple y en un escenario de tipos impositivos fijos, de preferencias convexas y de un solo bien público, los autores concluyeron que las subvenciones graduadas siempre conducirán a un mayor gasto público que si se utilizan subvenciones a tanto alzado o de suma fija caracterizadas por no establecer condiciones de gasto al receptor.

No obstante, en un estudio empírico, Gramlich y Galper (1973) concluyeron que en las diez ciudades objeto de estudio, el gasto público local aumentó en 25 puntos porcentuales como consecuencia de la aplicación de un programa conjunto con el gobierno federal y estatal<sup>2</sup>. Para el caso canadiense, Winer (1983) utilizó un modelo dinámico y concluyó que el gasto público

<sup>2</sup> Algunos autores (Brennan y Pincus, 1996) relacionan este efecto directamente con la existencia de un sistema federal, desde el momento en que no hay una equivalencia entre ingresos por subvenciones e impuestos, y éstos difieren entre los distintos gobiernos subcentrales.



en las provincias canadienses había aumentado ligeramente por encima de las transferencias recibidas. Muy cuestionado fue el trabajo de Case, Rosen y Hines (1993), cuya pretensión inicial era estimar el efecto *flypaper*<sup>3</sup> de las transferencias federales sobre los Estados, con el fin de analizar la interdependencia de la política fiscal entre ellos. La disparidad de los resultados obtenidos, con una gran diferencia entre el impacto expansivo del gasto por partidas y el gasto público total, fue achacada por algunos autores como Becker (1996) y Wyckoff (1991) a una deficiente especificación del modelo utilizado. En esta misma línea están los tres tipos de explicaciones que ha ofrecido la literatura científica (Inman, 2008): a) casos donde las subvenciones graduadas son consideradas indebidamente como una variable exógena; b) un problema de especificación econométrica si la ayuda exógena está correlacionada con variables omitidas, provocando un sesgo que sobreestima el impacto en el gasto público; y c) otro problema de especificación econométrica derivado, en este caso, de que el votante representativo no es capaz de observar una subvención a tanto alzado recibida por su jurisdicción, o ve la ayuda pero percibe erróneamente su impacto como un efecto precio, o bien, aunque ve y comprende los efectos presupuestarios de la ayuda, asigna los fondos públicos y privados mentalmente a través de cuentas separadas.

Gramlich (1987), por su parte, sugiere que el *crowd-in* a veces observado es debido a factores políticos, puesto que los programas gubernamentales se arraigan y generan cierto clientelismo, siendo difíciles de evitar, incluso en el caso de una reducción de las transferencias intergubernamentales recibidas. En la misma dirección se sitúan los trabajos de Inman (2008), que introduce una explicación política según la cual, más que una anomalía, el efecto *flypaper* sería el resultado del desempeño de las instituciones políticas y de los incentivos asociados a los políticos electos; y de Lago-Peñas (2005), que incorpora el ciclo electoral como factor a tener en cuenta.

En contra de la existencia del efecto *flypaper*, existe una serie de investigaciones que no solo encuentran evidencia de que las transferencias intergubernamentales incondicionadas

---

<sup>3</sup> Esta hipótesis empírica –formulada por Okun en respuesta al trabajo de Courant, Gramlich y Rubinfeld (1979)– indicaría que, una vez que el gasto público local aumenta inducido por una transferencia incondicionada federal, la retirada de ésta no daría lugar a una reducción en la misma proporción del gasto público local, sino que parte del gasto se quedaría “pegado”, teniendo que ser financiado por una subida de impuestos locales o recurriendo al endeudamiento. Una implicación inmediata es que quedaría rechazada la hipótesis de equivalencia fiscal de Bradford y Oates, de que las transferencias incondicionadas desplazarían en un 100% el gasto público local (reduciéndolo), lo que en términos teóricos es equivalente a un aumento del ingreso privado.



recibidas por los gobiernos de inferior nivel desplazan el gasto público, conteniendo o reduciendo el tamaño del presupuesto, sino que en algunos casos obtienen evidencia de que incluso las transferencias condicionadas graduadas desplazan el gasto local específico – reduciendo la cofinanciación local–, bien hacia otras partidas del presupuesto, bien en forma de una reducción del presupuesto público local, produciendo un *crowd-out*.

En esta línea, el trabajo de Besley y Case (2000) resulta interesante porque incide en uno de los problemas que han podido condicionar seriamente la validez de algunos modelos empíricos, como es la no consideración de la posible endogeneidad de la propia transferencia respecto a la toma de decisiones políticas, en un esquema de negociación de transferencias intergubernamentales. Se trata de detectar si el propio proceso político de concesión de transferencias podría ser considerado, en sí, como una variable explicativa no observable determinada a través de un modelo de negociación legislativa, en cuyo caso las estimaciones de los modelos que incluyan subvenciones graduadas como variable predeterminada podrían estar sesgadas en contra del *crowd-out* del gasto público local.

La preferencia de las administraciones receptoras por los bienes públicos podría ser también causa de problemas de endogeneidad de la variable representativa de las subvenciones graduadas. Este es el supuesto que subyace en el trabajo de Knight (2002) cuando se centra en el programa federal estadounidense de apoyo a los programas estatales de carreteras, donde cabe esperar que el gasto estatal con esta finalidad se incremente, como mínimo, en la cantidad recibida de subvención federal. La metodología utilizada –incluye variables instrumentales (IV) en un método de estimación por mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E)– tiene en cuenta la endogeneidad que pudiera derivarse del diferente poder político de los congresistas y senadores elegidos por cada Estado que podría sesgar la toma de decisiones sobre las ayudas a favor de aquellos Estados con una mayor preferencia por los bienes públicos. Knight encuentra que las transferencias federales expulsan el gasto para carreteras preexistente en cada Estado en un porcentaje próximo al 87%, esto es, por cada dólar recibido en concepto de subvención graduada, el gasto público estatal con esta finalidad se reduce en 87 céntimos.

Por lo que respecta al ámbito de la Unión Europea, son pocos los trabajos empíricos realizados utilizando datos europeos con el propósito de obtener evidencia de un *crowd-in* o



un *crowd-out* en el gasto público provocado por las transferencias intergubernamentales condicionadas graduadas. Entre éstos, cabe destacar la evidencia obtenida en Pallesen (2006) de que el impacto, en términos de gasto público, de haber cambiado las subvenciones graduadas por las subvenciones a tanto alzado en los municipios daneses, apenas hubiera alterado el modelo de gasto público.

Pero más escasos son todavía los estudios que se han referido a las ayudas de la política regional comunitaria, donde una excepción importante es la de González Alegre (2012). Usando datos anuales entre 1993 y 2005 para la UE-15, el autor concluye que no ha podido obtener evidencia de un completo *crowd-out* sobre la inversión pública de cada Estado, pero que esta inversión sólo habría crecido 60 céntimos por cada euro asignado desde la UE. En este modelo, y dado que se trata de una subvención condicionada graduada que exige cofinanciación estatal, al utilizar como variable dependiente la inversión pública y considerar las variables en primeras diferencias, los resultados *a priori* más probables serían los siguientes: 1) un *crowd-out* del gasto estatal de inversión por el equivalente a la subvención recibida en favor de otras aplicaciones del gasto público o de una contención/reducción de impuestos, si el coeficiente de regresión fuera nulo ( $\beta=0$ ); 2) un desplazamiento parcial en el caso de que el coeficiente obtenido fuera  $0<\beta<1$ ; 3) si el coeficiente fuera  $\beta\geq 1$ , se vería consolidada o reforzada la inversión total resultante y podría hablarse de *crowd-in* sobre el gasto público de inversión; y 4) un coeficiente negativo ( $\beta<0$ ), lo que supondría un descenso de la inversión pública total ante un aumento en la subvención, es decir, un *crowd-out* “fuerte”. Convendría recordar que si acaece esta cuarta posibilidad, la evidencia empírica estaría confirmando una vulneración flagrante del principio de adicionalidad, aunque también podría haber una vulneración parcial de este principio si se dieran las posibilidades 1) y 2).

## **2. Un modelo de comportamiento de la inversión pública financiada con transferencias intergubernamentales**

Sabemos que, bajo determinadas condiciones, es equivalente conceder una subvención a un gobierno, o asignar un conjunto de subvenciones, por cantidad total semejante, a los individuos de su jurisdicción (Bradford y Oates, 1971a). En un primer momento, parece claro que una subvención entregada al gobierno receptor amplía el nivel de ingresos públicos; del



mismo modo que un conjunto equivalente de subvenciones a los individuos de esa jurisdicción aumentaría el ingreso privado. En una segunda instancia, tanto el proceso político como la toma de decisiones privada, conducirá a una situación en la que parte del dinero recibido, bien por el gobierno, bien por los individuos, será gastado en bienes privados, y otra parte se gastará en bienes públicos. Nosotros nos preguntamos ahora cuáles son las líneas generales por las que un proceso político transforma los objetos de interés iniciales inherentes a las subvenciones, en objetos de interés finales y cuál es su impacto sobre el gasto público.

Como señalan los referidos autores, no es posible establecer la equivalencia entre subvenciones públicas y ayudas privadas con carácter general, dada la diversidad de procesos políticos existentes, si bien se ocuparon de estudiar esta equivalencia para el caso de que el proceso político de toma de decisiones siguiera la regla de la mayoría simple. La pretensión de un proceso político es transformar una serie de posibilidades iniciales en resultados que puedan ser valorados por la comunidad, para lo cual se cuenta con dos instrumentos básicos: recursos y habilidad para emplearlos, con sujeción al menor número posible de restricciones. El resultado del proceso productivo de bienes públicos no puede ser segmentado en los distintos bienes y servicios, porque, aunque cada grupo de electores tenga un objeto de interés diferente, el gobierno debe prestar atención a muchos grupos de electores para poder ser reelegido. Pero, por otra parte, no todos los objetos de interés vinculados a grupos de electores, por separado, pueden contar con los recursos específicos o genéricos suficientes para alcanzar los objetivos mínimos que garantizan la reelección del gobierno, motivo por el cual éste pondrá en marcha procesos políticos para reasignar la distribución inicial de recursos y transformarla en otra distribución al servicio de objetos de interés que permitan contentar a la mayoría de sus electores. Esta característica es la que posibilita la inclusión de los procesos productivos públicos dentro del concepto de proceso político.

La anterior descripción puede resultar ilustrativa de por qué el proceso político está interesado en transformar el estado inicial de un conjunto de objetos de interés, en otro estado final caracterizado por otra ponderación diferente de objetos, que incluye también una reasignación de recursos. Además hay que tener en cuenta que, normalmente, los gobiernos se muestran más reacios a considerar aquellas opciones de obtención de recursos que les imponen mayores restricciones.



En realidad, la condicionalidad inicial establecida por la autoridad comunitaria sobre la finalidad del gasto y sobre el nivel de cofinanciación se puede traducir para el nivel de gobierno gestor del programa en una restricción muy débil, por dos razones: porque tan solo se le pedirá que financie con sus propios fondos una reducida parte del coste de las actuaciones, y porque puede desviar parte de los recursos recibidos hacia otras necesidades de gasto o, incluso, reducir o aliviar la carga impositiva en su jurisdicción. El proceso político transformará la dotación de recursos inicialmente asignada a determinados objetos de interés y sujeta a restricciones formales, en otra donde los objetos de interés habrán sido reajustados, aunque sometidos a sus respectivas restricciones una vez revisadas. El resultado sería un *crowd-out* directo del gasto de inversión específica, o del gasto total de inversión, e incluso podría darse un alivio de la carga tributaria de sus ciudadanos de manera indirecta (aumento del ingreso privado).

Por otro lado, en cuanto a la administración central del Estado miembro, este programa no constituye un objeto de interés prioritario del proceso político, a pesar de que este nivel de gobierno es el responsable del cumplimiento de las cláusulas de la condicionalidad asociadas al programa de gasto. El resultado esperado más probable podría ser una sustitución del gasto de inversión en otras partidas, y sólo en segundo lugar se produciría una reducción del gasto corriente, o una reducción impositiva, por este orden.

Tal como se muestra en la Tabla 1, con datos agregados para todas las administraciones de cada Estado miembro, en la mayoría de los casos la participación de la subvención es relativamente baja, con la excepción de España, donde el promedio para el período es del 15,3%, y de Grecia y Portugal, con participaciones de la subvención recibida en torno al 40% de la inversión total y cuya estructura bastante centralizada, podría representar un problema para cumplir con el requisito de la adicionalidad.

**Tabla** ¡Error! No hay texto con el estilo especificado en el documento. **1. Participación porcentual de los Fondos Estructurales (FEDER + FC) en la inversión pública**

<u>ESTADOS</u>	<u>Promedio 1995-2011</u>
Alemania	5,7
Austria	3,4
Bélgica	3,0
Dinamarca	0,8





España	15,3
Grecia	39,6
Finlandia	2,6
Irlanda	6,4
Francia	1,8
Italia	7,4
Luxemburgo	1,1
Holanda	0,7
Portugal	40,5
Suecia	1,1
Reino unido	3,5
<b>TOTAL UE-15</b>	<b>6,9</b>

Fuente: Comisión Europea

A la vista de lo comentado anteriormente, podemos concluir que los procesos políticos en las dos administraciones del Estado receptor están basados en la optimización de las estrategias de obtención de recursos, para lo que conocen de antemano los que recibirán a través del programa de transferencias condicionadas de la UE durante todo el periodo de programación. Estas administraciones planificarán la asignación de gastos futuros transformando las restricciones específicas iniciales para dar cabida a los objetos de mayor interés público, lo que inevitablemente pasará por la sustitución de algunas necesidades de gasto.

Por tanto, la regla de reparto de las subvenciones estaría condicionando la inversión futura en el Estado miembro, pero también se encontraría relacionada con la propia subvención a través del proceso político asociado a la gestión del programa en el Estado receptor, mediante lo que podríamos denominar una Estrategia de Sustitución Planificada (ESP). Ésta actuaría como una variable no observable que forma parte del proceso político y estaría relacionada inversamente con el conjunto de la inversión pública, y directamente con el tamaño de la subvención recibida.

En este modelo de funcionamiento, la eficacia estará en función de la prioridad que se otorgue al objeto de interés que represente el programa de inversiones para las jurisdicciones receptoras implicadas. Además, si el proceso político en el Estado miembro es capaz de cambiar las prioridades iniciales de forma considerable, reduciendo la cantidad a proveer del bien público financiado con fondos propios en cuantía superior al aumento en la provisión de



dicho bien con fondos subvencionados, entonces la ventaja formal inherente a las transferencias condicionadas graduadas desaparece (en el sentido de que al efecto ingreso que conllevan, añaden un efecto precio favorable), y el impacto sería similar al de una transferencia incondicionada a tanto alzado. A su vez, una subvención de este tipo, bajo las condiciones estudiadas en Bradford y Oates (1971a), sería equivalente a una subvención a tanto alzado a favor de los ciudadanos o, lo que es lo mismo, a una reducción impositiva o a una contención de los impuestos.

### 3. Estimación del impacto de los fondos estructurales comunitarios sobre la inversión pública

A nadie se le oculta la dificultad que conlleva construir un modelo empírico que refleje el impacto del proceso político sobre el resultado final del gasto en inversión subvencionada. Si el resultado más probable es un impacto negativo del proceso político sobre el gasto subvencionado que opera a través de la variable *ESP*, como se ha adelantado, entonces el modelo empírico debería recoger este nuevo factor condicionante como una variable explicativa.

En realidad, dado que la inversión pública forma parte de ese conglomerado de variables que en economía se consideran discrecionales, lo más frecuente es encontrarla como variable explicativa formando parte de modelos teóricos y empíricos de crecimiento económico. No obstante, su consideración como variable dependiente presenta dificultades de generalización, precisamente por el carácter discrecional de su determinación, razón por la que casi siempre se encuentra en el marco de modelos empíricos contruidos *ad hoc*<sup>4</sup>. Con estos condicionantes, comenzamos proponiendo un modelo general formulado en forma estructural para trabajar con datos de panel, como el siguiente,

$$\ln pub_{it} = \beta_1 + \sum_{j=2}^K \beta_j x_{jit} + \sum_{p=1}^S \gamma_p Z_{pit} + \delta t + a_{it}$$

<sup>4</sup> Una definición muy aceptada de inversión pública es la que la considera como una partida del presupuesto público, financiada mayoritariamente con impuestos, que es determinada por el nivel de gobierno competente con la finalidad de aplicarla a gastos económicos de inversión que beneficien a la población, y que se somete a todas las normas de aprobación, ejecución y control inherentes al presupuesto público.



donde  $inpub$  es el gasto total en el tipo de inversión pública subvencionada,  $K$  es el conjunto de variables explicativas observables ( $X_{ijt}$ ),  $S$  es el conjunto de variables explicativas no observables ( $Z_{pi}$ ) y  $\varepsilon_{it}$  es el término de error del modelo, siendo  $t$  el tiempo,  $j$  la unidad individual observada e  $i$  la observación. En esta ecuación,  $\delta_t$  captura todos los factores inobservables (heterogeneidad inobservable) que influyen en  $inpub_{it}$  y de los que, dependiendo del método de estimación utilizado, se presupondrá que permanecen o no fijos en el tiempo. Más adelante nos ocuparemos del problema que podría representar la existencia de una variable no observable directamente y de las restricciones que implica trabajar con datos de panel.

Por ahora, interesa estudiar el comportamiento primario del conjunto de las observaciones, sin atender a los efectos fijos que puedan darse a nivel de Estado miembro. La primera estimación está basada en mínimos cuadrados combinados y responde a la ecuación 1, donde  $FEC_{it}$  es la variable de interés que recoge la transferencia recibida de los Fondos Estructurales Comunitarios (FEDER y FC) para cada Estado y año<sup>5</sup>, mientras que  $FBKFP$  es la inversión privada.

$$inpub_{it} = \beta_1 + \beta_2 FEC_{it} + FBKFP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

En la Tabla 2 figuran las definiciones de las variables utilizadas en las regresiones. La variable representativa de las transferencias condicionadas graduadas establecidas con cargo a la política regional comunitaria, además de la amplia variedad de sus destinos, es preciso acotarla de acuerdo con la clasificación de la contabilidad nacional y de la estadística oficial. Es sabido que las acciones estructurales de la política regional se entremezclan con las de la política agrícola común, de forma que algunos instrumentos financieros no pueden ser considerados en este estudio por dos razones. En primer lugar, porque es preciso separar los fondos destinados a las políticas de sostenimiento de rentas (agricultura, ganadería y pesca), de lo que son genuinamente las políticas estructurales. En segundo lugar, porque dentro de las políticas estructurales, algunas se instrumentan básicamente mediante transferencias directas a los individuos (FEOGA-O, IFOP y FSE) y no forman parte de la inversión pública propiamente dicha. En consecuencia, solamente hay dos instrumentos financieros orientados a la política regional comunitaria que concedan ayudas a gobiernos mediante transferencias

<sup>5</sup> Con el fin de trabajar con series completas de datos se ha optado por el periodo 1995-2011 para la UE-15.



condicionadas graduadas con fines de inversión pública: el FEDER y el Fondo de Cohesión (FC).

**Tabla 2. Definición de las variables**

Variable	Definición	Media / Desv. típica	Fuente
<i>Inpub</i> : Inversión pública	Euros de Inversión pública <i>per capita</i> en el Estado miembro	754,9 (528,9)	Eurostat: P5_K2, formación bruta de capital público
<i>FEC</i> : Subvención recibida	Euros de transferencia <i>per capita</i> de la UE con cargo a los Fondos Estructurales (incluye FEDER y FC)	50,7 (68,8)	Comisión Europea
<i>FBKFP</i> : Inversión privada	Euros de formación bruta de capital fijo privado <i>per capita</i>	5635,2 (2403,6)	Eurostat: P51, formación bruta de capital fijo
PIBpm: PIB a precios de mercado	Euros de Producto Interior Bruto <i>per capita</i> a precios de mercado	28122,7 (11755,5)	Eurostat: B1GM
NET(+/-): Capacidad/necesidad de financiación	Euros de capacidad (+) / necesidad (-) de finan. <i>per capita</i> de las administraciones públicas	-446,7 (1234,3)	Eurostat: B9
ConPub: Consumo público	Consumo público final <i>per capita</i>	5826,4 (2438,5)	Eurostat: P3
Turismos	Vehículos turismos por cada mil habitantes	454,6 (88,5)	Eurostat: road_eqs_carhab
Energía	Consumo interior bruto de energía por habitante: en miles de toneladas equivalentes de petróleo (TEP)/PC	4,40 (1,70)	Eurostat: B100900 (nrg_100a)
Exclusión (%)	Porcentaje de población en riesgo de pobreza (corte en el 60% del ingreso medio equivalente después de ayudas sociales)	15,0 (3,9)	Eurostat: ilc_li02
Exclus_FEC	Euros de ayuda FEC por persona en riesgo de exclusión	285,4 (339,8)	Eurostat: ilc_li02 y Comisión Europea.
Elección_2	Proximidad a fecha electoral: variable <i>dummy</i> que toma valor 1 cuando hay elecciones en el año en cuestión o en el año previo, y valor 0 en otro caso	0,494 (0,50)	<a href="http://www.electi onresources.org/w estern.europe_es.html">http://www.electi onresources.org/w estern.europe_es.html</a> [marzo 2014]

La variable inversión privada (*FBKFP*), en la ecuación 1, pretende recoger una de las motivaciones económicas más extendidas en la literatura sobre el crecimiento del gasto público desde hace varias décadas. La inversión del sector privado se encuentra muy relacionada con la presencia de inversión pública en infraestructuras de transporte y de otras actuaciones sobre obra civil. Por lo que se refiere al *PIB*, desde que se enunció y comenzó a difundirse la Ley de Wagner, se encuentra aceptado que la renta guarda una relación positiva con el gasto público, aunque a veces no sea tan evidente la relación que mantiene a corto plazo con alguna partida de este agregado, como la inversión pública.



Por su parte, tanto el consumo público como el saldo financiero anual de las cuentas públicas no tienen un impacto fácilmente predecible sobre la inversión pública, y todo dependerá de la teoría utilizada para sostener el razonamiento. Por ejemplo, en las denominadas “teorías de oferta” de la hacienda pública, la contribución del consumo público debería ser nula o negativa, dado que tanto los *burócratas* como los gestores del *ciclo electoral* tienen como pretensión esencial expandir el gasto público, pero esa expansión es más visible cuando se materializa en gasto corriente que cuando lo hace en inversión, y en estos casos dependerá mucho de la rigidez que presente la restricción presupuestaria. De la misma manera, la teoría de la *ilusión financiera* también parece vincular más estrechamente la expansión del gasto público con el consumo público que con la inversión. Como sabemos, una forma común de caracterizar a la inversión pública es como el resultado de un mecanismo de ajuste presupuestario del tipo “colchón”, que permite amortiguar los efectos contractivos de una restricción presupuestaria fuerte, aunque también podría esperarse que un aumento de la inversión pública fuera la consecuencia de un saldo negativo de las cuentas financieras públicas, es decir, que se financie con déficit y con el posterior recurso al endeudamiento<sup>6</sup>.

Dado que la distribución de las variables utilizadas se aleja de la distribución normal creando largas colas por el lado derecho, hemos recurrido a la transformación logarítmica en todos los casos en que ha sido posible, utilizando el logaritmo natural. En las columnas 1 y 2 de la Tabla 3 presentamos los primeros resultados del ajuste realizado por *Mínimos Cuadrados Ordinarios Combinados* (MCOC) y por el método de *Mínima Desviación Absoluta* (MDA), respectivamente. A pesar de que la estructura de datos manejada es de tipo panel, el método MCOC considera cada observación de manera independiente y no asociada a ninguna unidad en concreto, prescindiendo de la posibilidad de realizar hipótesis sobre los efectos no observados en la distribución de cada Estado miembro de la muestra. A su vez, mientras que en la columna 1 se ha incluido en MCO una corrección por desviaciones típicas robustas, en la columna 2 se ha utilizado el método de estimación robusta con corrección por MDA. Este método de estimación es alternativo al de MCO y es especialmente útil cuando no se cumple el supuesto de normalidad de los residuos, como es el caso.

---

<sup>6</sup> Finalmente, al introducir en nuestro modelo las variables *PIB*, *Conpub* y *NET* (+/-), o bien no han resultado significativas, o bien su aportación ha sido exigua, por lo que hemos prescindido de ellas.



**Tabla 3. Resultados de las estimaciones**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	MCOC Desv. Stan. robusta HAC	MDA Estimación robusta	Panel E. Fijos Desv. Stan. robusta PCSE	Panel Efect. Aleatorios MCG	MC2E 1ª etapa MCOC	MC2E 2ª etapa D.T. PCSE	VI 1ª etapa MCG	VI 2ª etapa G2SLS
	Variable dependiente: <i>ln_inpub</i>	Variable dependiente: <i>ln_inpub</i>	Variable dependiente: <i>ln_inpub</i>	Variable dep.: <i>ln_inpub</i>	Variable dependen.: <i>ln_FEC</i>	Variable dependiente: <i>ln_inpub</i>	Variable dependen.: <i>ln_FEC</i>	Var. depend.: <i>ln_inpub</i>
Cons.	-2,4599	-2,5130 ***	-1,1220 (*)	-1,0899 (**)	-2,9288 (***)	-4,7537 (***)	-2,5212 (***)	-0,0305
Ln_FEC	0,0433	0,0544 (**)	-0,0984 (***)	-0,0889 (***)	--	0,0536 (**)	--	-0,0932 (***)
Ln_FBKfp	1,0268 (***)	1,0347 (***)	0,9221 (***)	0,9149 (***)	-0,1540	1,2910 (***)	-0,1433	0,7932 (***)
<b>Instrumentos:</b>								
Ln_Exclusión_FEC					0,6664 (***)		0,6008 (***)	
Ln_Energia					-0,0710		-0,1116	
Elección_2					0,1043 (**)		0,0833 (*)	
Ln_Exclusión (%)					1,5358 (***)		1,4960 (***)	
<b>Tests:</b>								
R2	0,4917	--	0,882	--	0,9102	0,4917	--	0,572
F Sn	121,90	--	111,43	--	504,85	344,73	--	--
Breusch-Pagan			--	956,609	--	--	132,55	--
Hausman-Consist			--	6,0612	--	28,84	82,19	--
Contr. Sargan						LM=1,3819	--	--
Est. Wald.				769,41	--	--	--	71,92
Observaciones	255	255	255	255	255	255	255	255

Niveles de significación del parámetro: \*\*\*(1%); \*\*(5%); \*(10%).

Estas dos primeras estimaciones permiten avanzar el comportamiento de nuestra variable de interés (*FEC*) en el modelo. Mientras que en la columna 1 hay problemas de falta de normalidad en los residuos y el parámetro de *FEC* no resulta significativo, en la columna 2, obtenida con el método MDA, todos los parámetros son estadísticamente significativos, además de que no se alejan mucho de los valores obtenidos con la estimación MCOC. Se trata de un modelo para la inversión pública que depende de dos variables explicativas, las ayudas comunitarias recibidas y la inversión privada, dado que hemos tenido que prescindir de algunas más por falta de adecuación. Estos métodos de estimación son útiles cuando no existen factores no observables (heterogeneidad no observada), y permite aprovechar la variabilidad transversal y temporal del panel de datos, aunque lo hace de manera menos eficiente que otras alternativas, como la estimación con efectos fijos o con efectos aleatorios a partir de una estructura de datos de panel (longitudinales).

En el modelo 1 de la Tabla 3, el parámetro estimado correspondiente a la variable de interés (*FEC*) es 0,0433 y, aunque no es estadísticamente significativo, apenas difiere del obtenido en el modelo 2, que con un valor de 0,0544 resulta significativo al 5%, algo que también ocurre con *FBKfp*, cuyos parámetros estimados son, respectivamente, 1,0268 y 1,0347, significativos al nivel del 1%.



Los parámetros obtenidos para *FEC* indican que por cada 1% de incremento en la ayuda comunitaria, la inversión pública en el Estado receptor apenas se incrementaría en el entorno del 0,05%, mientras que la inversión privada, con un 1,03%, sí que tendría un verdadero impacto sobre la inversión pública. En el caso de la variable *FEC*, el signo es el que mayoritariamente se ha obtenido por parte de los trabajos empíricos realizados sobre transferencias intergubernamentales condicionadas graduadas, si bien, el valor obtenido en nuestros modelos 1 y 2 es relativamente bajo. En cuanto al parámetro de la inversión privada, su signo es el esperado, puesto que debe asociarse positivamente con la inversión pública. Este avance de resultados parece avalar la idea de un *crowd-out* más que de un *crowd-in* sobre la inversión pública provocado por la subvención recibida, y se alinearía con la proposición empírica de que las transferencias condicionadas graduadas apenas hacen aumentar la inversión total del gobierno receptor.

A pesar de todo, los resultados de los ajustes anteriores hay que tomarlos con mucha cautela, puesto que los métodos de estimación no han tenido en cuenta las peculiaridades de los Estados, y todo apunta a que podríamos encontrarnos en presencia de una importante heterogeneidad no observada que no puede asociarse a cada Estado miembro en particular, y esta singularidad al final queda subsumida en la perturbación aleatoria, por lo que el término de error probablemente esté correlacionado con alguna de las variables explicativas: dentro de esta heterogeneidad no observable podría encontrarse nuestra variable *ESP*. Como no hay una prueba contundente para detectar estos factores no observables, lo aconsejable suele ser probar con otros métodos de estimación.

Descartada la transformación en primeras diferencias, nos quedamos con la transformación logarítmica para la estimación del panel de datos. En las columnas 3 y 4 de la Tabla 3 figuran los parámetros y demás estadísticos obtenidos en las estimaciones por técnicas de panel de efectos fijos y de efectos aleatorios, respectivamente. En ambos casos, los parámetros obtenidos se ven reducidos sensiblemente en relación con las anteriores estimaciones; en concreto, el parámetro de *FEC* adquiere signo negativo y se sitúa en el entorno de -0,09, siendo estadísticamente significativo al 1%. En el caso del parámetro de la variable *FBKFP*, se ha reducido hasta el entorno de 0,92 mientras que la significación conjunta del modelo se sitúa en el 88%, con una clara mejora de la bondad del ajuste respecto a los dos modelos anteriores. En términos de nuestra variable de interés, ambas estimaciones ponen de



manifiesto un ligero *crowd-out* o efecto expulsión de la inversión pública por parte de las ayudas comunitarias recibidas.

Hasta ahora, y como resumen de los resultados de las cuatro primeras estimaciones realizadas, observamos diferencias significativas entre los parámetros obtenidos utilizando métodos para estructura de datos de panel, en relación con los modelos 1 y 2. En general, la reducción observada en el tamaño de los parámetros podría ser un síntoma de la presencia de alguna variable oculta relevante que pudiera influir tanto en *FEC* como en *inpub*, lo que justificaría la excesiva sensibilidad del parámetro al método de estimación utilizado. Podría tratarse de un problema de especificación del modelo que requiera la incorporación de alguna variable explicativa adicional.

En particular, la amplia discrecionalidad que suele ser inherente a los modelos explicativos de la inversión pública, requeriría de un nutrido panel de variables explicativas observables que probablemente variaría mucho de un caso a otro. Lo interesante sería encontrar una variable explicativa que reuniera un substrato común a una buena parte de las variables que pudiéramos utilizar, como podría ser la variable que definimos como *ESP*. El problema es que una variable como *ESP*, capaz de recoger la influencia del proceso político de toma de decisiones en materia de inversión pública, no es observable. En una estructura de datos de panel, la omisión de una variable importante traslada sus consecuencias a los residuos y, dependiendo del comportamiento que tenga, puede afectar seriamente a la insesgadez y consistencia de los estimadores obtenidos. Una forma de resolver el problema sería encontrar una o más variables que fueran buenas proxy de la omitida, lo que permitiría seguir aplicando los métodos habituales para panel de efectos fijos o aleatorios, pero esto no ha sido posible. Cuando, además, intuimos que la variable omitida *ESP* puede estar correlacionada con *FEC*, entonces nos encontramos ante la posibilidad de que exista un problema de endogeneidad, y el resultado de la estimación del modelo por los métodos utilizados hasta ahora podría conducir fácilmente a conclusiones erróneas.

Teniendo en cuenta los supuestos de endogeneidad en que puede incurrir una variable explicativa, al analizar el procedimiento de planificación y de ejecución de la política regional comunitaria durante las dos últimas décadas, observamos que las asignaciones comunitarias de las ayudas se realizan por períodos de programación de entre 5 y 7 años, a lo que hay que





añadir retardos de ejecución de entre uno y dos años más a lo largo de cada período<sup>7</sup>. Sin duda, y, en términos de la estrategia de sustitución planificada de la inversión que lleva a cabo el proceso político, en la práctica los gestores de cada Estado miembro receptor de la ayuda comunitaria disponen de entre 5 y 9 años para periodificar la ayuda asignada, lo que implica una gran discrecionalidad, a la vez que relaja considerablemente la condicionalidad inherente al diseño de este tipo de ayudas, discrecionalidad que puede transformar la variable *FEC* en endógena, al depender del proceso político local de toma de decisiones. En concreto, podríamos estar en el supuesto de que la variable *FEC* tuviera un comportamiento endógeno derivado de la influencia significativa de una variable omitida que cambia con el tiempo, como *ESP*, de manera que  $C(FEC, \varepsilon) \neq 0$ . La solución consiste en obtener una variable instrumental (*Z*) ajena a las co-variables del modelo (*X*), pero que cumpla las dos consabidas condiciones: (1)  $C(Z, \varepsilon) = 0$ ;  $\rightarrow Z$  no debe estar correlacionada con el término de error del modelo; (2)  $C(Z, X_i) \neq 0$ ;  $\rightarrow Z$  debe estar correlacionada con la variable explicativa endógena. Un modelo completo para contrastar la hipótesis de *crowd-in* o *crowd-out* que provocan las transferencias intergubernamentales graduadas podría ser:

$$inpub_{jt} = \beta_1 + \beta_2 FEC_{jt} + \beta_3 FBKFP_{jt} + \gamma_1 ESP_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

Esto es, la inversión pública realizada en el Estado receptor (*j*) de la transferencia en cada período de tiempo (*t*) dependería de un conjunto de tres variables explicativas (*i*) (entre las que se encuentra nuestra variable de interés *FEC*)<sup>8</sup>. Sin embargo, resulta que la variable *ESP* no es observable. El conjunto de variables explicativas indicadas deberían estar libres de error, carecer de sesgo muestral dentro de la “población” a la que representan, y quedar determinadas fuera del modelo, de manera que no manifestaran correlación entre ellas. Sin embargo, no siempre ocurre esto en los modelos; por ejemplo, en nuestro caso la variable *ESP* podría estar correlacionada con *FEC*, pero como *ESP* no puede ser observada, podríamos adoptar la decisión de prescindir de ella. Ahora bien, al actuar así y de confirmarse nuestra intuición sobre la existencia de dicha correlación, entonces la variable *inpub* estaría correlacionada con los errores del modelo, puesto que *ESP* ahora se encuentra formando parte

<sup>7</sup> Los dos últimos períodos de programación abarcan siete años cada uno, a lo que hay que sumar otros dos años para terminar de aplicar las ayudas programadas. En el próximo período 2014-2020, se prevén 3 años más para aplicar las ayudas programadas, totalizando 10.

<sup>8</sup> En lo sucesivo y por simplicidad, prescindiremos de los subíndices al referirnos a las variables.



del término de error<sup>9</sup>. En este caso, el error no se distribuiría de forma aleatoria y la estimación estaría sesgada y sería inconsistente.

Una forma de evitar el sesgo y la inconsistencia de los estimadores en presencia de una variable explicativa endógena es utilizar el método MC2E. La relevancia de la variable instrumental utilizada puede llevarse a cabo realizando una proyección lineal de *FEC* sobre la otra variable explicativa observable y sobre los  $Z_j$  instrumentos utilizados, donde prescindimos de los subíndices de unidades y de tiempo:

$$FEC = \pi_0 + \sum_1^m \pi_j \sum_1^m Z_j + v \quad (3)$$

Por ejemplo, en esta expresión y para el caso de un solo instrumento,  $\pi_1 = C(Z, FEC) / Var(Z)$ , siempre que se cumpla la condición de relevancia de dicho instrumento. Aquí es fácil testear la hipótesis nula  $H_0: \pi_1 = 0$  para un nivel de significación suficientemente pequeño, como 5% o 1%<sup>10</sup>. Ahora, el siguiente paso es encontrar una variable instrumento que no esté correlacionada con *ESP* ni con ningún otro factor no observable que afecte a *inpub*, pero que esté correlacionada con *FEC*. Hemos probado las siguientes variables instrumentales de *FEC* mediante las proyecciones lineales de cada instrumento:

**Tabla 4. Selección de variables instrumentales**

Proyección lineal sobre diversos instrumentos (MCO). Var. dependiente: <i>FEC</i> /ln_ <i>FEC</i> (1)						
Instrumentos (Z)	$\pi_1$	$\pi_2$	$\pi_3$	$\pi_4$	$\pi_5$	
Z = exclusión (%)	11,8518					R <sup>2</sup> : 0,452; Nivel sign.: ***
Z = ln exclusión (%)	3,4073					R <sup>2</sup> : 0,495; Nivel sign.: ***
Z = elección_2		14,8338				R <sup>2</sup> : 0,011; Nivel sign.: 0,0660
Z = energía			-19,3264			R <sup>2</sup> : 0,229; Nivel sign.: 0,0558
Z = ln energía			-2,0421			R <sup>2</sup> : 0,304; Nivel sign.: ***
Z = turismo				-0,3380		R <sup>2</sup> : 0,189; Nivel sign.: **
Z = ln turismo				-1,9952		R <sup>2</sup> : 0,098; Nivel sign.: ***
Z = exclusión_FEC					0,2008	R <sup>2</sup> : 0,984; Nivel sign.: ***
Z = ln exclusión_FEC					0,8297	R <sup>2</sup> : 0,816; Nivel sign.: ***

(1) Para cada instrumento, la segunda regresión utiliza como variable dependiente el logaritmo de *FEC*, salvo para el caso del instrumento “elección\_2”, donde no se pueden utilizar logaritmos al ser una variable dicotoma. En este último caso, el parámetro debe interpretarse como el porcentaje de variación de *FEC* cuando “elección\_2” toma valor 1.

NOTA: Los asteriscos representan niveles de significación del parámetro estimado: 1% (\*\*\*) y 5% (\*\*), respectivamente.

<sup>9</sup> Si la ecuación (2) se encuentra completamente especificada, el término de error ( $\varepsilon$ ) se distribuye como una normal de media cero. Pero al omitir la variable *ESP*, entonces  $\varepsilon = u + Y_1 ESP$ , para  $Y_1 \neq 0$ . El término de error se compone ahora del existente previamente en (2), más el que añade la variable omitida *ESP*, y ya no se distribuye de manera aleatoria.

<sup>10</sup> Nótese que si *Z* no está correlacionado con  $v$ , entonces  $\pi_0 + \pi_1 Z$  tampoco lo estará. Además, si  $FEC = Z$  obtendríamos la estimación de MCO, porque *FEC* sería exógena y podría utilizarse como su propio instrumento, lo que implicaría que el estimador VI es idéntico al estimador MCO.



En la Tabla 4 figuran los resultados obtenidos en el proceso de selección de instrumentos para la variable explicativa endógena *FEC*, y su versión logarítmica. La variable *exclusión\_FEC*, definida como la cantidad de ayuda comunitaria recibida por cada persona en riesgo de exclusión, ha resultado ser el mejor instrumento de *FEC*, y pensamos que no debe estar correlacionada con los residuos (ni con *inpúb*), puesto que las decisiones de inversión pública adoptadas de acuerdo con el proceso político anteriormente descrito, difícilmente se tomarían pensando en esta variable instrumental<sup>11</sup>. Una vez relacionados los instrumentos potencialmente utilizables, planteamos el modelo estructural a estimar por MC2E,

$$\ln\_inpúb = \beta_0 + \beta_1 \ln\_FEC + \beta_2 \ln\_FBKFP + \varepsilon \quad (4)$$

donde  $E(\varepsilon)=0$ ,  $C(FEC,\varepsilon)\neq 0$  y  $C(FBKFP,\varepsilon)=0$ ; esto es, hacemos la hipótesis de que *FEC* es una variable explicativa endógena. Una vez elegidos algunos instrumentos (*ln\_exclusión\_FEC*, *ln\_elección\_2*, *ln\_energía* y *ln\_exclusión(%)*), estimamos la forma reducida del modelo, en lo que constituye la 1ª etapa,

$$\begin{aligned} \ln\_FEC = & \varphi_0 + \varphi_1 \ln\_FBKFP + \varphi_2 \ln\_exclusion\_FEC + \varphi_3 \ln\_energía + \\ & + \varphi_4 \ln\_eleccion\_2 + \varphi_5 \ln\_exclusion(\%) + v \end{aligned} \quad (5)$$

que incluye las variables explicativas exógenas del modelo estructural y todos los instrumentos utilizados. En la columna 5 de la Tabla 3 presentamos los resultados de la estimación de la 1ª etapa, lo que hacemos únicamente para poder observar los principales estadísticos y contrastes obtenidos. El modelo tiene una bondad del 91%, y todos los instrumentos son estadísticamente significativos, salvo *ln\_energía*.

Una vez estimada la ecuación (5),  $\ln\_FEC$  puede utilizarse como la VI de *ln\_FEC* en la ecuación (4), y se puede proceder a estimar la ecuación (6), en lo que constituye la 2ª etapa del método MC2E,

$$\ln\_inpúb = \beta_0 + \beta_1 \ln\_FEC + \beta_2 \ln\_FBKFP + u \quad (6)$$

La columna 6 de la Tabla 3 contiene los resultados finales de la estimación del modelo por MC2E, llevada a cabo de forma integrada y utilizando datos combinados. Como puede verse,

<sup>11</sup> Además, téngase en cuenta que no existe colinealidad perfecta entre *FEC* y *exclusión\_FEC*, puesto que ésta última también depende de la población en riesgo de exclusión, determinada con criterios ajenos a *FEC*.



los parámetros correspondientes al intercepto y a la variable  $\ln\_FEC$ , apenas difieren de los obtenidos en las columnas 1 y 2, correspondientes a estimaciones por MCO y MDA, respectivamente, aunque sí es sensiblemente superior el parámetro de  $\ln\_FBKFp$ . Todo indica que cuando metodológicamente no se considera la heterogeneidad no observable, los resultados guardan una cierta proximidad aunque los métodos utilizados difieran.

Precisamente, cuando se considera en el modelo la heterogeneidad no observable mediante estimación de datos de panel (columnas 7 y 8 de la Tabla 3), al mantener la hipótesis de endogeneidad de la variable  $\ln\_FEC$  los resultados presentados en la columna 8 de la citada Tabla vuelven a parecerse más a los alcanzados en las columnas 3 y 4. La metodología utilizada es la de VI para datos de panel, habiendo optado por la estimación de efectos aleatorios. En la columna 7, figuran los resultados de la estimación de la 1ª etapa, obteniendo unos parámetros que son muy parecidos a los obtenidos en la estimación por MCOC de la columna 5. Una vez más, los instrumentos son estadísticamente significativos, salvo  $\ln\_energía$ . Ya en la columna 8, la estimación utiliza el método de 2GSLs de efectos aleatorios para panel de datos, obteniendo como ya se ha dicho, un parámetro para  $\ln\_FEC$  de -0,0932, muy similar al obtenido en la columna 4.

Como ayuda a la confirmación o rechazo de la sospecha de endogeneidad sobre  $FEC$ , hemos realizado el contraste de endogeneidad de Hausman<sup>12</sup>. En este caso quedaría rechazada la hipótesis nula de que  $FEC$  es exógena y podríamos considerarla como endógena en el modelo (véase Tabla 5). Sin embargo, los valores críticos obtenidos no se alejan mucho del estadístico  $t$  obtenido, por lo que conviene confirmar el resultado recurriendo a la sugerencia de Hausman de comparar directamente las estimaciones por MCO y por MC2E<sup>13</sup>. Utilizando este procedimiento, no hay indicios claros de endogeneidad. Mientras tanto, el contraste de endogeneidad para las estimaciones con datos de panel no ha permitido obtener un parámetro

<sup>12</sup> Según este contraste, un rechazo de  $H_0$  implicaría la presencia de endogeneidad. Los resultados obtenidos un  $\delta_1 = 0,2674$  y un estadístico  $t = 2,903$ . El valor crítico del estadístico  $t$  en las Tablas es de 2,596 para un nivel de significación del 1%, y de 1,969 para un nivel de significación del 5%.

<sup>13</sup> Si todas las variables explicativas fueran exógenas, entonces ambos métodos arrojarían resultados consistentes, pero si difieren significativamente, entonces habría motivos para suponer la endogeneidad de una de ellas. Cuando no se controla la heterogeneidad inobservada, al estimar la ecuación (4) por MCO, el parámetro obtenido para  $FEC$  es 0,0433, y 0,0544 en estimación robusta (columnas 1 y 2 de la Tabla 3), mientras que en la estimación por MC2E el parámetro obtenido es 0,0536 (ver columna 6). En ambos casos, los parámetros son significativos al 5% y apenas difieren: una variación del 1% de las ayudas comunitarias da lugar a un aumento en el entorno del 0,05% en la inversión pública, poniendo de manifiesto una sustitución casi perfecta de la inversión pública nacional por las ayudas comunitarias recibidas.



estadísticamente significativo para  $\tilde{\nu}$ , y tampoco difieren mucho las estimaciones del parámetro  $\beta_1$  por MCG (efectos aleatorios) y por VI para panel de datos. En conclusión, a pesar de los claros indicios estadísticos, no se puede refutar de forma nítida la hipótesis de exogeneidad de  $\ln\_FEC$  en la estimación VI del panel de datos.

**Tabla 5. Resultado de los contrastes de endogeneidad de la variable  $\ln\_FEC$**

No se controla la heterogeneidad inobservada:	MCOC(Sign.)	Robusta(Sign.)	VI-MC2E
<i>Método de doble paso:</i>			
Parámetro $\tilde{\nu}$ en el 2º paso:	0,2598(***)	0,2674(***)	
Estadístico t:	3,675	2,903	
Valor crítico estadístico t al 1% de sign.:	2,596		
Valor crítico estadístico t al 5% de sign.:	1,969		
H <sub>0</sub> : Es exógena	no	no	
<i>Método de comparación directa:</i>			
Parámetro $\beta_1$ estimado	0,0433(***)	0,0544(***)	0,0536(**)
H <sub>0</sub> : Es exógena	sí		
<i>Método de doble paso:</i>			
Parámetro $\tilde{\nu}$ en el 2º paso:	0,0469(no)		
Estadístico t:	-1,192		
Valor crítico estadístico t al 1% de sign.:	-2,596		
Valor crítico estadístico t al 5% de sign.:	-1,969		
H <sub>0</sub> : Es exógena	sí		
<i>Método de comparación directa:</i>			
Parámetro $\beta_1$ estimado	-0,0889(***)		-0,0932(***)
H <sub>0</sub> : Es exógena	sí		
<i>Método de doble paso:</i>			
Parámetro $\tilde{\nu}$ en el 2º paso:	0,0469(no)		
Estadístico t:	-1,192		
Valor crítico estadístico t al 1% de sign.:	-2,596		
Valor crítico estadístico t al 5% de sign.:	-1,969		
H <sub>0</sub> : Es exógena	sí		
<i>Método de comparación directa:</i>			
Parámetro $\beta_1$ estimado	-0,0889(***)		-0,0932(***)
H <sub>0</sub> : Es exógena	sí		

#### 4. Discusión de resultados y conclusiones

Uno de los primeros y más importantes problemas encontrados tiene que ver con la especificación de un modelo empírico de la inversión pública, debido a su discrecionalidad y a la irrelevancia estadística de algunas variables explicativas de las que hemos tenido que prescindir<sup>14</sup>. Además, conscientes de que no estábamos en presencia de un modelo completo cuando tratamos de estimar el comportamiento de una variable discrecional como es la inversión pública, hemos intentado encontrar algunas variables instrumentales para resolver la probable endogeneidad de nuestra variable de interés  $FEC$ . Entre las conclusiones que pueden obtenerse de este trabajo se encuentran las siguientes:

<sup>14</sup> En Knight (2002) se incluyen como variables explicativas el ingreso y la población, así como algunos indicadores de inversión en bienes de consumo duradero. En González Alegre (2012) se incluyen variables explicativas como el PIB, el consumo público, la población y el saldo financiero de las administraciones públicas, pero no siempre resultan significativas. En Sour y Girón (2007) se incluye el ingreso municipal, la población y diversas variables dicótomas para segmentar los municipios por tamaño.



En primer lugar, hemos podido apreciar el apenas perceptible impacto positivo del PIB, así como la errática y no significativa contribución del consumo público y del saldo financiero de las administraciones públicas. Este comportamiento no es sorprendente, puesto que ha sido observado también en otros estudios empíricos, corroborando el carácter altamente discrecional de la partida de inversión pública dentro del conjunto del presupuesto público y su función de mecanismo de cierre ante la restricción presupuestaria.

En segundo lugar y por lo que respecta a la variable representativa de la ayuda comunitaria recibida, nos ha sorprendido la gran estabilidad manifestada al calcular su contribución a explicar la inversión pública ante el test de sensibilidad aplicado, consistente en introducir otras variables explicativas adicionales. Cuando se ha utilizado la estructura de datos no individualizada por Estados, se ha comprobado que un 1% de ayuda comunitaria apenas ha supuesto un aumento que se sitúa en el entorno del 0,05% de la inversión en el Estado de destino. Al utilizar una estructura de datos de panel, donde se consideran los efectos individuales de los Estados, la contribución de la ayuda comunitaria ha sido incluso negativa (en torno al -0,09%). Estos resultados son inéditos en el ámbito de la Unión Europea, más aún cuando están referidos a ayudas financieras instrumentadas mediante transferencias intergubernamentales condicionadas y graduadas.

En tercer lugar, cuando hemos utilizado la variable *ESP* y el método MC2E, se han obtenido unos parámetros para la variable de interés que no difieren en exceso de los obtenidos aplicando los métodos habituales, con un comportamiento general esperado ya que tienden a reducir la contribución de los fondos comunitarios a la inversión pública. Sin embargo, al aplicar los test de endogeneidad no se ha obtenido evidencia que dé ventaja absoluta a este método de estimación. A pesar de todo, entendemos que el método bietápico de estimación es el adecuado, si bien se requieren instrumentos más representativos y capaces de superar con mayor claridad los test estadísticos de endogeneidad.

En cuarto lugar, los resultados también ponen de manifiesto que la financiación externa recibida está produciendo un efecto expulsión de parte del gasto de inversión financiado por los Estados destinatarios, aunque no se pueda precisar si tal efecto implica un desplazamiento del gasto hacia el consumo público, hacia una reducción del endeudamiento o, directamente,



hacia una reducción de impuestos (o su no incremento). Los resultados estarían, por tanto, próximos a la hipótesis de equivalencia financiera.

Por último, el hecho de que en todas las estimaciones llevadas a cabo el parámetro *FEC* presente valores muy reducidos –en algunos casos incluso negativos–, implica una pérdida de eficacia de la política regional comunitaria como consecuencia del notable efecto de expulsión del gasto de inversión financiado con fondos del destinatario, provocado por las transferencias recibidas. Cuando fallan los mecanismos de transmisión y control de las medidas adoptadas por la autoridad comunitaria se ve mermada la eficacia de la propia política regional, cuestionando seriamente que se esté cumpliendo el principio de adicionalidad, incluso considerando la laxitud con la que queda definido en la propia reglamentación comunitaria.

## 5. Bibliografía

- Besley, T.; Case, A. (2000): “Unnatural Experiments? Estimating the Incidence of Endogenous Policies”, *The Economic Journal*, vol. 110, pp. 672-694.
- Bradford, D.; Oates, W. (1971a): “The Analysis of Revenue-Sharing in a New Approach to Collective Fiscal Decisions”, *The Quarterly Journal of Economics*, nº 85 (3), pp. 416-439.
- Bradford, D.; Oates, W. (1971b): “Towards a Predictive Theory of Intergovernmental Grants”, *The American Economic Review*, vol. 61, nº 2, pp. 440-448.
- Brennan, G.; Pincus, J.J. (1996): “A minimalist model of federal grants and flypaper effects”, *Journal of Public Economics*, nº 61, pp. 229-246.
- Case, A. C.; Rosen, H. S.; Hines, J. R. (1993): “Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states”, *Journal of Public Economics*, vol. 52, nº 3, pp. 285-307.
- Courant, P.N.; Gramlich, E.M.; Rubinfeld, D.L. (1979): “The Stimulative Effects of Intergovernmental Grants: or Why Money Sticks Where It Hits” en Mieszkowski, P.; Oakland, W.H. (eds.): *Fiscal Federalism and Grants-In-Aid*, Urban Institute, pp. 5-21.
- Goldberger, A.S. (1964): *Econometric Theory*, John Wiley & Sons Inc, New York.
- González Alegre, J. (2012): “An evaluation of EU regional policy. Do structural actions crowd out public spending?”, *Public Choice*, nº 151 (1), pp. 1-21.



- Gramlich, E. M. (1987): “Federalism and federal deficit reduction”, *National Tax Journal*, vol. 40, nº 3 (Tax reform: now you see it), pp. 299-313.
- Gramlich, E. M.; Galper, H. (1973): “State and Local Fiscal Behavior and Federal Grant Policy”, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1973, nº 1, pp. 15-65.
- Gujarati, D.; Porter, D. (2010): *Econometría*, McGraw-Hill.
- Inman, R.P. (2008): “The Flypaper Effect”, Working Paper, nº 14579, *National Bureau of Economic Research*, Cambridge (Massachusetts) <http://www.nber.org/papers/w14579>
- Isla Pera, M. M.; Mella Márquez, J. M.; Soy i Casals, A. (1998): “La política regional de la Unión Europea y su evaluación” en Mella Márquez, J. M. (coord.): *Economía y política regional en España ante la Europa del siglo XXI*, Ed. Akal, Madrid, pp. 327-355.
- Kaiser Moreiras, J. L. (2008): “La política regional europea 2007-2013: principales novedades con respecto a 2000-2006”, *Presupuesto y Gasto Público*, nº 52, pp. 129-142.
- Knight, B. (2002): “Endogenous Federal Grants and crowd-out of State Government Spending: theory and evidence from the Federal Highway Aid Program”, *American Economic Review*, nº 92 (1), pp. 71-92.
- Lago-Peñas, S. (2005): “The effects of grants cuts on public deficit: does incumbent’s ideology matter?”, Working Paper, University of Vigo, Department of Applied Economics.
- Pallesen, T. (2006): “Impact of Changing Matching Grants to Lump Sum Subsidies: Evidence from Danish Local Governments”, *Annual Meeting in the Public Choice Society*, March 30–April 2, New Orleans. Louisiana.
- Sour, L. (2013): “The flypaper effect in mexican local governments”, *Estudios Económicos*, vol. 28, pp. 165-186.
- Sour, L.; Girón, F. (2007): *El efecto flypaper de las transferencias intergubernamentales del ramo 28 en los gobiernos locales mexicanos, 1990-2004*, Documento de trabajo, Centro de Investigación y Docencia Económicas <http://aleph.academica.mx/jspui/handle/56789/3518> [septiembre 2014]
- Spahn, P.-B. (2006): “Equity and efficiency aspects of interagency transfers in a multigovernment framework” en Boadway, R.; Shah, A. (ed.): *Intergovernmental Fiscal Transfers: Principles and Practice*, The World Bank, Washington D.C., pp. 75-106.





Utrilla de la Hoz, A. (2004): “Los instrumentos de solidaridad interterritorial en el marco de la revisión de la política regional europea. Análisis de su actuación y propuestas de reforma”, *Presupuesto y Gasto Público*, nº 36, pp. 125-152.

Wyckoff, P. G. (1991): “The Elusive Flypaper Effect”, *Journal of Urban Economics*, nº 30, pp. 310-328.

Winer, S. L. (1983): “Some evidence on the effect of the separation of spending and taxing decisions”, *The Journal of Political Economy*, vol. 91, nº 1, pp. 126-140.