

## SEPARABILIDAD DEMOGRÁFICA Y GASTO PÚBLICO LOCAL\*

CRUZA A. ECHEVARRÍA

Universidad del País Vasco

En este artículo se extiende y contrasta la hipótesis de separabilidad demográfica aplicada al gasto público local siguiendo el trabajo de Deaton, Ruiz-Castillo y Thomas (1989). La hipótesis de separabilidad demográfica para el gasto público implica que variaciones en las transferencias recibidas por los gobiernos locales y determinadas variaciones en la estructura demográfica tendrán efectos *similares* sobre la provisión de bienes públicos. El análisis empírico se efectúa sobre datos de panel de la economía de los Estados Unidos para los años 1980-1987.

*Palabras clave:* presupuesto público, demografía, separabilidad demográfica.

**E**n los últimos años estamos asistiendo a un creciente interés por parte de los economistas en las posibles implicaciones que los fenómenos demográficos tienen sobre la economía. Seguramente, una de las principales razones es el proceso de envejecimiento que están experimentando las economías occidentales, y las consiguientes dudas acerca de la sostenibilidad de los actuales sistemas de seguridad social, dando lugar a una ya muy extensa literatura al respecto. [Ver, por ejemplo, Bös y Cnossen (1992)].

Este artículo se encuadra dentro de este tipo de interés genérico por las relaciones entre economía y demografía y, en concreto, en un aspecto concreto de la relación entre presupuesto público y estructura demográfica, siguiendo en la línea de otros trabajos anteriores [Ver Echevarría (1995a), Echevarría (1995b) y referencias en ésta]. Para ser más preciso, se trata de analizar desde una perspectiva particular la conexión entre la distribución por edades poblacional y la composición del gasto público. En tal sentido, el propósito último de este artículo es, siguiendo la idea y la metodología inicialmente desarrolladas en Deaton, Ruiz-Castillo, y Thomas (1989) [en adelante, DRCT (1989)], extender su concepto de separabilidad demográfica y contrastar la correspondiente hipótesis para el caso del gasto público local.

DRCT (1989) originalmente definen y analizan el concepto de separabilidad demográfica para el consumo privado de las economías domésticas, utilizando para con-

---

(\*) Agradezco los comentarios de Javier Gardeazábal y Marta Regúlez, así como del director y dos evaluadores anónimos de *Revista de Economía Aplicada* (sin implicar a ninguno de ellos en las deficiencias de la versión definitiva), al igual que la ayuda económica obtenida a través de los proyectos UPV 035.321-HA130/93, y DGICYT PB92-0453

trastar la hipótesis datos procedentes de las *Encuestas de Presupuestos Familiares* de España correspondientes a los años 1980 y 1981. La idea básica es sencilla. Considérese la elección de consumo privado por parte de la economía doméstica. Siguiendo con el ejemplo propuesto por DRCT (1989), considérese el caso del grupo de niños de corta edad de la unidad familiar y el consumo de bebidas alcohólicas por parte de la misma. La pregunta puede formularse en estos términos: ¿cómo afectará la llegada de un nuevo miembro (de un recién nacido) a la unidad familiar al consumo de bebidas alcohólicas, de ginebra por ejemplo? Si los niños no vienen a este mundo con un pan debajo del brazo, y tampoco efectúan consumo alguno de tales productos, lo más lógico es pensar que se produzca algún tipo de repercusión en la forma en que se distribuye el presupuesto familiar, y en concreto en la parte de éste que se destina al consumo de ginebra: las necesidades han aumentado y el ingreso sigue siendo el mismo. En cierto modo cabe esperar que la variación en el consumo de ginebra sería similar a la que resultaría de una reducción en la renta o en el presupuesto total de gastos familiares. Se tiene, pues, que si el consumo de bebidas alcohólicas es *demográficamente separable del grupo de niños de corta edad*, la única consecuencia que tendría el nacimiento de un nuevo vástago sobre el gasto en ginebra sería comparable o, más exactamente, proporcional al *efecto renta* causado por una reducción en el gasto total.

Si sólo se tuviera en consideración un único bien de consumo para un determinado subgrupo de la unidad familiar, siempre sería posible encontrar una constante de proporcionalidad que relacionara ambos efectos sobre el consumo de ese único bien. Sin embargo, si son dos (o más) los bienes demográficamente separables de tal subgrupo, entonces las proporciones serán las mismas para ambos bienes (todos los bienes). Y esta es, precisamente, la restricción por contrastar. DRCT (1989) ilustran el problema para el caso particular de niños y bienes adultos, pero el análisis puede igualmente ser extendido a otros bienes y a otros grupos demográficos. El ejemplo de las bebidas alcohólicas es un caso extremo, pero en general nótese que no es necesario suponer que los bienes demográficamente separables de un determinado grupo de edades no son consumidos por los individuos de tales grupos: será suficiente que no se produzca efecto sustitución alguno, sino tan sólo un efecto renta.<sup>1</sup> Parece razonable suponer que si esto es cierto en lo que al consumo privado se refiere, podría igualmente ser cierto para el consumo o gasto públicos. En tal caso, pues, la composición del gasto público también estará influida, al menos parcialmente, por la estructura de edades de la población. [Ver Prud'homme (1987), pág. 1201].

El artículo está organizado del siguiente modo. En la Sección 1 introduzco y caracterizo el concepto de separabilidad demográfica aplicado al gasto público local. El análisis empírico lo efectúo sobre un panel de datos procedente de la economía de los Estados Unidos, que cuenta con ocho observaciones, correspondientes al período 1980-1987, para cada uno de los cincuenta estados de la Unión más el Distrito de Columbia [Secciones 2 y 3]. En la Sección 2 presento la ecuación básica estimada, los contrastes econométricos previos y la muestra de datos utilizada. En la Sección 3 estimo el modelo y presento los resultados. Por último, la Sección 4 muestra las conclusiones.

---

(1) Una metodología similar aparece en Deaton (1989), pero extendida y aplicada en este caso a la hipótesis de discriminación por sexos en los presupuestos familiares de Tailandia y Costa de Marfil.

## 1. SEPARABILIDAD DEMOGRÁFICA Y GASTO PÚBLICO

En esta Sección introduzco y caracterizo el concepto de separabilidad demográfica aplicado al caso del gasto público local. DRCT (1989) definen la separabilidad demográfica para bienes de consumo privado del siguiente modo. Supóngase que los miembros de una economía doméstica pudieran ser clasificados por tramos de edades, y que el gasto efectuado en un determinado bien  $g$  fuera  $X_g = h_g(X, \mathbf{n}, \mathbf{z})$ , en donde  $X_g =$  gasto en el bien  $g$ ,  $X =$  gasto total,  $\mathbf{n} =$  vector cuyo  $r$ -ésimo componente,  $n_r$ , indica el número de individuos del grupo de edades  $r$ ,  $\mathbf{z} =$  conjunto de variables explicativas restantes (localización, profesión del cabeza de familia, etc.)<sup>2</sup>.

Retomando el ejemplo de la introducción y considerando los gastos en ginebra ( $X_G$ ) y güisqui ( $X_W$ ), y el grupo de niños de corta edad ( $r=1$ ), se tiene que ginebra y güisqui son demográficamente separables del grupo de niños de corta edad si y sólo si

$$\frac{\partial X_j}{\partial n_1} = \theta_1 \frac{\partial X_j}{\partial X}, \text{ para } j = G, W.$$

Es decir, los efectos que el incremento del número de niños de corta edad de la unidad familiar ejercen sobre el consumo de bebidas alcohólicas (güisqui y ginebra, en este ejemplo) son proporcionales a los causados por una variación en el gasto total, tratándose de la misma proporción para todas y cada una de las bebidas alcohólicas<sup>3</sup>.

Por lo que al gasto público respecta, el fenómeno anteriormente descrito para el consumo privado de las economías domésticas puede ser extendido al primero. Supóngase un gobierno local cuyas decisiones de gasto (y de ingreso) respondieran a las necesidades y preferencias de los individuos bajo su administración mediante algún mecanismo de elección social representativo. Si éste es el caso, una variación en las preferencias de los individuos, o en el número o en la composición de éstos, se reflejará en una nueva composición del presupuesto de gastos (y de ingresos). Supóngase que dicho gobierno recibiera de algún nivel de gobierno superior (nacional, por ejemplo) una determinada transferencia,  $M$ , que aquél pudiera dedicar a cualquier partida presupuestaria. Es decir, el gobierno local receptor de la transferencia no estaría obligado a destinar ésta a un determinado propósito. A este tipo de transferencias me referiré, indistintamente, como transferencias de libre destino o de libre propósito. En tal caso, cabe esperar que una reducción en  $M$  afectará negativamente al gasto en todas las partidas presupuestarias en mayor o menor medida.

Considérense dos partidas de gasto ( $g = 1, 2$ ), y un grupo de individuos ( $r$ ). Supongamos que, debido a alguna perturbación de carácter demográfico como puede ser un movimiento inmigratorio, se produjera un cambio en la estructura de edades de la población administrada por el gobierno local y, como consecuencia de ello, un incremento en el número de individuos en ese grupo  $r$ . En la medida en que las decisiones de gasto del gobierno local sean el reflejo de las preferencias sobre nivel y composición de la provisión de bienes públicos de los individuos, dicha variación en la composición de la población se traducirá en la correspondiente variación en la compo-

(2) En general, símbolos en negrilla denotarán vectores.

(3) Obsérvese que, dada la anterior definición, no se distingue entre renta y gasto total (supuesto frecuente entre los estudios de demanda de consumo privado) y que, además, el gasto se considera como una variable exógena.

sición de los bienes públicos provistos. En concreto, aquellos tipos de servicios públicos demandados por los individuos cuyo número ha aumentado verán incrementada su provisión. Sin embargo, y esto es algo que diferencia claramente el gasto privado del gasto público, el total de éste último no es una variable exógena. Por el contrario, aceptando que las acciones presupuestarias –gasto e ingreso– de los gobiernos locales responden a algún proceso de elección social que se materializa en un mecanismo de provisión y financiación de bienes públicos, el gasto total se trata de una variable endógenamente determinada. Por tanto, nada asegura que, ante un aumento del número de individuos en el grupo  $r$ , el gasto total permanecerá inalterado. Así, en la medida en que las necesidades de gasto aumentan, cabe esperar también un aumento de la recaudación impositiva y, por consiguiente, un mayor gasto total. En consecuencia, la caracterización de separabilidad demográfica en el gasto privado no es inmediatamente transplantable al gasto público.

Supongamos, sin embargo, que, acompañando al incremento en el número de individuos en el grupo  $r$ , se produjera una variación (más exactamente, una reducción) en las transferencias (de libre propósito) recibidas desde el gobierno del nivel superior de tal suerte que el gasto total permaneciera inalterado. En este caso es de suponer que la provisión de los bienes 1 y 2 sí se verá afectada: el gasto total será el mismo, y los gastos para atender a las necesidades de los individuos del grupo de población  $r$  mayores. Supongamos que el efecto sobre la provisión de los bienes 1 y 2 fuera un efecto renta puro, similar al producido por una variación en el volumen e transferencias recibidas: por ejemplo, en el caso (extremo) de que tales bienes no fueran consumidos por los individuos del grupo  $r$ , se tendrá una reducción en la provisión de dichas partidas.

Se tienen, pues, dos perturbaciones con origen distinto y con un efecto análogo: por un lado, una reducción en las transferencias recibidas del gobierno superior ( $M$ ) y, alternativamente, un aumento del número de individuos del grupo  $r$  (acompañado por una variación en  $M$  de modo que el gasto total permaneciera constante). Y en ambos casos se producirá, presumiblemente, una disminución del gasto en las partidas 1 y 2. De este modo, se puede extender la separabilidad demográfica al gasto público del siguiente modo: dos bienes públicos ( $g = 1, 2$ ) se definen demográficamente separables del grupo  $r$  si y sólo si la proporción entre las variaciones producidas en el gasto del bien 1 por una variación en la transferencia recibida y por una variación en el número de individuos del grupo  $r$  (manteniendo el gasto constante) es la misma que para el bien 2 ante las mismas perturbaciones. Formalmente, se tiene que

$$\left. \frac{\partial X_g}{\partial n_r} \right|_{x = \text{constante}} = \theta_r^* \frac{\partial X_g}{\partial M}, \quad g = 1, 2, \quad [1.1]$$

en donde  $X_g$  = gasto en la partida presupuestaria  $g$ ,  $X$  = gasto total,  $n_r$  = número de individuos en el grupo  $r$ ,  $M$  = transferencia (de libre propósito) recibida del gobierno de nivel superior, y  $\theta_r^*$  = “constante” de proporcionalidad que, en general, es una función de todas las variables que determinan el nivel de gasto, la misma para todas las partidas demográficamente separables del grupo  $r$ .

Aparentemente, la endogeneidad del gasto total es una fuente de problemas. Sin embargo, no es éste el caso. Supóngase que el gasto de una determinada partida presupuestaria  $g$  fuera una función, entre otras variables, de la composición demográfica (representada por el vector  $\mathbf{n}$ ) y de las transferencias recibidas de otro gobierno o gobiernos de rango superior. Se tiene, entonces, que

$$X_g = X_g(\mathbf{n}, M, \cdot), \quad g = 1, 2, \dots, G, \quad [1.2]$$

en donde G es el número de partidas presupuestarias. El gasto total es, por tanto, igual a

$$X(\mathbf{n}, M, \cdot) = \sum_{g=1}^G X_g(\mathbf{n}, M, \cdot). \quad [1.3]$$

De [1.3] se tiene que, ante una variación en un componente de  $\mathbf{n}$  (por ejemplo,  $n_r$ ) e imponiendo la condición de que X ha de permanecer constante a un nivel dado  $\bar{X}$ , la transferencia M queda (implícitamente) definida como una función de  $\mathbf{n}$ ,  $\bar{X}$  y el resto de variables exógenas:

$$\bar{X} \equiv \sum_{g=1}^G X_g[\mathbf{n}, M, (\mathbf{n}, \bar{X}, \cdot), \cdot], \quad [1.4]$$

de donde se tiene que

$$\left. \frac{\partial M}{\partial n_r} \right|_{X=\bar{X}} = \frac{-\sum_{g=1}^G \frac{\partial X_g}{\partial n_r}}{\sum_{g=1}^G \frac{\partial X_g}{\partial M}}. \quad [1.5]$$

Por otro lado, de [1.2] se obtiene que

$$\left. \frac{\partial X_g}{\partial n_r} \right|_{X=\bar{X}} = \frac{\partial X_g}{\partial n_r} + \left. \frac{\partial M}{\partial n_r} \right|_{X=\bar{X}} \cdot \frac{\partial X_g}{\partial M},$$

y sustituyendo en [1.1], se obtiene

$$\frac{\partial X_g}{\partial n_r} = \theta_r \frac{\partial X_g}{\partial M}, \quad g = 1, 2, \quad [1.6]$$

en donde  $\theta_r \equiv \theta_r^* - \left. \frac{\partial M}{\partial n_r} \right|_{X=\bar{X}}$ .

Es decir, los bienes 1 y 2 son demográficamente separables del grupo r si y sólo si la proporción entre el cambio del gasto en el bien 1 producido por una variación en el número de individuos el grupo r y el producido por una variación en las transferencias recibidas desde otro nivel de rango superior es la misma que para el gasto en el bien 2. La consecuencia es que, de ser cierta la hipótesis de separabilidad demográfica, cambios en la estructura demográfica y en el volumen de transferencias procedentes de niveles de gobierno superiores tendrán efectos similares sobre la provisión de bienes públicos y sobre la composición del gasto público, y perturbaciones de orígenes tan dispares darán lugar a respuestas en el gasto público coincidentes.

2. CONTRASTES ECONOMETRICOS

En esta Sección efectuó el contraste de la hipótesis de separabilidad demográfica para el gasto público caracterizada en la Sección anterior utilizando datos de panel de la economía de los Estados Unidos para el período 1980-1987.

Para poder llevar a cabo el correspondiente contraste, se necesita estimar previamente los efectos que ambos tipos de perturbaciones (cambios en la composición demográfica y en las transferencias) tienen sobre la provisión de bienes públicos. En el caso de tratarse del consumo privado, no tendría mayor dificultad estimar los efectos producidos por una variación en la composición demográfica de la unidad familiar y por una variación en el gasto total a través de la estimación de las oportunas curvas de Engel. Sin embargo, cuando uno se dispone a analizar el comportamiento del gasto público local, la ausencia de un modelo de toma de decisión para los gobiernos locales generalmente aceptado hace necesaria la formulación de algún modelo inevitablemente *ad hoc* que resulte razonable desde un punto de vista teórico y conveniente desde una perspectiva econométrica.

Así, la ecuación estimada para cada partida presupuestaria  $g$  es

$$\begin{aligned}
 x_{gst} = & \alpha_g + \sum_{j=1}^{47} \varphi_{gj} DS_{jst} + \sum_{k=1}^7 \mu_{gk} DA_{kst} + \sigma_g y_{st} + & [2.1] \\
 & + \sum_{i=1}^9 \gamma_{gi} \left( \frac{n_i}{n} \right)_{st} + \xi_g r_{st} + \psi_g h_{st} + \omega_g n_{st} + \\
 & + \rho_g d_{st} + \beta_g m_{st} + \varepsilon_{gst} ,
 \end{aligned}$$

en donde  $x_g$  = gasto real per cápita en la partida  $g$ ;  $DS_j$  = variable ficticia para el estado  $j$ ,  $j = 1, \dots, 47$ ;  $DA_k$  = variable ficticia para el año  $k$ ,  $k = 1, \dots, 7$ ;  $y$  = renta privada real per cápita;  $n_i$  = población en el grupo de edades  $i$ ,  $i = 1, \dots, 9$ ;  $n$  = población total;  $r$  = recaudación impositiva real per cápita;  $h$  = tenencias en efectivo y deuda reales per cápita;  $d$  = endeudamiento real per cápita;  $m$  = transferencias reales per cápita; y  $\varepsilon$  = perturbación aleatoria, denotando los subíndices  $s$  y  $t$  estado y año de observación, respectivamente.

Las partidas presupuestarias inicialmente analizadas son dieciseis: escuelas locales, educación superior, bibliotecas, bienestar público, sanidad y hospitales, protección policial, corrección, recursos naturales (que también incluye parques y esparcimiento), viviendas y urbanismo, seguros sociales (*Insurance Trust System*, que incluye seguro de desempleo, jubilaciones, seguros de vida, de invalidez y de enfermedad), otros gastos en educación (educación para invidentes, sordos y demás disminuidos, educación de adultos, etc.), gastos de administración de seguros sociales, autopistas, protección contra incendios, inspección de actividades profesionales y regulación de actividades peligrosas, y administración pública en general (administraciones financiera, judicial y legal, etc.)<sup>4, 5, 6</sup>. La elección de tales partidas se justifica,

(4) El gasto en *corrección* es aquél destinado al confinamiento y corrección de adultos y menores sentenciados culpables, así como gastos en libertad condicional y libertad bajo fianza.

(5) Partidas excluidas son las destinadas a veteranos de guerra, transporte aéreo y de otros tipos, alcantarillado, saneamiento, interés sobre la deuda general, otros gastos generales, gasto de los almacenes de licor y gasto en suministros (agua, gas, electricidad, "metro", transporte de cercanías, etc.)

(6) Una definición precisa de las diferentes partidas de gasto está disponible bajo petición al autor.

básicamente, en las tradicionalmente consideradas en la literatura, así como en la propia disponibilidad de los datos.

Con respecto a los regresores utilizados, he incluido las variables ficticias correspondientes a 47 estados de la muestra con el fin de controlar la existencia de efectos individuales no observados y particulares a cada estado. Su omisión en la regresión daría lugar a estimaciones sesgadas si tales efectos fijos estuvieran correlacionados con el resto de variables independientes. Holtz-Eakin (1986) demuestra la existencia de efectos individuales en el comportamiento del gasto público a nivel local. Siguiendo una práctica común en la literatura, he eliminado de la muestra el Distrito de Columbia y los estados de Alaska y Hawaii por considerarlos como individuos alejados del grueso de la muestra [ver, por ejemplo, Case, Hines y Rosen (1989), Metcalf (1990), Barro y Sala-i-Martin (1992)]. Las variables ficticias para siete años de la muestra han sido incluidas con el propósito de recoger posibles efectos temporales con origen en el ciclo económico, asociados a cada año particular y comunes a todos los estados de la muestra. Como aproximación al nivel de capacidad económica privada he introducido la renta privada real per cápita. La inclusión del vector de grupos de población se explica por la propia motivación de este trabajo: la posibilidad de que individuos de diferentes edades demanden diferentes tipos de servicios. La población total se incluye para recoger la posibilidad de que haya efectos de congestión o economías de escala en la provisión de servicios públicos, y por controlar, en suma, el efecto tamaño. La deuda real per cápita viva existente al final del año fiscal recoge la influencia de niveles de gasto pasado. Las transferencias, la recaudación impositiva y las tenencias de efectivo y deuda (todas ellas en términos reales y per cápita) recogen la capacidad de los estados para generar recursos públicos.

Según la ecuación [2.1], se tiene que (prescindiendo de los subíndices s y t) <sup>7</sup>

$$X_g = nA_g + \beta_g nm + \sigma_g ny + \omega_g n^2 + \sum_{i=1}^{10} \gamma_{gi} n_i + \xi_g nr + \psi_g nh + \rho_g nd, \quad [2.2]$$

en donde  $A_g \equiv \alpha_g + \sum_{j=1}^{47} \varphi_{gj} DS_{jst} + \sum_{k=1}^7 \mu_{gk} DA_{kst}$ , y  $\gamma_{g10} \equiv 0$ .

De [2.2] se tiene que

$$\frac{\partial X_g}{\partial n_r} = A_g + 2\omega_g n + \gamma_{gr},$$

$$\frac{\partial X_g}{\partial M} = \beta_g, \text{ y}$$

$$\theta_{gr} = \frac{A_g + 2\omega_g n + \gamma_{gr}}{\beta_g}, \quad g = 1, \dots, G_r, \quad [2.3]$$

(7) En general, las minúsculas denotarán valores per cápita y las mayúsculas, niveles.

en donde  $G_r$  es el conjunto de bienes demográficamente separables del grupo  $r$ .

Un estimador de  $\theta_{gr}$  puede obtenerse reemplazando en [2.3] los parámetros de  $A_g$ ,  $\omega_g$ ,  $\gamma_{gr}$ , y  $\beta_g$  por sus respectivas estimaciones, y las variables ficticias de  $A_g$  y  $n$  por sus correspondientes medias muestrales. Así,

$$\hat{\theta}_{gr} = \frac{\hat{A}_g + 2\hat{\omega}_g\bar{n} + \hat{\gamma}_{gr}}{\hat{\beta}_g} \quad [2.4]$$

La hipótesis de separabilidad demográfica establece que  $\theta_{gr}$  ha de ser independiente de la partida  $g$  en cuestión. Formalmente,  $H_0: \theta_{gr} = \theta_{hr}$ , para todo  $g, h \in G_r$ , siendo la hipótesis alternativa  $H_1: \theta_{gr} \neq \theta_{hr}$ , para algún  $g, h \in G_r, g \neq h$ . Expresando  $H_0$  y  $H_1$  en forma matricial, se tiene

$$H_0: S\Theta_r = \mathbf{0}, \quad H_1: S\Theta_r \neq \mathbf{0}, \quad [2.5]$$

en donde la matriz  $S$  [de dimensión  $Q-1 \times Q$ ] se define debidamente, y  $\Theta_r$  es el vector columna cuyo  $i$ -ésimo elemento es  $\Theta_{ir}$ , siendo  $Q$  la dimensión de  $G_r$ , es decir, el número de partidas demográficamente separables de  $r$ .

Denotando  $\hat{\Theta}_r$  al estimador del vector  $\Theta_r$  y  $\sum$  a la matriz de varianzas y covarianzas del primero (cuya obtención se discute en la Sección siguiente), se tiene que, bajo la hipótesis nula [2.5],

$$H_0: H^* \equiv (S\hat{\Theta}_r)' [S\sum S]^{-1} (S\hat{\Theta}_r) \rightarrow \chi_{Q-1}^2, \quad [2.6]$$

es decir, el estadístico  $H^*$  se distribuye como una  $\chi^2$  con  $Q-1$  grados de libertad.

### 2.1. La muestra de datos y la unidad de observación

Los datos utilizados en este artículo proceden de la economía de los Estados Unidos, siendo varios los motivos. En primer lugar, por la disponibilidad en cantidad y calidad de los datos que, por lo general, sus estadísticas comportan. En segundo lugar, hay una razón adicional cual es el hecho de que gran parte de los estudios que sobre el gasto público local se han realizado lo han sido con datos de aquel país, con lo cual siempre resultará más factible una eventual comparación de resultados. La unidad de observación empleada es el estado: los datos demográficos corresponden al total estatal, y los datos sobre partidas de gasto corresponden al agregado a nivel estatal de los gobiernos locales más el propio gobierno estatal.<sup>8</sup> Borchering y Deacon (1972), Inman (1988), y Case, Hines y Rosen (1989) son tres antecedentes en el mismo sentido. Así, para cada partida de gasto, he tomado el agregado de todos las unidades de gobierno inferiores dentro del estado más el propio gobierno estatal. En todo caso se trata de gastos *directos*, es decir, en los que se han eliminado todas las transferencias intergubernamentales, por lo que no se plantea el problema que la doble contabilidad podría suponer. A fin de poder eliminar los posibles efectos asociados a cada uno de los estados pero no observados, he construido un conjunto de datos de

(8) Los niveles de gobierno subfederales existentes en los Estados Unidos son: *State, County, Municipality, Township, School District* y *Special District*, todos ellos, a excepción del primero, agrupados bajo el epígrafe de *local governments*. Una definición precisa de cada uno de ellos está disponible bajo petición al autor.



panel con los 48 estados continentales, y 8 observaciones para cada estado correspondientes a los años 1980-1987.

La fuente utilizada para la obtención de datos sobre gastos, recaudación impositiva, tenencias de efectivo y títulos, y endeudamiento es el *Government Finances*, publicación editada por la Oficina del Censo de los Estados Unidos<sup>9</sup>. Las partidas de gasto individuales contenidas en la muestra son 27 (cada una de ellas suma de gasto corriente e inversión), de las que, en principio, sólo he considerado 16 en función, como he señalado anteriormente, de las tradicionalmente empleadas en la literatura y de la disponibilidad de datos. Los datos originales vienen expresados en dólares corrientes, por lo que ha sido necesario convertirlos en dólares constantes (correspondientes al año 1982). El índice de precios que he utilizado a tal fin es el deflactor de precios implícito para compras de bienes y servicios de los gobiernos estatales y locales [ver Case, Hines y Rosen, *op. cit.*]<sup>10</sup>.

Los *Current Population Reports*, publicación también editada por la Oficina del Censo de los Estados Unidos, son la fuente utilizada para los datos de población<sup>11</sup>. Esta base de datos incluye estimaciones de la composición por edades y por sexos para 10 tramos de edad: menores de 5 años, 5-14 años, 15-24 años, 25-34 años, 35-44 años, 45-54 años, 55-64 años, 65-74 años, 75-84 años, y 85 o más años.

### 3. ESTIMACIÓN DEL MODELO

#### 3.1. Cuestiones econométricas

Al estimar la ecuación [2.1] para las dieciséis partidas señaladas anteriormente surgen diferentes cuestiones. En primer lugar, cómo estimar correctamente el sistema de dieciséis ecuaciones. Dado que el conjunto de regresores es el mismo para todas las ecuaciones, si la especificación correcta fuera un modelo de efectos individuales y temporales fijos, entonces la estimación por separado de cada una de las ecuaciones por mínimos cuadrados ordinarios proporcionaría la estimación lineal insesgada óptima de los coeficientes de [2.1] [ver Hsiao (1986), p. 103]. Sin embargo, y como discuto más adelante, la hipótesis de efectos fijos se rechaza frente a la hipótesis de efectos aleatorios en tres de las ecuaciones estimadas. En un sentido estricto, ello requeriría estimar de forma conjunta el total de ecuaciones con el fin de ganar en eficiencia. Dadas las necesidades de computación que tal procedimiento impone, decidí estimar cada ecuación por separado mediante MCO aun a riesgo de reducir la precisión de las estimaciones.

En segundo lugar, uno pudiera temer por la posible endogeneidad de dos de los regresores incluidos: recaudación impositiva y transferencias reales per cápita. Así, y con respecto a la segunda, mi primera intención fue considerar no el total de las transferencias recibidas por los gobiernos estatales y locales de manos del gobierno fede-

(9) U.S. Bureau of the Census, *Government Finances* (para diferentes años), Series GF-No.5, U.S. Government Printing Office, Washington DC.

(10) *Implicit Price Deflator for the State and Local Government Purchases of Goods and Services*, U.S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis, Business Statistics: 1961-1988. Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, Dec. 1989, Appendix II, p.290.

(11) U.S. Bureau of the Census, *Current Population Reports*, Series P-25, No. 1024, *State Population and Households Estimates, With Age, Sex, and Components of Change: 1981-1987*. U.S. Government Printing Office, Washington DC., 1988.

ral, sino únicamente aquellas que pudieran ser destinadas por los gobiernos receptores a cualquier fin que éstos determinaran y que, por tanto, no estuvieran mediatizadas por alguna finalidad concreta (lo que antes he denominado transferencias de libre destino)<sup>12</sup>. Sin embargo, ocurre que esta variable resultó ser significativamente distinta de cero al 5% en sólo cuatro partidas de gasto (a saber, escuelas locales, protección policial, corrección y autopistas). El resultado sería, pues, que en el denominador de [2.4] se tendría una estimación próxima a cero, con lo cual cualquier contraste posterior de la hipótesis nula [2.5] carecería de sentido. Consecuentemente fue necesario optar por otra medida de las transferencias. Así, opté por las transferencias totales, es decir, vinculadas o no a alguna partida de gasto en particular. Case, Hines y Rosen (1989) hacen lo propio, obteniendo para su modelo estimaciones del coeficiente correspondiente que son claramente significativas. En mi caso, las únicas partidas para las que el coeficiente correspondiente no es significativo al nivel de significación del 10% son bibliotecas, recursos naturales, protección contra incendios y administración pública en general, con lo cual procedí a eliminarlas, para quedarme finalmente con las doce partidas restantes<sup>13</sup>.

**Cuadro 1: CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS DE EXOGENEIDAD DE LA RECAUDACIÓN IMPOSITIVA REAL PER CÁPITA Y DE LAS TRANSFERENCIAS REALES PER CÁPITA(\*).**

Partida	Estadístico $H_e$	Valor "P"(**) (69 d.f.)
Escuelas Locales	3.8864	1.0000
Educación Superior	4.2203	1.0000
Bienestar Público	2.6953	1.0000
Salud y Hospitales	2.6798	1.0000
Protección Policial	3.0557	1.0000
Corrección	6.6357	1.0000
Vivienda y Urbanismo	0.1369	1.0000
Seguros Sociales	0.5312	1.0000
Otros Gastos Educación	5.2909	1.0000
Admn. Seguros Sociales	0.4379	1.0000
Autopistas	6.1183	1.0000
Inspección y Regulación	6.3068	1.0000

(\*) Bajo la hipótesis nula de exogeneidad de la recaudación impositiva real per cápita y de las transferencias reales per cápita, el estadístico  $H_e$ , definido en [3.1] se distribuye como una  $\chi^2$  con 69 grados de libertad.

(\*\*) El valor P se define como  $\int_y^\infty f(x) dx$ , en donde  $f(x)$  es la función de densidad de probabilidad del estadístico  $x$ , e y el valor muestral de éste.

(12) Tal es el caso de los programas conocidos como *Federal General Revenue Sharing* y *Other Aid for General Local Government Support*.

(13) A un nivel de significación del 5% también hubiera eliminado los gastos en corrección y en seguros sociales.

El problema planteado, sin embargo, es la posible endogeneidad de las transferencias y, en consecuencia, la posible inconsistencia de las estimaciones. Para ello efectué el correspondiente contraste de la hipótesis conjunta de exogeneidad de las transferencias y de la recaudación impositiva, utilizando como respectivas variables instrumentales las propias variables con un período de retraso, mediante un test de Hausman [Hausman (1978)]. De este modo, y denotando  $\hat{\mathbf{b}}_{ols}$  y  $\hat{\mathbf{b}}_{iv}$  a los estimadores mínimocuadráticos y por variables instrumentales, respectivamente, de los coeficientes de [2.1], se tiene que bajo la hipótesis nula de exogeneidad de las transferencias y de la recaudación impositiva, el estadístico  $H_e$  de [3.1] se distribuye como una  $\chi^2$  con 69 grados de libertad:

$$H_e \equiv (\hat{\mathbf{b}}_{iv} - \hat{\mathbf{b}}_{ols})' (\text{var}\hat{\mathbf{b}}_{iv} - \text{var}\hat{\mathbf{b}}_{ols})^{-1} (\hat{\mathbf{b}}_{iv} - \hat{\mathbf{b}}_{ols}). \quad [3.1]$$

El número de grados de libertad de  $H_e$  viene dado por la dimensión de  $\hat{\mathbf{b}}_{iv}$  y  $\hat{\mathbf{b}}_{ols}$ <sup>14</sup>. En todos los casos resultó aceptada la hipótesis nula.

En tercer lugar, otra cuestión que surge es si la especificación de efectos fijos de [2.1] es la apropiada o, por el contrario, sería más correcto suponer efectos aleatorios<sup>15</sup>. Así, y denotando  $\hat{\mathbf{b}}_{gls}^*$  a los estimadores para los *regresores-pendiente* del modelo de efectos aleatorios y  $\hat{\mathbf{b}}_{ols}^*$  a los estimadores “within” de la ecuación [2.1], se tiene que, bajo la hipótesis nula de efectos fijos como especificación correcta, el estadístico  $H_f$

$$H_f \equiv (\hat{\mathbf{b}}_{ols}^* - \hat{\mathbf{b}}_{gls}^*)' (\text{var}\hat{\mathbf{b}}_{ols}^* - \text{var}\hat{\mathbf{b}}_{gls}^*)^{-1} (\hat{\mathbf{b}}_{ols}^* - \hat{\mathbf{b}}_{gls}^*) \quad [3.2]$$

se distribuye como una  $\chi^2$  con 15 grados de libertad, correspondiéndose el número de éstos, lógicamente, con la dimensión de  $\hat{\mathbf{b}}_{ols}^*$  y  $\hat{\mathbf{b}}_{gls}^*$ . Los estimadores  $\hat{\mathbf{b}}_{oes}$  de [3.1] y  $\hat{\mathbf{b}}_{ols}^*$  de [3.2] son distintos pues para el cálculo de estos últimos he utilizado 384 observaciones y para los primeros 336. Además,  $\hat{\mathbf{b}}_{ols}^*$  únicamente se refiere a los regresores-pendiente, mientras que en  $\hat{\mathbf{b}}_{ols}$  también se incluyen el término independiente y los coeficientes correspondientes a las variables ficticias. El resultado es que la hipótesis nula de efectos aleatorios no se puede rechazar en los casos de tres partidas: salud y hospitales, administración de seguros sociales y autopistas. Ciertamente, la validez del contraste está condicionada por la no existencia de correlación entre los efectos y los regresores<sup>16</sup>.

En cuarto lugar, y dada la probable heteroscedasticidad de la perturbación en [2.1], resultaba oportuno contrastar la hipótesis de homoscedasticidad. Efectuado el correspondiente test de Breusch-Pagan [Breusch y Pagan (1979)], la hipótesis nula de homoscedasticidad fue rechazada en todos los casos en favor de la hipótesis alternativa según la cual las varianzas de las perturbaciones,  $\sigma_{it}^2$ , son una función  $h(\alpha' \mathbf{z}_{it})$ , en donde he supuesto que el vector  $\mathbf{z}_{it}$  está formado por los regresores de [2.1] incluido el término independiente y excluidas las variables ficticias. [Ver Cuadro 3]. En conse-

(14) Nótese que, dada la elección de instrumentos, desaparecen las observaciones correspondientes a 1980 y, por tanto, el número de variables ficticias correspondientes a los períodos de la muestra se reduce en uno, quedando seis únicamente. De este modo, el número de regresores es igual a 68 más el término independiente.

(15) Ver Hsiao (1986) pp. 41-49 para una discusión al respecto.

(16) Debo esta observación a uno de los evaluadores anónimos.

**Cuadro 2: CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS DE EFECTOS FIJOS FRENTE A LA HIPÓTESIS DE EFECTOS ALEATORIOS (\*)**

Partida	Estadístico $H_f$	Valor "P" (15 d.f.)
Escuelas Locales	41.66102	0.000253
Educación Superior	32.09805	0.006243
Bienestar Público	30.77519	0.009414
Salud y Hospitales	14.21778	0.509080
Protección Policial	75.78245	0.000000
Corrección	123.66361	0.000000
Vivienda y Urbanismo	53.52318	0.000000
Seguros Sociales	55.41250	0.000000
Otros Gastos Educación	45.84559	0.000056
Admn. Seguros Sociales	15.79012	0.396136
Autopistas	19.06898	0.210625
Inspección y Regulación	51.89747	0.000006

(\*) Bajo la hipótesis nula de efectos aleatorios, el estadístico  $H_f$ , definido en [3.2], se distribuye como una  $\chi^2$  con 15 grados de libertad.

**Cuadro 3: CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS DE HOMOSCEDASTICIDAD (\*)**

Partida	Estadístico $H_h$	Valor "P" (15 d.f.)
Escuelas Locales	320.91444	0.00000
Educación Superior	56.26381	0.00000
Bienestar Público	113.65197	0.00000
Salud y Hospitales	463.48140	0.00000
Protección Policial	161.71600	0.00000
Corrección	117.91891	0.00000
Vivienda y Urbanismo	57.56096	0.00000
Seguros Sociales	104.85910	0.00000
Otros Gastos Educación	102.70317	0.00000
Admn. Seguros Sociales	84.50194	0.00000
Autopistas	132.55054	0.00000
Inspección y Regulación	68.47808	0.00000

(\*) Bajo la hipótesis de homoscedasticidad, el estadístico  $H_h \equiv SEC/2$  se distribuye como una  $\chi^2$  con 15 grados de libertad, en donde SEC es la suma explicada de cuadrados de la regresión de  $e_{it}^2 / (\sum_i \sum_t e_{it}^2 / 384)$  sobre un término constante y los 15 regresores-pendiente de [2.1], siendo  $e_{it}$ , a su vez, el  $i$ -ésimo residuo mínimo cuadrático ordinario de la estimación de [2.1].

cuencia, fue necesario corregir por heteroscedasticidad las estimaciones de las desviaciones típicas de los estimadores de [2.1], utilizando para ello la matriz de varianzas y covarianzas de White (1980)<sup>17</sup>.

Una vez obtenidas las estimaciones de  $\mathbf{b}_g$  resulta posible calcular las estimaciones de  $\Theta_r$ , a las que denotaré  $\hat{\Theta}_r$ . En efecto, la matriz de varianzas y covarianzas de  $(\hat{\mathbf{b}}_h, \hat{\mathbf{b}}_g)$  viene dada por  $E [ (\hat{\mathbf{b}}_g - \mathbf{b}_g) (\hat{\mathbf{b}}_h - \mathbf{b}_h)' ]$ , siendo un estimador consistente igual a

$$\hat{E} = (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \Omega_{gh} \mathbf{X} (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1}, \quad [3.3]$$

siendo  $\mathbf{X}$  la matriz de regresores (variables ficticias incluidas) comunes a todas las ecuaciones estimadas y  $\Omega_{gh}$  una matriz diagonal de orden 384 (el número de observaciones) que tiene como elemento i-ésimo de su diagonal a  $e_{gi} e_{hi}$ , es decir, el producto de los i-ésimos residuos mínimo-cuadráticos de la regresión de [2.1] para las partidas g y h.

Para obtener la distribución de  $\hat{\theta}_{gr}$ , función no lineal de las variables aleatorias  $\hat{\mathbf{b}}_g$ , utilicé el "método delta" [Bishop et al. (1975) cap.14]. Así, la distribución asintótica de  $\hat{\mathbf{b}}_g$  viene dada por

$$(\hat{\mathbf{b}}_g \rightarrow N(\mathbf{b}_g, (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \Omega_{gg} \mathbf{X} (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1}). \quad [3.4]$$

Por otro lado, reescribiendo [2.4], se tiene que

$$\hat{\theta}_{gr} = \frac{\hat{\alpha}_g + \sum_{j=1}^{47} \hat{\varphi}_{gj} \overline{DS}_j + \sum_{k=1}^7 \hat{\mu}_{gk} \overline{DA}_k + 2\hat{\omega}_g \bar{n} + \hat{\gamma}_{gr}}{\hat{\beta}_g}, \quad [3.5]$$

en donde  $\overline{DS}_j = 8/384$ ,  $\overline{DA}_k = 48/384$  y  $\hat{\gamma}_{g10} \equiv 0$ .

Denotando  $\nabla_{gr}$  al vector gradiente de  $\hat{\theta}_{gr}$  con respecto al vector  $\hat{\mathbf{b}}_g$ , se tiene que

$$\widehat{cov} \{ \hat{\theta}_{gr}, \hat{\theta}_{hr} \} = \nabla'_{gr} (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \Omega_{gh} \mathbf{X} (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \nabla_{hr} \equiv \sum \dots \quad [3.6]$$

Por tanto, una vez obtenida la matriz de varianzas y covarianzas de  $\hat{\theta}_{gr}$ , se está en condiciones de contrastar la hipótesis de separabilidad demográfica con respecto al grupo de población r, tal y como ha sido definida en [2.5] y [2.6].

### 3.2. Resultados<sup>18</sup>

Para ilustrar la hipótesis de separabilidad demográfica he escogido un único grupo de edades de los diez disponibles en la muestra: el grupo de niños menores de 5 años [que, justamente, coincide con uno de los utilizados por DRCT (1989)], pero podía igualmente haber sido otro u otros. La pregunta, por tanto, es si un incremento en el número de niños de corta edad tiene un efecto sobre determinadas partidas de

(17) Las tablas con las estimaciones de la ecuación [2.1] se encuentran disponibles bajo petición al autor.

(18) Ver nota anterior.

gasto similar al producido por una disminución en las transferencias recibidas por los gobiernos estatales y locales de manos del gobierno federal.

Las estimaciones de  $\hat{\theta}_{g1}$  así como las de sus desviaciones típicas se presentan en la Tabla IV. En primer lugar, el signo es negativo únicamente para dos partidas: educación superior y sanidad y hospitales. En el caso del consumo privado considerado por DRCT (1989) si la hipótesis de separabilidad demográfica está bien definida, es de esperar (para bienes normales) que el signo de los coeficientes  $\hat{\theta}$ 's sea negativo, Esto es así pues aquéllos definen  $\theta_r$  como la razón  $(\partial q_g / \partial n_r) / (\partial q_g / \partial x)$ , siendo  $x$  el gasto total (al que consideran exógeno frente a cambios en el número de individuos de la unidad familiar, al menos el número de niños), y  $q_g$  la cantidad demandada del bien  $g$  por la unidad familiar. Sin embargo, en el caso que aquí presento y debido a la admitida endogeneidad del gasto (público) total, he redefinido la hipótesis de separabilidad demográfica. En [1.6] he definido  $\theta_r$  como el cociente  $(\partial X_g / \partial n_r) / (\partial X_g / \partial M)$ , siendo  $\theta_r$  la diferencia de dos componentes del mismo signo. Por un lado,  $\theta_r^*$ , al que he definido como  $(\partial X_g / \partial n_r) |_{\text{gasto=cte}}$  entre  $\partial X_g / \partial M$ , y del que cabe suponer signo negativo. Y por otro lado  $(\partial M / \partial n_r) |_{\text{gasto=cte}}$  del que también es de esperar que tenga un signo negativo. Por tanto, la teoría no parece indicarnos el signo de  $\theta_r$ .

En segundo lugar son de destacar los altos valores de las desviaciones típicas en relación a las estimaciones de los coeficientes theta. Para tres de las partidas estudiadas, la relación entre el coeficiente theta y su desviación típica es inferior a la unidad. En general, esta relación tiene un valor medio de 3.15. Esta relativamente baja precisión de las estimaciones tendrá, lógicamente, sus efectos sobre la validez de los contrastes de separabilidad demográfica: valores de los coeficientes theta *aparentemente* alejados entre sí, incluso con signos opuestos, resultarán ser *estadísticamente* iguales. En efecto, uno desearía que la hipótesis de separabilidad demográfica se aceptara úni-

Cuadro 4: ESTIMACIONES DE  $\hat{\theta}_1$  Y DE SUS DESVIACIONES TÍPICAS.

Partida	$\hat{\theta}_{g1} (*)$	D.T.	$\hat{\theta}_{g1} / D.T.$
Escuelas Locales	4400.8203	2609.6035	1.686
Educación Superior	-4220.2444	4363.6817	-0.967
Bienestar Público	5338.2110	2371.1236	2.251
Salud y Hospitales	-3620.3978	6892.1358	-0.525
Protección Policial	36174.6878	4760.3084	7.599
Corrección	31259.16691	5806.9191	5.383
Vivienda y Urbanismo	14084.43276	4485.7552	3.139
Seguros Sociales	42948.0150	6975.3920	6.157
Otros Gastos Educación	10510.2969	4507.0569	2.332
Admn. Seguros Sociales	813.3769	3937.7564	0.207
Autopistas	6234.9449	2310.9550	2.698
Inspección y Regulación	24460.9071	4982.0322	4.910

(\*)  $\hat{\theta}_{g1}$  se ha obtenido en [2.4], y su desviación típica (D.T.) en [3.6].

camente para coeficientes theta que fueran del mismo signo y suficientemente próximos.

Con respecto al signo, ya he señalado que éste en principio no está determinado. Con respecto al contraste de igualdad de los coeficientes thetas, los resultados se presentan en el cuadro 5. Dada la falta de una intuición *a priori* de cuáles podían ser las partidas que, en su caso, resultarían ser demográficamente separables del grupo de edad escogido, el método seguido fue el siguiente. En primer lugar, contrasté la separabilidad demográfica para todas las partidas (las doce anteriormente señaladas). Una vez rechazada esta hipótesis, contrasté la correspondiente hipótesis para todas las combinaciones posibles de once partidas de gasto, de diez partidas, etc., y así sucesivamente hasta dar con aquella (o aquellas) combinación de partidas para la cual la hipótesis nula resultara aceptada con un margen de confianza igual o superior al 95%.

La hipótesis de separabilidad demográfica con respecto a los niños menores de 5 años se acepta con niveles de confianza iguales o superiores al 95% con un número máximo de partidas igual a 7, dándose la circunstancia de que esto ocurre para dos grupos de partidas diferentes que, necesariamente, tienen varios elementos en común. Lógicamente, a medida que el número de partidas presupuestarias que se consideran

**Cuadro 5: RESUMEN DEL CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS DE SEPARABILIDAD DEMOGRÁFICA DEL GRUPO DE NIÑOS MENORES DE 5 AÑOS**

Número de partidas de gasto consideradas	Número de grupos de partidas para las que se acepta la hipótesis	Partidas de cada grupo <sup>(1)</sup>	H* (2)	Valor "P"
12	0	0	125.51	0.0000
11	0	0	-	0.0000
10	0	0	-	0.0000
9	0	0	-	0.0000
8	0	0	-	0.0000
7	2	{1,2,3,4,9,10,11} {1,3,4,7,9,10,11}	11.581 11.259	0.072 0.081
6	8	-	-	-
5	30	-	-	-
4	43	-	-	-
3	44	-	-	-
2	27	-	-	-

(1) Los números se corresponden con las partidas del siguiente modo: 1 = escuelas locales, 2 = educación superior, 3 = bienestar público, 4 = salud y hospitales, 5 = protección policial, 6 = corrección, 7 = vivienda y urbanismo, 8 = seguros sociales, 9 = otra educación, 10 = administración de seguros sociales, 11 = autopistas, y 12 = inspección de actividades profesionales y regulación de actividades peligrosas.

(2) El estadístico H\* se ha definido en [2.6].

conjuntamente se reduce, el número de grupos de partidas para las que la hipótesis se acepta se incrementa. Así, por ejemplo, se pasa de tener dos posibles grupos de siete partidas cada uno, hasta un máximo de 44 grupos de 3 partidas. Sin embargo, el número de grupos de 2 partidas presupuestarias demográficamente separables (del grupo de niños) sería de 27.

Considerando únicamente los dos grupos de 7 partidas, el primero está formado por los gastos en escuelas locales, educación superior, bienestar público, salud y hospitales, otros gastos en educación, administración de seguros sociales y autopistas. El segundo grupo de partidas se diferencia del anterior por excluir el gasto en educación superior e incluir vivienda y urbanismo. Posteriormente, y a modo de comprobación, efectué el contraste de igualdad de los  $\theta_g$ 's correspondientes a las ocho partidas resultantes de la unión de los anteriores dos grupos de siete, resultando un estadístico  $H^*$  –ver la definición de  $H^*$  en [2.6]– igual a 20.702 con un valor “P” igual a 0.0042, rechazando, por tanto, la hipótesis de igualdad entre tales ocho partidas.

Una posibilidad, obvia por otro lado, es decidirse por uno de los dos grupos en función del valor “P” asociado a cada uno. Así, para valores de la región crítica del test superiores a 0.072, se tendría que el segundo de los grupos arriba mencionados describiría el conjunto de partidas presupuestarias demográficamente separables del grupo de niños menores de cinco años de edad. Volviendo al inicio de este trabajo, ello significaría, en primer lugar, que una disminución en las transferencias recibidas por parte de los gobiernos estatales y locales de manos del gobierno federal tendría un efecto similar al producido por un incremento en el número de niños menores de cinco años de edad sobre los gastos en escuelas locales, vivienda y urbanismo, bienestar público, salud y hospitales, otros gastos en educación, administración de seguros sociales y autopistas. Y, en segundo lugar, que dicho efecto será un efecto renta puro, no implicando ello, sin embargo, que dichas partidas no sean consumidas o “demandadas” por tales individuos<sup>19</sup>.

El análisis de los resultados hace pensar en la necesidad de estimaciones más eficientes. Por un lado, sería de desear un mayor nivel de desagregación en las partidas de gasto. Dada la fuente de datos que he utilizado, el máximo de partidas disponible es de 27, de las cuales he eliminado algunas por la propia naturaleza de las mismas (gasto en almacenes de licor, saneamiento, alcantarillado, etc.) y otras por no tener significativo el coeficiente de las transferencias. Como dato comparativo, en la encuesta utilizada por DRCT (1989) el número de partidas asciende a 625. Por otro lado, sería deseable, también, disponer de un mayor número de observaciones con el objeto de obtener una mayor variabilidad en los datos sobre distribución de edades de la población. [El tamaño de la muestra analizada por DRCT (1989) resulta ser próximo a los 20.000 individuos.] Ocurre que la variabilidad del tamaño de los grupos de edades con los que he obtenido los anteriores resultados es extremadamente reducida. En el cuadro 6 presento una serie de estadísticos para los grupos de edades (los totales, no las proporciones) sobre el total de la muestra (las 384 observaciones para los 8 años), haciéndose notar que el coeficiente de variación es, en efecto, reducido. Lo mismo ocurre, aunque no muestro los resultados, cuando se analizan las observaciones de los 48 estados para cada uno de los ocho años de la muestra por separado.

---

(19) Debo esta observación a uno de los evaluadores anónimos.



Cuadro 6: RESUMEN ESTADÍSTICO DEL COMPORTAMIENTO DE LOS GRUPOS DE POBLACIÓN(\*)

Grupo de edad	Número de obs.	Media Nacional	Desviación Típica	Valor Mínimo	Valor Máximo	Coef. de Variación
t1	384	362054.7	378244.9	36000	2302000	1.0447
t2	384	706072.9	702784.5	74000	3837000	0.9953
t3	384	835377.6	837809.4	74000	4487000	1.0029
t4	384	838497.4	887250.2	87000	5331000	1.0581
t5	384	616458.3	651493	53000	4113000	1.0568
t6	384	478237	529258.5	37000	4556000	1.1067
t7	384	464281.3	501631.1	28000	3419000	1.0804
t8	384	343783.9	350129.9	23000	1772000	1.0815
t9	384	176671.9	178955.5	11000	889000	1.0129
t10	384	53203.13	53484.44	3000	283000	1.0053

(\*) Las variables  $t_i$  se corresponden con el total de individuos del grupo de edad  $i$  del siguiente modo: 1 = menores de 5 años, 2 = entre 5 y 14 años, 3 = entre 15 y 24 años, 4 = entre 25 y 34 años, 5 = entre 35 y 44 años, 6 = entre 45 y 54 años, 7 = entre 55 y 64 años, 8 = entre 65 y 74 años, 9 = entre 75 y 84 años, y 10 = 85 años o más.

#### 4. CONCLUSIONES

En este artículo he tomado la hipótesis de separabilidad demográfica (ya definida y contrastada para el consumo privado) definiéndola y contrastándola para el gasto público local. La hipótesis establece que una reducción de las transferencias recibidas por un gobierno local de manos de un gobierno superior tendrá efectos similares sobre el gasto en determinadas partidas de gasto similar al causado por un incremento en el tamaño de un grupo demográfico dado.

El contraste de la hipótesis lo he efectuado con datos de la economía de los Estados Unidos sobre un panel de 48 individuos (los estados continentales) y 8 observaciones para el período 1980-1987. Como resultado he identificado siete partidas presupuestarias (gastos en escuelas locales, vivienda y urbanismo, bienestar público, salud y hospitales, otros gastos en educación, administración de seguros sociales y autotopistas) demográficamente separables del grupo de niños menores de 5 años.

Este resultado hay que contemplarlo con la debida cautela, habida cuenta de la relativamente baja eficiencia de las estimaciones y de la baja potencia de los contrastes. Para superar esta dificultad sería necesario, probablemente, un mayor nivel de desagregación de las partidas presupuestarias y que los datos referentes a los grupos demográficos estuvieran recogidos de una manera más precisa y sobre una muestra más amplia con el objeto de que la variabilidad de éstos (y con ello, su poder explicativo) aumentase.

Una posible extensión que este tipo de análisis permite es el contraste de la discriminación por sexos en el diseño del presupuesto de gastos públicos. De nuevo, Deaton (1989) hace lo propio para el consumo privado. La idea es sencilla: una vez identificadas las partidas de gasto demográficamente separables de un determinado grupo de edad (varones y mujeres conjuntamente considerados), se puede contrastar si la reducción habida en tales partidas como consecuencia del incremento en el número de varones es menor o no que cuando el aumento se produce en el número de mujeres.



#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Barro, R y X. Sala-i-Martin (1991) "Convergence", *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 2, págs. 223-251.
- Bishop, Y.M., S.E. Fienberg, y P.W. Holland (1975) "*Discrete Multivariate Analysis, Theory and Practice*", MIT Press, Cambridge, Massachusetts, Cap. 14.
- Borcherding, T. E. y R. T. Deacon (1972) "The Demand for Services of Non-Federal Governments", *American Economic Review*, Vol. 62, No. 5, págs. 891-901.
- Bös, D. y S. Cnossen (1992) *Fiscal Implications of an Aging Population*, en *Population Economics*, Springer-Verlag.
- Breusch, T.S. y A.R. Pagan (1979) "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation", *Econometrica*, Vol. 47, No. 5, págs. 1287-1294.
- Case, A.C., J.R. Hines Jr., y H.S. Rosen (1989) "*Copycatting: Fiscal Policies of States and Their Neighbors*", Discussion Papers, Department of Economics, Princeton University.
- Deaton, A. (1989) "Looking for Boy-Girl Discrimination in Household Expenditure Data", *The World Bank Review*, Vol. 3, No. 1, págs. 1-15.
- Deaton, A. J. Ruiz-Castillo y D. Thomas (1989) "The Influence of Household Composition on Household Expenditure Patterns: Theory and Spanish Evidence", *Journal of Political Economy*, Vol. 97, págs. 179-200.
- Echevarría, C.A. (1995a) "Imposición y Distribución de Edades en un Modelo de Ciclo Vital y Crecimiento", *Revista Española de Economía* (de próxima publicación).
- Echevarría, C. A. (1995b) "On Age Distribution of Population, Government Expenditure and Fiscal Federalism", *Journal of Population Economics*, Vol. 8, No. 3, págs. 301-313.
- Hausman, J.A. (1978) "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, págs. 1251-1271.
- Holtz-Eakin, D. (1986) "Unobserved Tastes and the Determinants of Municipal Services", *National Tax Journal*, Vol. 39, págs. 527-532.
- Hsiao, C. (1986) *Analysis of Panel Data*, Cambridge U. Press.
- Inman, R. (1988) "Federal Assistance and Local Services in the United States: The Evolution of a New Federalist Order", in *Fiscal Federalism: Quantitative Studies*, Ed. H. Rosen, NBER, U. of Chicago Press, págs. 33-78.
- Metcalf, G. (1990) "Federal Taxation and the Supply of State Debt", *Working Paper Series, NBER* No. 3225
- Prud'homme, R. (1987) "Financing Urban Public Services", in *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. II, Ed. E.S. Mills.
- White, H. (1980) "A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroscedasticity", *Econometrica*, págs. 817-838.

Fecha recepción del original: Diciembre, 1994

Versión final: Septiembre, 1995

ABSTRACT

In this paper I extend and test the hypothesis of demographic separability applied to local government expenditure. I follow the work of Deaton, Ruiz-Castillo and Thomas (1989). The demographic separability hypothesis for local government expenditure implies that changes in the transfers received by local government and changes in the demographic structure of the population will have *similar* effects upon the provision of local public goods. Finally, I test the hypothesis using a panel data set of the U.S. economy for the period 1980-1987.

*Keywords:* government budget, demographics, demographic separability.