

RESPUESTAS DEMOGRAFICAS ANTE LA COYUNTURA ECONOMICA EN LA ESPAÑA RURAL DEL ANTIGUO REGIMEN*

Vicente Pérez Moreda

Son innumerables los trabajos que han intentado mostrar de alguna forma la relación existente entre los indicadores económicos y las oscilaciones demográficas. Tratar de mencionar aquí siquiera una selección de los mismos sería una tarea desproporcionada, y además poco representativa, porque quedarían arbitrariamente fuera de la lista muchos de ellos. En realidad, es raro el trabajo sobre historia de la población que no contenga algún capítulo o sección dedicados a examinar las posibles conexiones existentes entre las variables demográficas y ciertos indicadores económicos, como puedan ser los de producción agraria o el de los precios.

Sin embargo, la mayor parte de estos trabajos se limitan al comentario descriptivo de las tendencias de las variables demográficas -bautismos, por ejemplo- y las económicas -el diezmo o los precios, comúnmente-. Y sólo algunos de ellos analizan las conexiones existentes entre las fluctuaciones económicas y las de las variables demográficas a corto plazo. Incluso en este segundo supuesto, los intentos muestran por lo general dos importantes limitaciones: por una parte, el análisis se suele ceñir al examen de la coyuntura de "crisis" (mala cosechas, precios altos) y, frecuentemente, a las consecuencias demográficas visibles tan sólo en la mortalidad. Por otro lado, aun cuando se tomen en consideración las oscilaciones que sufren otras variables demográficas, como la nupcialidad o la fecundidad, el examen

* Este trabajo se inició en el primer semestre del curso 1986-1987 en el Graduate Group in Demography de la Universidad de California (Berkeley). Allí contó el autor con la ayuda y los comentarios de Ronald D. Lee, Eugene A. Hammel y Patrick R. Galloway. La colaboración de este último fue especialmente valiosa, y merced a ella se pudieron elaborar entonces los resultados concernientes a Frechilla y a series gallegas del siglo XIX que no se incluyen en este trabajo. Las demás series regionales se han ido recogiendo y analizando desde entonces, y el autor agradece vivamente la colaboración recibida por parte de varios colegas que le facilitaron datos demográficos y de precios cuya procedencia y características se detallarán en el texto: Bartolomé Yun, Alejandro Arizcun, Santiago Piquero, Enric Mateu, Joan Seraff Bernat, Miguel Angel Badenes, Enrique Llopis y Angel García Sanz. Muchos aspectos del método y de las conclusiones del trabajo han sido discutidos largamente con David Reher, de cuya investigación -sobre series urbanas y sobre una muestra rural de Castilla la Nueva- se citan aquí los resultados.

se limita, por lo común, a analizar el ejemplo de una coyuntura crítica, o, como mucho, a yuxtaponer una muestra de situaciones del mismo tipo¹.

Durante mucho tiempo no se ha logrado superar ese primer estadio en el que se situaba el tratamiento de un tema central de la demografía económica. Para que avanzasen las investigaciones al respecto hacía falta que se desarrollasen las técnicas de análisis de series temporales y se diseñaran modelos econométricos multivariantes, que permitieran describir y precisar las relaciones permanentes que existen entre las oscilaciones económicas y demográficas a *corto* plazo, durante un periodo más o menos *largo*. Dichos modelos fueron construidos y aplicados, por primera vez hace ya algunos años, por Ronald D. Lee en un trabajo ya clásico, y con algunas variantes, han sido empleados por apenas media docena más de investigadores hasta la fecha. Quien más ha destacado en este sentido entre todos ellos ha sido Patrick R. Galloway, que ha escrito varias monografías empleando esas técnicas y modelos y ha ofrecido una panorámica internacional (europea), cuyo núcleo central se ha publicado recientemente y se presenta traducido al castellano en este número del *Boletín de la ADEH*².

Las fuentes históricas españolas, que contienen tan abundante y valiosa información sobre los indicadores económicos y las variables demográficas, nunca habían sido utilizadas hasta ahora para analizar con los nuevos métodos disponibles las relaciones existentes en el corto plazo entre ambos fenómenos. En las páginas que siguen se ofrecen los resultados de un primer análisis de los datos de varias zonas rurales españolas, a los que se han añadido los de otra muestra regional (Castilla la Nueva) que David Reher incluye en su análisis de datos urbanos publicado también en este mismo número del *Boletín*³. Me referiré al "método de Lee-Galloway" para indicar que todas las técnicas de análisis empleadas se ciñen a las utilizadas por estos autores, sin aplicar algunas de las modificaciones introducidas por otros investigadores⁴. Eso nos permitirá ahorrarnos la repetición de diversos detalles técnicos del método empleado, aunque se haga referencia de nuevo a las hipótesis del modelo y a su fundamento lógico, y convenga insistir en las implicaciones de algunas de las técnicas que se utilizan. En la medida de lo posible, la presentación de los resultados tratará de ajustarse a la forma adoptada por Galloway en el trabajo incluido en este mismo volumen, con el fin de hacer más fácil la comparación entre los resultados españoles y los europeos.

LAS FLUCTUACIONES DEMOGRAFICAS EN EL CORTO PLAZO

Quizá sea útil justificar con algunas razones adicionales ciertos aspectos del modelo empleado, como son la elección del corto plazo para la observación de las oscilaciones demográficas y de sus determinantes económicos, o la de los precios de los cereales como el mejor indicador disponible de los cambios coyunturales en el nivel de vida.

Como explican de forma convincente Galloway y Weir, hay poderosas razones, tanto teóricas como de tipo práctico, para preferir el análisis de la relación entre las fluctuaciones económicas y demográficas a corto plazo⁵. Una eventual utilización de las tendencias a largo plazo impediría definir el carácter exógeno o endógeno de las variables y especificar correctamente las líneas más probables de causalidad del modelo, debido a la interacción circular de los fenómenos al cabo de un periodo más o menos extenso⁶. El análisis de las fluctuaciones a corto plazo excluye los cambios que puedan registrar las tendencias seculares de la fecundidad, la intensidad matrimonial, la esperanza de vida o los niveles de precios (niveles de vida). Por otro lado, las variaciones que sufre el tamaño de la población a consecuencia del saldo vegetativo y migratorio acumulados a corto plazo son insignificantes, o, en todo caso, mucho menores que los cambios que se producen a largo plazo. Así, se pueden considerar, sin graves perjuicios para el modelo, los sucesos vitales (el número de nacimientos, matrimonios y defunciones) como buenos indicadores de las tasas respectivas de natalidad, nupcialidad y mortalidad⁷. Ello es especialmente útil en el caso español, donde ignoramos la evolución de las tasas demográficas en cualquier nivel de agregación durante el largo periodo protoestadístico, pero disponemos de abundantes series locales de sucesos vitales.

Además, la observación a corto plazo tiene una justificación obvia si pretendemos indagar los determinantes inmediatos de los comportamientos demográficos. Estos determinantes son sobre todo de carácter económico, fisiológico y demográfico, y pueden estar adecuadamente representados por las variaciones de los precios y las oscilaciones coyunturales de la fecundidad, la nupcialidad y la mortalidad. Las reacciones a corto plazo de estas variables demográficas ante aquellos determinantes se pueden especificar claramente, y su estructura temporal se puede predecir con cierto grado de seguridad, mientras que las tendencias a largo plazo de esas mismas variables suelen estar inducidas por un conjunto de factores no sólo económicos y demográficos, sino también culturales, ambientales y tecnológicos, de difícil identificación y muchos de cuyos efectos se acusan tras un periodo de duración imprevisible.

Ateniéndonos a los componentes endógenos al modelo demográfico, si se logran neutralizar los cambios a medio y largo plazo en la composición por edades⁸, el comportamiento de cada variable demográfica acusará la oscilación inmediatamente previa de las restantes variables. Así, por ejemplo, la fecundidad puede responder, a muy corto plazo, a los cambios en la nupcialidad y en la mortalidad adulta e infantil; la nupcialidad, a los cambios inmediatamente anteriores en la mortalidad adulta; y la mortalidad infantil, a las variaciones recientes en la fecundidad. Podemos dejar de lado la influencia a corto plazo de la nupcialidad sobre la fecundidad, cuya interpretación le originó serios problemas a Lee, y que en todo caso sólo afectaría a los primogénitos, que forman un porcentaje minoritario del total de nacidos de cada generación⁹. Si omitimos también la consideración de la mortalidad infantil, aunque sólo sea porque la mayor parte de nuestras series no la registran con regularidad durante buena parte del periodo considerado, las influencias

endógenas a corto plazo del modelo quedarán limitadas al examen de los efectos de la mortalidad adulta sobre la fecundidad y la nupcialidad¹⁰.

En lo que se refiere a las influencias exógenas sobre las variables demográficas a corto plazo, es previsible que la fecundidad y la mortalidad reaccionen a las variaciones en el nivel de nutrición con respuestas fisiológicas de signo contrario (positivo y negativo, respectivamente) e inmediatas (perceptibles tras el pequeño retraso impuesto por el periodo de gestación y por el tipo de morbilidad prevalente). También es posible que algunas decisiones voluntarias que influyen en el calendario de la fecundidad, y sobre todo las conductas relativas a la nupcialidad, vengan impuestas en cierta medida por las variaciones a corto plazo en los ingresos reales o por la simple percepción de un cambio en las condiciones materiales de vida. Los precios de los alimentos reflejan a la vez las variaciones en el estado de nutrición y pueden servir de indicador aproximado de los cambios coyunturales en el nivel de vida.

No se puede asegurar, sin embargo, que los mecanismos principales de una conducta malthusiana de tipo preventivo, como son la decisión de permanecer célibe, de limitar el número deseado de hijos, e incluso la de retrasar el acceso al matrimonio, sean el fruto de comportamientos adoptados a corto plazo ante las variaciones de la coyuntura económica. Antes bien, suelen ser el resultado de opciones individuales tomadas con mucha antelación, que se inscriben dentro de unos comportamientos colectivos que por lo común sólo se modifican a muy largo plazo, y que responden a un conjunto de factores de diversa índole independientes de los cambios coyunturales de los indicadores económicos. Estos cambios sólo pueden adelantar o retrasar el calendario de la fecundidad en una población habituada a las prácticas malthusianas; mientras que la fecha del matrimonio es probablemente más flexible ante la coyuntura económica en sociedades tradicionales que en aquellas poblaciones más "previsoras". Habrá que poner cuidado, por tanto, en no identificar todas las reacciones de la fecundidad y la nupcialidad ante el movimiento a corto plazo de los indicadores económicos como pruebas de la presencia de un "control preventivo"¹¹.

Por el contrario, resulta más apropiado referirse al "control positivo" en las sociedades preindustriales al aludir a los efectos inmediatos sobre la mortalidad de un momentáneo empeoramiento de la renta en general, y de la alimentación en particular. También entonces la respuesta de la mortalidad dependía de los niveles de vida previos y de su evolución a largo plazo, y por eso una misma elevación de los precios debería mostrar mayores efectos sobre la mortalidad si afectaba a una población o a un segmento de la población con ingresos reales ya inferiores. Del mismo modo, elevaciones gradualmente mayores de los precios debían de provocar un mayor impacto sobre la mortalidad, al erosionar los niveles de vida de un sector cada vez mayor de la población. Sólo una extensión del método de Lee-Galloway permite tener en cuenta estos efectos no lineales, pero en su versión más simple, que es la que aquí se utilizará, sólo puede captar el impacto global para el conjunto de la población de cualquier variación en los ingresos reales (o en los precios), con independencia de sus niveles previos, cuyos cambios seculares quedan anulados al

suprimir la tendencia de las series. De todas formas, las tendencias a largo plazo sólo permiten apreciar si una población está más o menos próxima al momento en que corre el riesgo de sufrir los efectos del "control positivo" de la mortalidad, momento que puede sobrevenir más pronto o más tarde en función de la intensidad de los cambios a corto plazo en el nivel de vida (precios). Por otra parte, es bien sabido que las fluctuaciones de la mortalidad podían venir provocadas por factores extraeconómicos, con independencia de las variaciones en el nivel de nutrición o en el nivel de vida, lo que contribuye a aumentar la parte de la varianza de la mortalidad no explicada por la coyuntura económica¹². A pesar de todo, si suponemos que el peso de esos factores en el término de error de las regresiones de la mortalidad había de ser similar durante un periodo más o menos prolongado en todos los casos, las diferentes respuestas de la mortalidad a las oscilaciones de un indicador como el de los precios de los alimentos pueden indicar la presencia más o menos activa del "control positivo" en diferentes poblaciones.

Los precios de los cereales, como ya se ha sugerido, son no sólo un indicador del nivel de nutrición, sino también del nivel de vida o de la coyuntura económica en general. Esto último se explica fácilmente por la importancia de los alimentos populares, y de los cereales por lo tanto, en el conjunto de los gastos familiares en las sociedades de la época. Dado el gran peso que hay que atribuir a los cereales en la composición de un índice general de precios al consumo representativo para aquellos tiempos, y ante la práctica inalterabilidad del salario nominal a corto plazo, las variaciones anuales de los ingresos reales quedan perfectamente reflejadas en las oscilaciones coyunturales de los precios de los cereales. Los precios de los cereales, por otra parte, han de reflejar mejor que un indicador de la producción agraria anual, como el diezmo, las variaciones de la oferta final de alimentos, porque registran las disponibilidades netas en cada momento, que son el resultado de la producción local, de las reservas existentes y del saldo de los flujos comerciales. La gran movilidad de estos flujos a escala comarcal y regional explica la elevada correlación de los precios de los cereales en zonas no muy distantes, y justifica la utilización de una serie de precios como indicador económico válido para localidades situadas dentro de la misma región económica o de un mismo "mercado agrario"¹³.

Naturalmente, el precio de los granos es un indicador coyuntural del nivel de vida *general* de una población. Una explotación de gran escala, un hacendado o un especulador local podían mantener reservas u obtener excedentes comercializables a altos precios en los años de malas cosechas, que serían los más beneficiosos para ellos precisamente porque eran nefastos para la mayoría de la gente. En el mundo rural, pues, la situación general del campesinado, y no sólo la de los consumidores urbanos, era también la peor en esos momentos, aunque muchos campesinos practicasen el autoconsumo y no tuviesen que recurrir al mercado para obtener alimentos excepto en los años más desastrosos. En el mejor de los casos, sus excedentes sobre el consumo propio disminuían o desaparecían del todo en años de mala cosecha, y aunque la mayor rigidez de la demanda de alimentos impidiera una rápida y sustancial reducción en su nivel de nutrición, sus ingresos reales decrecían, y con

ello la demanda efectiva de otros bienes considerados de menor necesidad. Esta situación podía conducir a reacciones importantes en la fecundidad y en la nupcialidad, e incluso podía acarrear consecuencias indirectas en la mortalidad si el descenso del poder adquisitivo implicaba un empeoramiento de los niveles habituales de confort en la vivienda y el vestido, o un aumento de esfuerzo laboral para tratar de compensar las pérdidas. Por supuesto, la situación se agravaba si la cosecha era peor o las reservas menores, y el campesino no sólo no disponía de excedentes para la venta, sino que debía recurrir al mercado para comprar alimentos o granos para la sementera. En cualquier caso, el mercado acusaría estas situaciones generales, porque los precios habrían de elevarse si se reducía la oferta de excedentes por parte del campesinado, y más aún si aumentaba la demanda global de alimentos al acudir los campesinos al mercado en calidad de compradores. Así pues, la generalización del autoconsumo en el mundo rural no constituía, obviamente, una garantía para el campesinado frente a las oscilaciones de la producción y los precios. La misma extensión del autoconsumo dependía en cada momento de esas oscilaciones de la cosecha y de las reservas familiares, y debía de quedar reflejada en los precios: éstos no habrían podido elevarse de forma periódica y sustancial en zonas rurales si, ante la continua oscilación de las cosechas, la mayoría de los campesinos hubiese logrado asegurar su subsistencia y la continuidad de la explotación merced al autoconsumo, sin recurrir al mercado.

Similares razonamientos económicos sirven para justificar la elección de los precios del trigo como representativos del nivel alimentario y de la coyuntura económica general, incluso en zonas donde el campesinado solía complementar su alimentación con otros granos, o podía sustituir al trigo, en épocas de escasez de este cereal, por otros productos inferiores. Una elevación de los precios del trigo desplazaría, en ambos casos, la demanda hacia otros granos, como el maíz, o hacia esos otros productos alternativos, cuyos precios subirían por este motivo si no lo habían hecho ya por circunstancias comunes a toda la producción agrícola, como eran los accidentes climáticos. Esto explica la coincidencia temporal en el alza de precios de todos los alimentos y la alta correlación existente entre las curvas de precios de todos los granos de una misma localidad o región económica.

PERIODOS ELEGIDOS Y SERIES ANALIZADAS

Con la excepción de Frechilla, una localidad palentina situada en Tierra de Campos, entre Villalón y Paredes de Nava, el resto de las zonas analizadas en este trabajo están representadas por las series demográficas agregadas de un conjunto comarcal o de una muestra provincial o regional. En el caso de Guipúzcoa, sin embargo, las series anuales de bautizados, matrimonios y defunciones de adultos son el agregado de los datos respectivos de todas las parroquias existentes en la provincia (142) durante el siglo XVIII, tal y como los recogió Vargas y Ponce a comienzos del siglo siguiente¹⁴. El resto del trabajo incluye las series anuales de sucesos vitales de 100 localidades procedentes de otras cinco regiones -Navarra, Ga-

licia, Extremadura, Valencia y Castilla la Vieja, a las que se añaden las de otras 30 que componen la muestra de Castilla la Nueva elaborada por David Reher.

Las series demográficas de Frechilla que aquí se utilizan se extienden desde el último cuarto del siglo XVII hasta 1800, fueron recopiladas por Bartolomé Yun y especifican por separado las defunciones infantiles y las de adultos¹⁵.

Las series navarras son las de las 14 parroquias del Valle de Baztán, recogidas por Alejandro Arizcun para el periodo comprendido entre 1600 y 1841. Los tres sucesos demográficos comienzan a ser registrados en la mayor parte de las parroquias a finales del siglo XVI o en torno a 1600, pero en algunos casos su registro se retrasa hasta mediados del siglo XVII. Los datos de mortalidad incluyen sólo las defunciones de adultos. Aquí se comentarán los resultados obtenidos de la agregación de estas series para el periodo que cubre el siglo XVIII y el primer tercio del XIX¹⁶.

Las series demográficas gallegas proceden de la agregación de las series referentes a toda la jurisdicción de Xallas (La Coruña) y las de la comarca del Salnés, jurisdicción de La Lanzada, en la zona costera del norte de Pontevedra. Las series agregadas de unas 25 parroquias que formaban el conjunto de Xallas, para el periodo de 1680 a 1815, fueron publicadas por Baudilio Barreiro¹⁷; y las de las 11 parroquias de La Lanzada, cuyos registros se conservan desde distintas fechas de finales del siglo XVI o del siglo XVII, y a partir de 1690 en todas ellas, han sido publicadas, para el periodo que transcurre hasta 1810, por J.M. Pérez García¹⁸. Las series de mortalidad sólo incluyen de forma regular las defunciones de adultos, excepto la de Armenteira, que distingue desde 1692 la mortalidad de adultos de la total, que no se ha incluido en nuestros datos. Se ha llevado a cabo el análisis de las regresiones para Xallas y La Lanzada por separado, pero el deseo de obtener una muestra de sucesos vitales de mayor tamaño, la relativa proximidad de ambas zonas y la alta correlación de los precios de los cereales en ambas nos ha inducido a formar las series agregadas de estos dos conjuntos gallegos, para el periodo de 1680 a 1810, sin perjuicio de comentar ocasionalmente por separado los resultados de cada zona.

Los datos extremeños proceden de la muestra de bautismos de 15 localidades rurales y dos núcleos urbanos cacereños, y de matrimonios y defunciones de adultos de las 15 parroquias rurales de esta muestra entre 1700 y 1814, cuyas series ha publicado de forma agregada Angel Rodríguez Sánchez¹⁹.

Las series de sucesos vitales que representan al País Valenciano se extienden por el periodo que va de 1700 a 1839, y proceden de la agregación de las cifras anuales respectivas de las series de 24 localidades rurales de las tres provincias valencianas. Las series locales han sido reconstruidas por J.S. Bernat Martí, M.A. Badenes, Enric Mateu y otros autores, y la agregación fue efectuada por Enric mateu Tortosa²⁰. La serie agregada de mortalidad incluye las defunciones de adultos, aunque algunas series locales parecen acusar cierto subregistro de la mortalidad (probablemente infantil, que no se especifica) en algunos periodos. Aquí sólo se utilizarán las series para el periodo 1700-1805, que es el único para el que se ha podido construir una serie de precios valencianos.

Aparte de las series procedentes de Tierra de Campos (Frechilla y Medina de Rioseco), la región castellano-leonesa estará representada por una muestra de 9 localidades segovianas. Los datos relativos a tres de ellas fueron recogidos por el autor, y los de las otras seis han sido facilitados por Angel García Sanz. Aunque no todas ellas comienzan ni terminan en las mismas fechas, diversos procedimientos de extrapolación nos han permitido reconstruir las series agregadas de la muestra para el periodo 1610-1815, con distinción entre la mortalidad de adultos y la de párvulos²¹.

Por último, las series que representan a la población rural de Castilla la Nueva, y que han sido agregadas y analizadas por David Reher en el artículo que aparece en este mismo volumen, proceden de 30 localidades pertenecientes a cuatro provincias de la región. Las series locales de mortalidad sólo incluyen defunciones de adultos o, en el mejor de los casos, el registro de la mortalidad infantil y parvularia es ocasional y defectuoso, por lo que reflejan las oscilaciones anuales de la mortalidad adulta. Comprenden periodos diferentes, pero las técnicas de extrapolación permiten construir series agregadas desde finales del siglo XVI hasta 1830²².

Se ha intentado medir las respuestas demográficas ante las variaciones coyunturales que presentan los precios del trigo en cada una de las zonas analizadas, lo que obligaba a encontrar series de precios de la misma comarca o región. En grandes conjuntos nacionales, como son los que analizan Lee, Galloway, Weir y otros, la utilización de una única serie de precios como indicador de las variaciones a corto plazo de los niveles de vida locales o regionales es una decisión simplificadora pero, en mi opinión, arriesgada, sobre todo cuanto más retrocedemos en el tiempo a épocas en las que no se puede hablar de un mercado nacional integrado. Incluso aunque la correlación entre dos series de precios de regiones distintas sea aparentemente elevada -y lo será por el solo efecto de la inflación secular-, el signo y la intensidad de los cambios anuales en algunos años puede ser opuesto, y una serie que refleje el precio "medio" de ambas ocultará algunas de las oscilaciones reales y tenderá a disminuir la varianza de cada una. Lo mismo puede ocurrir, por supuesto, con las series regionales de sucesos vitales, cuyas fluctuaciones pueden quedar artificialmente suavizadas en una curva "nacional", aunque sólo sea a causa de la ley de las grandes cifras²³. Por eso, si la observación de los fenómenos en una pequeña localidad puede conducir a resultados menos fiables, como ya se dijo, el análisis de las fluctuaciones demográficas de grandes conjuntos nacionales, sobre todo cuando se las relaciona con una sola serie "nacional" de precios, tenderá a ocultar las verdaderas reacciones regionales e impedirá establecer comparaciones entre unas y otras²⁴.

Para Tierra de Campos (Frechilla y Medina de Rioseco) se ha usado la serie de precios anuales del trigo, entre 1681 y 1800, de otra localidad de la región, Mayor-ga de Campos²⁵. En las regresiones de los datos demográficos de Guipúzcoa se han utilizado los precios anuales del trigo, en reales por fanega, que contiene la *Mercurial* de Tolosa para el periodo 1766-1833²⁶; para el periodo de 1642 a 1765 se ha construido una serie de precios del trigo a partir de series locales de Oñate y Garagarza-Mendaro recopiladas por Santiago Piquero; dicha serie muestra una co-

relación muy alta con la de la *Mercurial* de Tolosa para el periodo común a ambas series (1766-1813)²⁷. En el caso navarro del Valle de Baztán se ha empleado la serie anual de precios del trigo de la *Mercurial* de Pamplona, que ha sido reconstruida por Alejandro Arizcun para el periodo que se extiende entre 1589 y 1841²⁸. Las regresiones de las muestras gallegas se han llevado a cabo sobre una serie de precios del trigo elaborada a partir de los procedentes de las mismas comarcas analizadas²⁹. La serie de precios del trigo en reales por fanega que se emplea en el análisis de los datos cacereños procede de una localidad de la provincia, Torrequemada, y ha sido elaborada por Enrique Llopis³⁰. La serie utilizada en el análisis de los datos valencianos del siglo XVIII procede de las series originales que ha publicado José Miguel Palop Ramos³¹. En el análisis de la muestra de localidades segovianas se ha utilizado una serie larga de precios del trigo que sustancialmente se basa en los datos de la *Mercurial* de Segovia³². Por fin, en las regresiones de los datos de Castilla la Nueva, David Reher ha utilizado básicamente las series de precios de Hamilton para Toledo, complementada con datos ocasionales de precios de Almadén, y de Villacastín para los últimos decenios de la serie³³.

De las ocho zonas incluidas en este trabajo, hay cinco para las que se dispone de series demográficas y de precios que se extienden por el siglo XVII o por buena parte del mismo. Sin embargo, la información aquí recogida sobre Extremadura, el País Valenciano y la totalidad de la provincia de Guipúzcoa se inicia en 1700, y la referente a Tierra de Campos y uno de los dos conjuntos gallegos sólo son utilizables desde los años finales del siglo XVII. Por eso creemos oportuno limitarnos al examen de los resultados que muestra el análisis de los datos del siglo XVIII. En algunos casos (Galicia y Tierra de Campos) la observación engloba también los años finales del siglo anterior, y frecuentemente se extienden hasta los primeros años o decenios del siglo XIX (Baztán, Galicia, Cáceres, Segovia y Castilla la Nueva). En la Tabla 1 se indica el periodo real que cubren las series de sucesos demográficos en cada zona y los periodos a los que se limitan los resultados de las regresiones, una vez eliminada la tendencia de las series demográficas y de precios de cada una de ellas, y después de suprimir otros seis años, al comienzo de las series sin tendencia, para captar las respuestas retardadas y permitir la corrección de las perturbaciones autorregresivas de cada serie³⁴.

Se confirma también, por los datos de este resumen estadístico de los rasgos elementales de las series empleadas, la estrecha relación negativa existente entre el tamaño de las muestras y el grado de volatilidad de cada serie³⁵. Así, tanto en el caso de los nacimientos como en el de los matrimonios o las defunciones de adultos, la menor dispersión relativa es siempre la de las series correspondientes al conjunto de la provincia de Guipúzcoa, que contiene las muestras de mayor tamaño, mientras que la mayor dispersión es la de las series de la localidad de Frechilla o de las de Baztán, que forman las muestras más reducidas. La menor dispersión es siempre la de las series de nacidos, cuyo tamaño medio es siempre el mayor, pero la mayor dispersión no es siempre la de las series de nupcialidad, que son las de tamaño menor, sino muy frecuentemente -y en las ocho zonas consideradas en su conjunto- la de las series de mortalidad. Esto parece indicar que este fenómeno

Tabla 1.

MEDIAS DE LAS SERIES DEMOGRAFICAS ORIGINALES Y COEFICIENTES DE VARIACION DE LAS SERIES SIN TENDENCIA

Medias de las series demográficas originales						
Lugar/Provincia/Región	Período	Nacidos	Matrimonios	Defunciones adultas	Defunciones totales	
Baztán (Navarra)	1715-1836	221,8	47,2	99,0	-	
Guipúzcoa	1712-1796	3450,2	807,0	1664,2	-	
Galicia	1691-1805	377,9	86,8	161,1	-	
Cáceres	1711-1809	986,4	177,0	337,0	-	
País Valenciano	1711-1800	1150,3	261,3	-	904,0	
Frechilla (Palencia)	1692-1795	55,3	12,3	23,8	54,7	
Segovia	1715-1805	337,7	88,6	164,5	329,2	
Castilla la Nueva	1730-1830	1265,1	273,8	812,3	-	

Coeficientes de variación de las series sin tendencia						
Lugar/Provincia/Región	Período	Nacidos	Matrimonios	Defunciones adultas	Defunciones totales	Precios del trigo
Baztán (Navarra)	1715-1836	,108	,215	,334	-	,213
Guipúzcoa	1712-1796	,048	,075	,153	-	,143
Galicia	1691-1805	,101	,330	,268	-	,188
Cáceres	1711-1809	,080	,213	,227	-	,379
País Valenciano	1711-1800	,048	,228	-	,109	,124
Frechilla (Palencia)	1692-1795	,152	,396	,330	,263	,322
Segovia	1715-1805	,082	,166	,225	,258	,271
Castilla la Nueva	1730-1830	,073	,169	,212	-	,342
Valores medios de las ocho zonas...		,087	,224	,250	,210	,248

NOTA: La tendencia de cada serie ha quedado suprimida dividiendo cada uno de sus valores, x , por la media móvil de 11 años centrada en x .

es menos sensible que los otros dos a las variaciones aleatorias derivadas del tamaño de la serie, y que está más influido que las otras dos variables demográficas por factores exógenos comunes a todas ellas, bien sean los incluidos en las variables explicativas del modelo (los precios) u otros implícitos en el término de perturbación de las regresiones de la mortalidad.

EL METODO Y LAS HIPOTESIS DEL MODELO

Las fluctuaciones anuales de la fecundidad, la nupcialidad y la mortalidad adulta y total se analizan, siguiendo el método de Lee-Galloway, a través de un modelo de regresión con retardos distribuidos a lo largo de cinco años, tratando de estimar la respuesta de cada variable a la oscilación de otra variable demográfica (la mortalidad adulta, en el caso de la fecundidad y la nupcialidad) y/o de otra variable exógena (los precios) en la misma fecha y en cada uno de los cuatro años posteriores. Aunque se dejan de lado las posibles influencias endógenas de la nupcialidad y la mortalidad infantil, se trata de un modelo recursivo de ecuaciones simultáneas, que responde al siguiente esquema:

$$\begin{aligned} B &= f_B (D, P, e_B), \\ M &= f_M (D, P, e_M), \text{ y} \\ D &= f_D (P, e_D), \end{aligned}$$

donde B es la fecundidad, M es la nupcialidad, D es la mortalidad de adultos, P son los precios y e es el término de error o perturbación, con posible correlación entre los términos de error de las ecuaciones y muy probable autocorrelación de los de cada una. La expresión matemática de las regresiones, incluyendo la estructura temporal de las variables explicativas retardadas, así como el procedimiento de corrección de los errores autorregresivos de segundo orden, se recogen en los artículos citados de R. Lee y P.R. Galloway.

En realidad, el modelo quedaría mejor especificado añadiendo alguna variable explicativa común en ciertas regresiones (las de la fecundidad y la mortalidad), como es el caso de los cambios anuales del clima, que son tenidos en cuenta por Lee, Richards y por Galloway en alguno de sus trabajos³⁷. Es difícil, sin embargo, introducir en el análisis la posible influencia de la nupcialidad sobre la fecundidad. Los términos de error de las regresiones de ambas variables es muy probable que estén correlacionados, y los coeficientes resultantes de una estimación de tal influencia serían sesgados, de forma que es preferible mantenerse en este punto en el terreno de la especulación.

El modelo supone relaciones lineales entre las variables dependientes y las explicativas, y por eso los coeficientes estimados reflejan linealmente, en la dirección del signo que adopten, los cambios positivos o negativos, y de cualquier intensidad, de la variable o variables independientes³⁸. Por otra parte, una simple inspección de la representación gráfica de la correlación entre una variable dependiente y los valores, simultáneos o retardados, de la variable explicativa suele descubrir una asociación no lineal, y el gráfico de los residuos en función de los valores previstos de la variable dependiente revela a veces una agrupación de tipo heterocedástico³⁹. Sobre todo cuando este fenómeno se presenta con mayor nitidez, y frecuentemente asociado a una correlación nula o aparentemente baja para cierto grupo de valores intermedios de las variables originales, resultaría conveniente ajustar la estimación, o al menos estimar relaciones no lineales, introduciendo términos cua-

dráticos de los precios en las regresiones de la mortalidad, y de la mortalidad adulta en las de la fecundidad y la nupcialidad. No se incluyen aquí estos refinamientos del análisis, que en otros casos no han conducido a modificaciones sustanciales en los resultados. No obstante, la construcción de variables ficticias podría haber contribuido a captar el posible efecto sobre las oscilaciones demográficas de dos o más años consecutivos de altos precios.

En la discusión de los resultados, prácticamente todos los autores hablan de las respuestas demográficas ante la *elevación* de los precios, o imaginan una situación de "crisis económica" o de "crisis de mortalidad". Realmente es de esta forma como mejor se comprenden las relaciones estimadas entre las variables -aunque sólo sea porque ésas son las situaciones sobre las que más han reflexionado los historiadores-, y como se verifican algunas de las hipótesis del modelo. Pero dado que éste es lineal, dichas hipótesis deben considerar también una respuesta simétrica de las variables demográficas ante las fluctuaciones de signo negativo de las variables explicativas (esto es, ante un *descenso* de los precios y la mortalidad adulta). Es decir, que el valor y el signo de los coeficientes estimados sólo verificarán las hipótesis totales del modelo si se ajustan a las respuestas esperadas ante los cambios en cualquier dirección de la variable independiente.

LAS FLUCTUACIONES DE LA FECUNDIDAD

Excluidas las influencias de la nupcialidad y la mortalidad infantil sobre la fecundidad, las fluctuaciones anuales de esta variable se analizan en el modelo en función de las estimaciones contemporáneas y retardadas de la mortalidad de adultos y de los precios del trigo. Las hipótesis sobre el signo e intensidad de las elasticidades esperadas al estimar estas relaciones se pueden resumir de la siguiente manera:

- Ante un cambio positivo (un alza) de la mortalidad adulta, la fecundidad debería mostrar reacciones negativas de naturaleza fisiológica, tanto en los momentos iniciales como en el año posterior al impacto de la mortalidad. Las primeras pueden responder al fallecimiento de mujeres embarazadas y a pérdidas fetales derivadas de la morbilidad femenina, de la que es un indicador aproximado la mortalidad adulta. Esta misma morbilidad puede dañar la fertilidad y hacer disminuir las concepciones, que también disminuirán a consecuencia de rupturas conyugales ocasionadas por la mayor mortalidad entre las casadas y sus maridos. Ambos efectos se harán visibles en su mayor parte al año siguiente (en el retardo 1).

- En los años siguientes, y concretamente en el retardo 2, es previsible una recuperación de los nacimientos, debido a la normalización de la situación en el retardo 1 y a los efectos de la nupcialidad, que normalmente se eleva por entonces, en las cifras de los primogénitos⁴⁰.

- Ante una caída de la mortalidad (y morbilidad) adultas, son de esperar reacciones de la fecundidad de signo opuesto con la misma cadencia temporal, aunque tal vez menos intensas: una mayor proporción de partos respecto a concepciones previas, menos rupturas familiares y menores obstáculos biológicos para nuevas concepciones en ausencia de una morbilidad excepcional, harían aparecer en los dos primeros retardos un número de nacidos superior al de un año "medio".

- Una elevación de los precios debería ocasionar, a través de sus efectos en el nivel de nutrición, una reacción de la natalidad contemporánea (en el retardo 0) nula o de leve signo negativo, debida tal vez a un aumento de los abortos espontáneos, y una reducción del número de concepciones a causa de la "amenorrea de hambre", una menor fertilidad y una actividad sexual más reducida, todo lo cual se haría visible en una caída acentuada de los nacimientos en el año posterior al del alza de los precios. La misma elevación de los precios tendría un impacto inicial leve en los comportamientos familiares relativos al calendario de la fecundidad, y que se registraría en los nacimientos de los meses finales del mismo año en que se produce sólo si hay una percepción anticipada de la mala cosecha o de la carestía. Lo más frecuente sería, sin embargo, que inicialmente sólo se aplazaran un número determinado de concepciones, voluntariamente o debido al aumento de la movilidad y a la separación temporal de los cónyuges, caso frecuente en este tipo de situaciones. Ello produciría una caída más pronunciada de nacimientos en el retardo 1. Las concepciones aplazadas en el momento de la carestía se reanudarían al año siguiente (a no ser que la situación haya consolidado una práctica de verdadera limitación "preventiva" del tamaño final de la familia), con lo que en el retardo 2 es de esperar una respuesta compensadora con un alza de los nacimientos.

- Ante una caída coyuntural de los precios, la respuesta fisiológica de la fecundidad en el año inicial y el siguiente sería levemente positiva, y, si se pudieran aislar fácilmente los efectos de este tipo de los que se ejercen a través de los cambios en los comportamientos, debería advertirse una reacción nula o también ligeramente positiva, debida, por ejemplo, a una menor movilidad y una mayor frecuencia de relaciones sexuales de los matrimonios. Hay que tener presente, sin embargo, que si la reacción en el retardo 1 es de signo negativo e intensa ello indicaría, dado el carácter lineal del modelo, que los individuos tienden a aumentar su fecundidad en una coyuntura económica favorable tanto como la reducen en época de carestía. Y ello no es una prueba de un comportamiento preventivo o "prudencial", sino más bien todo lo contrario.

Los resultados del análisis de las regresiones de la fecundidad sobre los precios del trigo y la mortalidad adulta en cada una de las zonas estudiadas aparecen en la Tabla 2, que incluye los valores de R^2 y R^2 corregido, los test "Durbin-

Tabla 2.
REGRESIONES DE LA FECUNDIDAD SOBRE LOS PRECIOS DEL TRIGO Y LA MORTALIDAD ADULTA
(1ª parte)

Lugar/Prov/Reg	Periodo	Nº	Constante	Variable independiente: precios del trigo. Coeficientes (elasticidades) en el retardo				
				0	1	2	3	4
Baztán (Navarra)	1715-1836	122	1,343 a	-,021	-,153 b	,058	,068	-,091 c
Guipúzcoa	1712-1796	85	1,183 a	-,055 d	-,039	,033	,000	,031
Galicia	1691-1805	115	1,460 a	-,125 a	-,104 c	-,054	,084 d	-,084 d
Cáceres	1711-1809	99	1,332 a	,021	-,084 a	-,038 c	-,008	-,007
País Valenciano	1711-1800	90	1,103 a	,028	-,123 d	,045	-,076	,037
Frechilla (Palencia)	1692-1795	104	1,277 a	-,118 b	-,097 c	,097 c	-,026	,016
Segovia	1715-1805	91	1,195 a	,067 c	-,101 c	,092 d	-,109 c	,038
Castilla la Nueva	1730-1830	101	1,330 a	,008	-,074 a	-,049 b	-,010	-,017
Valores medios de los coeficientes de las 8 zonas				-,024	-,097	,023	-,010	-,010

Tabla 2.
(2ª parte)

Lug/Prov/Reg	Variable independiente: mortalidad adulta. Coeficientes (elasticidades) en el retardo					R ²	R ² cor.	DW	F	Suma de lags							
	0	1	2	3	4					Precios del trigo	Defunc. adult						
Baztán	-,071 b	-,117 a	,003	,014	-,034	,66	,63	2,01	5,74	-,138	-,205						
Guipúzcoa	-,076 b	-,062 d	,073 d	-,116 b	,025	,67	,62	2,03	2,65	-,028	-,156						
Galicia	-,060 c	-,159 a	,034	-,014	,021	,59	,55	1,98	9,78	-,283	-,178						
Cáceres	-,180 a	,099 a	-,065 c	-,038	-,033	,86	,84	2,04	8,24	-,117	-,216						
P. Valenciano	,006	,006	,042	-,087 c	,018	,93	,92	1,90	1,94	-,089	-,015						
Frechilla	,006	-,136 a	,035	-,002	-,054	,41	,33	1,96	3,02	-,129	-,151						
Segovia	-,087 b	-,149 a	,132 a	-,136 a	,058 d	,54	,47	1,99	6,37	-,014	-,182						
C. la Nueva	-,077 b	-,103 a	,013	-,002	-,020	,75	,71	2,02	3,26	-,142	-,189						
Valores medios										-,067	-,078	,033	-,048	-,002		-,118	-,162

NOTAS: La corrección de los errores autorregresivos de segundo orden se ha llevado a cabo por el procedimiento iterativo Cochrane-Orcutt. R² y R² corregido se han calculado con las variables originales. Los niveles de significación del estadístico t son: a = 1%, b = 5%, c = 10% y d = 20%. Las fechas de cada periodo corresponden a las de las series sin tendencia. Las series originales utilizadas comienzan 11 años antes y concluyen cinco después, en cada caso.

Watson" y "F" y la elasticidad acumulada a lo largo de cinco años, junto con los coeficientes estimados en cada retardo y su nivel de significación. Asimismo, la intensidad y el signo de la respuesta de la fecundidad en el año del impacto inicial de los precios o de la mortalidad, y en cada uno de los cuatro posteriores, se muestran en los paneles A y B de la Figura 1.

Si se compara la fluctuación anual *media* de la fecundidad en estas ocho zonas rurales españolas con los valores medios de los países europeos analizados por Galloway, se podrá observar una respuesta general prácticamente idéntica de ambos conjuntos ante el impacto inicial de los precios⁴¹. De acuerdo con las hipótesis establecidas anteriormente, esta respuesta es más fuerte y más significativa en el retardo 1, y está seguida por una reanudación de las concepciones en ese momento, que origina un efecto compensador en la natalidad en el retardo 2. Cabe señalar que todos los coeficientes regionales en el retardo 1 son de signo negativo y casi todos son significativos.

La respuesta de la fecundidad a la elevación de la mortalidad adulta muestra también un esquema temporal, para el conjunto español analizado, acorde con el previsto en el modelo, aunque la respuesta negativa se prolonga en el retardo 1 con mayor intensidad que en el conjunto europeo, y por lo general con mayor intensidad, y mayor significación también, que en el año en que se produce la variación inicial de la mortalidad. Todo parece indicar que la morbilidad y la mortalidad adultas provocaban en España un descenso más acusado de concepciones y un mayor número de rupturas conyugales que en los otros países europeos⁴².

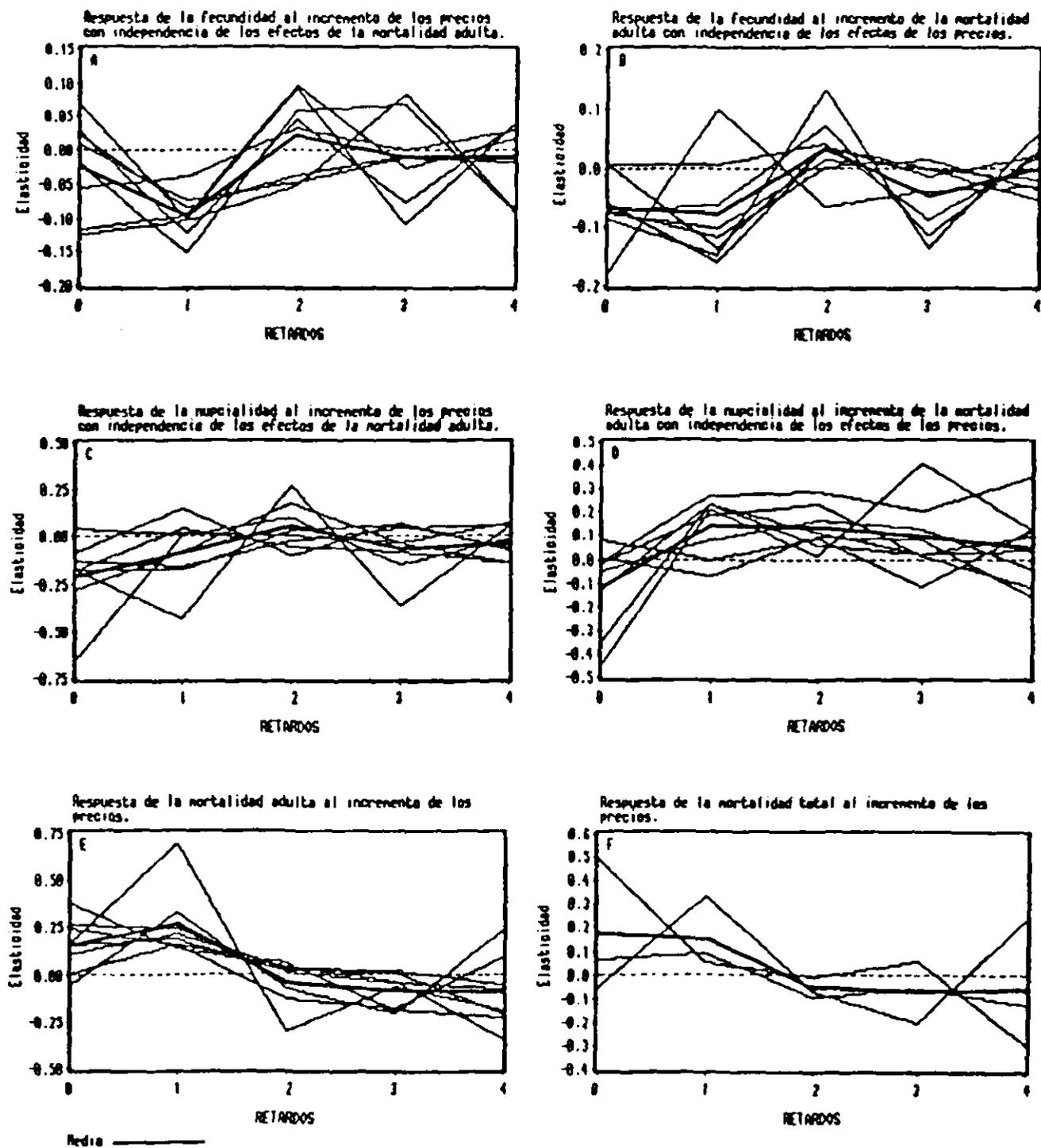
Los precios y la mortalidad adulta, por sí solos, explican una buena parte de la varianza de la fecundidad, que oscila entre el 50 y el 90 por 100, si dejamos de lado el caso de Frechilla, donde los R^2 son siempre los más bajos, debido al fuerte carácter aleatorio de la dispersión anual en una muestra tan pequeña.

En el conjunto europeo no hace falta esperar cinco años para que el efecto de los precios o de la mortalidad sobre las variaciones de la fecundidad se neutralice: ya en el retardo 3 el número de nacidos retorna a los niveles previos a los del cambio de coyuntura. Los valores medios del conjunto español muestran la misma tendencia, pero los dos primeros gráficos de la Figura 1 parecen indicar que en la mayor parte de los casos regionales subsiste en el retardo 4 un eco del impacto inicial que hace suponer que sus efectos podrán prolongarse al menos durante un año más. Las elasticidades acumuladas a lo largo de los cinco años revelan que la mortalidad ejerce una influencia ligeramente mayor que los precios sobre la fecundidad, como parecen indicar también los datos urbanos examinados por David Reher. Una duplicación, por ejemplo, de los precios y de la mortalidad adulta generarían una reducción final media de nacimientos, al cabo de esos cinco años, de un 12 y un 16 por 100, respectivamente, en el conjunto estudiado.

Figura 1.

TIPOS DE RESPUESTA DE LA FECUNDIDAD, LA NUPCIALIDAD Y LA MORTALIDAD ANTE LAS VARIACIONES DE LOS PRECIOS*.

Y ANTE LAS VARIACIONES DE LA MORTALIDAD ADULTA EN EL CASO DE LA FECUNDIDAD Y LA NUPCIALIDAD.



FUENTES: Tablas 2 a 4.

LAS FLUCTUACIONES DE LA NUPCIALIDAD

Como en el caso de los nacimientos, el modelo examina las respuestas lineales de la nupcialidad ante las variaciones, de cualquier signo e intensidad, de los precios y de la mortalidad adulta. Los comportamientos nupciales deberían acusar estos cambios con respuestas simultáneas y retardadas de este tipo:

- Un empeoramiento de la coyuntura económica reflejado en el alza de precios producirá probablemente una reducción de la nupcialidad, en la medida en que los novios y sus familias retrasen la fecha de la boda en espera de mejores tiempos. Este efecto negativo se puede prolongar en el año siguiente, y sólo la nueva cosecha permitirá entonces, o más claramente en el retardo 2, celebrar las bodas pospuestas. El efecto compensador de la caída inicial de la nupcialidad podría distribuirse, por tanto, entre el retardo 1 y el retardo 2.

- Una respuesta simétrica puede producirse ante una caída de los precios, que puede tener el efecto de adelantar la fecha de cierto número de bodas. Tal respuesta puede quedar igualmente reflejada en un coeficiente de signo negativo en el retardo 0, y eventualmente en el retardo 1, lo que nos impide interpretar dichos coeficientes como indicadores de un comportamiento "preventivo".

- A raíz de una elevación de la mortalidad adulta es muy probable que disminuya instantáneamente el número de bodas, ante el dramatismo de la situación o por la muerte de algunos novios. Pero crecerán las expectativas de herencia y de fundación de una familia para algunos solteros, lo que debería hacer aumentar la nupcialidad en el retardo 1. Algunas bodas aplazadas en los momentos del duelo tendrían lugar también al año siguiente. Y aumentará sin duda la demanda matrimonial por parte de viudos y viudas, con el consiguiente aumento de las bodas en segundas nupcias. Este último efecto se puede observar ya en el retardo 1, pero tardaría en aparecer tanto más cuanto mayor fuera el tiempo de viudez que las costumbres del luto y la legislación eclesiástica o civil imponían, sobre todo a las viudas, antes de contraer segundas nupcias⁴³.

- Por el contrario, nada hace pensar que tengan que producirse, en principio, efectos simétricos en la nupcialidad (positivos en el retardo 0 y negativos en los dos o tres años siguientes) ante una caída de la mortalidad adulta, cuando imaginamos aisladamente una de estas situaciones. Pero dado que el modelo las analiza globalmente junto con las de signo opuesto, se puede suponer que habría entonces un alza *relativa* de la nupcialidad (un número de bodas mayor que en los años de sobremortalidad), seguida de un descenso *relativo*, en los retardos 1 y 2 por lo menos, al no registrarse la compensación de matrimonios aplazados o en segundas nupcias que solían tener lugar en los años inmediatamente posteriores a una elevación inicial de las defunciones.

Tabla 3.
REGRESIONES DE LA NUPTIALIDAD SOBRE LOS PRECIOS DEL TRIGO Y LA MORTALIDAD ADULTA
(1ª parte)

Lugar/Prov/Reg	Periodo	Nº	Constante	Variable independiente: precios del trigo. Coeficientes (elasticidades) en el retardo				
				0	1	2	3	4
Baztán (Navarra)	1715-1836	122	1,085 a	-,280 b	-,086	,175 d	-,038	-,136
Guipúzcoa	1712-1796	85	0,624 a	,045	,015	,006	-,037	,071 d
Galicia	1691-1805	115	1,723 a	-,182	-,431 c	,268	-,373 d	,051
Cáceres	1711-1809	99	1,159 a	-,182 a	-,179 a	,037	,061	-,060
País Valenciano	1711-1800	90	1,402 c	-,653 b	,005	,100	-,151	-,017
Frechilla (Palencia)	1692-1795	104	0,314	-,174 d	,039	-,050	-,080	-,141
Segovia	1715-1805	91	0,979 a	-,086	,148	-,102	,072	-,077
Castilla la Nueva	1730-1830	101	0,917 a	-,125 b	-,158 a	-,029	,041	,059
Valores medios de los coeficientes de las 8 zonas				-,205	-,081	,051	-,063	-,031

Tabla 3.
(2ª parte)

Lug/Prov/Reg	Variable independiente: mortalidad adulta. Coeficientes (elasticidades) en el retardo					R ²	R ² cor.	DW	F	Suma de lags										
	0	1	2	3	4					Precios del trigo	Defunc. adult									
Baztán	-,047	,079	,166 b	,126 c	-,041	,35	,28	1,97	3,11	-,365	,283									
Guipúzcoa	-,125 b	,236 a	,108 d	,021	,035	,67	,61	1,99	3,40	,101	,275									
Galicia	,001	-,074	,096	,083	-,160	,07	,04	2,01	1,03	-,668	-,055									
Cáceres	,080	,000	,090	-,121	,117	,47	,39	2,08	3,01	-,323	,166									
P. Valenciano	-,445 c	,221	,009	,409 c	,126	,39	,29	2,05	2,22	-,716	,311									
Frechilla	-,012	,268 b	,284 b	,204 d	,347 a	,12	,00	2,03	1,92	-,405	1,091									
Segovia	-,347 a	,234 b	,060	,018	,099	,30	,19	2,10	3,22	-,045	,063									
C. la Nueva	-,022	,187 b	,231 a	,011	-,115 d	,48	,41	1,85	1,57	-,212	,292									
Valores medios										-,115	,143	,131	,094	,051					-,329	,303

NOTAS: La corrección de los errores autorregresivos de segundo orden se ha llevado a cabo por el procedimiento iterativo Cochrane-Orcutt. R² y R² corregido se han calculado con las variables originales. Los niveles de significación del estadístico t son: a = 1%, b = 5%, c = 10% y d = 20%. Las fechas de cada periodo corresponden a las de las series sin tendencia. Las series originales utilizadas comienzan 11 años antes y concluyen cinco después, en cada caso.

La Tabla 3 muestra los resultados de las regresiones de la nupcialidad sobre los precios del trigo y la mortalidad adulta, de manera análoga a como hacía la tabla anterior en el caso de las respuestas de la fecundidad ante las mismas variables explicativas. Si se compara la reacción del conjunto español analizado (panel C de la Figura 1) con la correspondiente a la *media* europea analizada por Galloway, se observa que la nupcialidad de la España rural sufre por lo general un descenso de mayor intensidad y más prolongado que esos otros países ante una elevación inicial de los precios: la elasticidad negativa acumulada en los dos primeros años (-0,29) es casi el doble que en el conjunto europeo. Los coeficientes de estos dos primeros retardos también pueden interpretarse como una mayor reacción (positiva) de la nupcialidad española ante una eventual caída de los precios. Podríamos decir, pues, que el comportamiento nupcial representado en la muestra rural española es más "coyuntural", o más elástico, que el europeo a las variaciones a corto plazo del nivel de vida. Y responde menos que éste a planteamientos predeterminados o "preventivos", esto es, independientes de las variaciones súbitas de los ingresos reales. Esta conducta puede indicar unos niveles habituales de renta media inferiores, que hacen más elástico el calendario de la nupcialidad ante las variaciones de los precios. Y también podría ser una respuesta típica de zonas de elevada intensidad matrimonial, donde la escasa previsión económica ante un matrimonio universal y precoz explicarían también esa mayor elasticidad.

La tendencia general de las fluctuaciones de la nupcialidad ante la variación de los precios a lo largo de los cinco años es, con todo, muy similar en el caso europeo y en nuestra muestra. No parece que el impacto de los precios se prolongue nunca significativamente más allá de dos años después de su variación inicial, según lo esperado. Pero en los países o regiones donde se producen las oscilaciones más bruscas en los primeros momentos, éstas pueden transmitir un eco posterior que se traduce en fluctuaciones durante los cinco años observados y probablemente durante alguno más. Al cabo de ese periodo, la elevación de los precios origina una depresión neta de los matrimonios, que se revela en una elasticidad acumulada el doble mayor en la España rural (-0,329) que en la muestra europea (-0,150).

La segunda parte de esta Tabla 3 y el panel D de la Figura 1 revelan una estructura temporal de la respuesta de la nupcialidad muy parecida, ante un cambio inicial de la mortalidad adulta, en el caso español y en el conjunto europeo. Pero la característica más notable de la respuesta de la nupcialidad, en el caso español, es la del mantenimiento de la reacción positiva, algo más intensa que la europea, de forma continua y sólo ligeramente decreciente a partir del primer retardo. También la respuesta instantánea, de signo negativo como era de suponer, es más intensa, por regla general, en España⁴⁴. La celebración de bodas apalzadas, en los años siguientes, y una mayor propensión a las segundas nupcias pueden explicar en parte esta mayor elasticidad de la conducta nupcial española ante las variaciones de la mortalidad adulta. De alguna forma, también estos resultados parecen indicar que la formación de los nuevos hogares dependía, algo más aquí que en otras zonas europeas, de las oportunidades de acceso al patrimonio familiar abiertas con motivo de la defunción de miembros de la generación anterior.

Al cabo de cinco años, una elevación de la mortalidad adulta conducía a un notable incremento neto de la nupcialidad. Si ésta se reducía finalmente en una tercera parte tras una duplicación inicial de los precios, una duplicación de la mortalidad provocaba un aumento del 30 por 100 en el número de matrimonios en ese periodo, en el supuesto de que no variasen simultáneamente los precios. Sabemos, sin embargo, que esta eventualidad no era la más frecuente, y que, por el contrario, las elevaciones de la mortalidad solían coincidir con las de los precios. Como veremos en la sección siguiente, una duplicación de los precios se asocia con una elevación media de un 21 por 100 en las defunciones de adultos en la España rural y, aunque por sí sola deprime notoriamente los matrimonios, a través de esa influencia sobre las defunciones conduciría a elevarlos, si bien sólo ligeramente (poco más de un 6 por 100)⁴⁵.

La varianza de la nupcialidad explicada conjuntamente por los precios y la mortalidad adulta es bastante más baja que en el caso de la fecundidad, debido en parte al carácter más aleatorio de las desviaciones anuales de los matrimonios y a la intervención, sin duda, de más variables ocultas en los comportamientos nupciales, que, aun con las limitaciones económicas y de otra índole que la coyuntura impone, son al fin y al cabo fenómenos sujetos al libre albedrío de los individuos. Los R^2 corregidos son nulos en los casos en que la serie de matrimonios presenta una mayor volatilidad (Frechilla y Galicia), y en el resto de las zonas explican entre el 20 y el 60 por 100 de la varianza de la nupcialidad.

LAS FLUCTUACIONES DE LA MORTALIDAD

Las respuestas de la mortalidad ante las variaciones de los precios y de la coyuntura económica en general son las que más atención han merecido por parte de los historiadores, tanto desde un punto de vista teórico como en sus observaciones empíricas. Puede especularse acerca de la relación entre ambos fenómenos, y sobre la posible repercusión de otras variables en los cambios anuales que presentan las cifras de mortalidad del pasado. Especialmente muchos de los periódicos brotes de mortalidad epidémica que sacudían a las poblaciones de la Europa preindustrial tenían un importante componente de naturaleza extraeconómica, si bien estos hechos, como las guerras u otras catástrofes, solían estar asociados, a través de complejas líneas de causalidad, con alzas de precios⁴⁶. En cualquier caso, podemos aceptar las siguientes hipótesis relativas a la sociación entre las variaciones a corto plazo de los precios o el nivel de vida y las de la mortalidad:

- Una elevación de los precios, al menos si era tan fuerte como solía serlo en algunas de las frecuentes carestías de la época, podía reducir la calidad e incluso la cantidad del consumo habitual de alimentos. Lo primero sería más habitual, a través de un aumento de la demanda de bienes de sustitución de calidad inferior, mientras que lo segundo sólo debería producirse, dada la rigidez de la demanda de alimentos básicos, si la ero-

sión de la renta alcanzaba el umbral de la estricta subsistencia. Naturalmente, raras veces el conjunto o la mayoría de la población se vería enfrentada a una situación de este tipo, a no ser que sus niveles habituales de renta real estuvieran situados en la proximidad de dicho umbral. Pero la desigual distribución de la renta haría que un sector, tal vez minoritario, de población marginal se viera obligado a reducir los mínimos exigibles de consumo, incluso en presencia de leves aumentos de los precios. La distinta intensidad de la respuesta positiva de la mortalidad ante las elevaciones de los precios puede ser por ello un buen indicador de los niveles habituales de renta media o, alternativamente, del grado de distribución de la misma entre los distintos sectores de la población.

- Aunque sólo una grave y prolongada reducción del consumo estrictamente necesario pudiera ocasionar, con carácter masivo, graves efectos directos, visibles en una fuerte elevación de la tasa de mortalidad a corto plazo, no es preciso registrar casos concretos de inanición para suponer que una desnutrición de menor intensidad podía provocar fatales consecuencias en organismos débiles, personas enfermas o pobres y en individuos de edad avanzada. La elevación de los precios podía acelerar así la defunción de algunas personas, haciendo aumentar la tasa de mortalidad. También solía extender la miseria y la mendicidad, y generaba una mayor movilidad entre la población, todo lo cual podía favorecer la difusión de epidemias e incrementar el riesgo de contagio.

- Una reacción inmediata e intensa de la mortalidad podría sobrevenir en el retardo 0 en el caso de una carestía muy grave o si ésta favorecía la difusión de una morbilidad epidémica de curso muy rápido y de alta letalidad. De todas formas, y sobre todo ante elevaciones menores de los precios, los primeramente afectados serían los individuos de mayor riesgo, aquellos que probablemente habrían fallecido, en situación normal, en los años inmediatamente posteriores. La elevación de la mortalidad en los dos años siguientes (retardos 1 y 2) sería tanto más importante cuanto más prolongados fueran los efectos letales de las epidemias difundidas o agravadas por la carestía. Ya en el retardo 2, y más aún en los restantes, la selección social y biológica que ha desencadenado la carestía en los primeros años provocará una caída de la mortalidad por debajo de los niveles medios de la tendencia.

- Un eventual descenso de los precios habría de provocar reacciones simétricas a lo largo de los cinco años observados, en tanto en cuanto la mejora de la alimentación y del nivel de vida en general harían atrasar el calendario de la mortalidad de las personas de mayor riesgo, cuya defunción podría sobrevenir en los últimos retardos. En todo caso, la ausencia de la carestía y de la morbilidad relacionada con ella debería hacer caer las cifras de mortalidad en los primeros momentos al menos en términos relativos.

Tabla 4
REGRESIONES DE LA MORTALIDAD SOBRE LOS PRECIOS DEL TRIGO
A. MORTALIDAD ADULTA

Lugar/Provincia/Región	Período	n	Constante	Variable independiente: precios del trigo. Coeficientes (elasticidades) en el retardo				R ²	R ² cor.	DW	Suma de retardos		
				0	1	2	3				4	F	Precios del trigo
Baztán (Navarra)	1715-1836	122	0,812 a	,380 b	,140	,041	-,028	-,341 b	,44	,41	2,16	8,18	,192
Guipúzcoa	1712-1796	85	0,823 a	,241 b	,154 d	-,130	-,171 d	,089	,61	,58	1,95	3,19	,182
Galicia	1691-1805	115	0,683 b	,172 d	,692 a	-,303 b	-,058	-,183 d	,30	,26	2,15	9,34	,320
Cáceres	1711-1809	99	0,666 a	,108 c	,213 a	,038	,029	-,053	,59	,56	2,08	7,00	,335
País Valenciano	1711-1800	90	0,753 a	-,053	,332 b	-,071	-,200 d	,234 b	,77	,75	2,19	4,09	,242
Frechilla (Palencia)	1692-1795	104	1,177 a	,010	,161 d	,067	-,187 c	-,226 b	,26	,21	2,05	3,27	-,175
Segovia	1715-1805	91	0,660 a	,266 a	,242 b	,029	,013	-,204 c	,62	,58	2,02	9,75	,346
Castilla la Nueva	1730-1830	101	0,750 a	,159 b	,188 b	,013	-,042	-,071	,46	,42	2,11	5,02	,250
Valores medios de los coeficientes de las 8 zonas			,160	,265	-,040	-,081	-,094						,212

B. MORTALIDAD TOTAL

Lugar/Provincia/Región	Período	n	Constante	Variable independiente: precios del trigo. Coeficientes (elasticidades) en el retardo				R ²	R ² cor.	DW	Suma de retardos		
				0	1	2	3				4	F	Precios del trigo
País Valenciano	1711-1800	90	0,753 a	-,053	,332 b	-,071	-,200 d	,234 b	,77	,75	2,19	4,09	,242
Frechilla (Palencia)	1692-1795	104	1,120 a	,069	,086	-,096	-,058	-,126 d	,26	,20	1,92	1,54	-,125
Segovia	1715-1805	91	0,714 a	,494 a	,047	-,011	,056	-,293 b	,65	,62	2,01	9,80	,293
Valores medios de los coeficientes de las 8 zonas			,170	,155	-,059	-,067	-,062						,137

NOTAS: La corrección de los errores autorregresivos de segundo orden se ha llevado a cabo por el procedimiento iterativo de Cochrane-Orcutt. R² y R² corregido se han calculado con las variables originales. Los niveles de significación del estadístico t son: a = 1%, b = 5%, c = 10% y d = 20%. Las fechas de cada período corresponden a las de las series sin tendencia. Las series originales utilizadas comienzan 11 años antes y concluyen cinco después, en cada caso.

- Todos estos efectos de las variaciones de los precios sobre la mortalidad deberían registrarse en la población de cualquier grupo de edades. Sin embargo, la mortalidad infantil y parvularia, que estaba influida sin duda más que la mortalidad adulta por otras variables -climáticas, epidémicas y culturales-, podían acusar con menor intensidad los efectos de dichas oscilaciones. Sin embargo, la mortalidad en el primer año de vida, aunque no dependía directamente de las variaciones de los precios de los granos, debido a la práctica generalizada de la lactancia materna⁴⁷, podía acusar indirectamente sus efectos a través de la elevación de la mortalidad adulta.

Las dos secciones de la Tabla 4 y los paneles E y F de la Figura 1 muestran, respectivamente, la elasticidad de las respuestas de la mortalidad adulta y la mortalidad total en las diferentes muestras españolas analizadas⁴⁸. Comparando la reacción *media* de la mortalidad adulta en el conjunto observado de la España rural con la de los países europeos analizados por Galloway, podríamos decir que inicialmente la intensidad del alza inmediata (retardo 0) es muy similar en ambos casos, pero en España se hace, sin excepciones, aún más fuerte un año después del impacto inicial de los precios, declinando, también sin excepciones, en el retardo 2. A partir de entonces, los efectos compensadores de las alzas de los dos primeros años sitúan las cifras anuales de mortalidad por debajo del nivel de la tendencia. Como era de esperar, la mortalidad total -allí donde se ha podido incluir la mortalidad infantil y parvularia- exhibe una respuesta muy parecida, con la misma estructura temporal a lo largo de los cinco años, aunque con una intensidad inicial algo superior (debida, tal vez, a una mayor mortalidad de huérfanos en su periodo de lactancia), e inferior a la de la mortalidad adulta en el retardo 1. Los coeficientes que registra la mortalidad total son también, como cabía suponer, mucho menos significativos que los correspondientes en las regresiones de la mortalidad de adultos.

Una duplicación inicial del nivel de precios suponía por término medio, en los dos primeros años, un aumento de la mortalidad adulta de un 42,5 por 100 (y de un 32,5 por 100 en la mortalidad total), aunque la elasticidad acumulada al cabo de cinco años se limitaba a un incremento final del 21,2 por 100⁴⁹. En líneas generales, los cambios en los precios explican en la España rural un porcentaje de la varianza de la mortalidad bastante más elevado que en Europa: entre un 40 y un 75 por 100, tanto en lo que se refiere a las fluctuaciones de la mortalidad de adultos como de la mortalidad total, si dejamos de lado las muestras más reducidas de Frechilla y Galicia. Todo hace indicar que la mortalidad española era más sensible que la europea a las variaciones coyunturales en el nivel de vida, lo que sin duda se debía a unos menores niveles de renta real. Si, en esta confrontación de nuestros resultados con los que proceden de otras zonas europeas, las respuestas de las otras variables demográficas ante las fluctuaciones de los precios nos conducían a suponer -en el caso de la nupcialidad sobre todo- un comportamiento menos preventivo en España, la reacción *media* de la mortalidad nos permite hablar de una intervención más clara del "control positivo" en el conjunto rural analizado a lo largo de un extenso periodo que comprende el siglo XVIII.

LOS CONTRASTES REGIONALES

Es arriesgado establecer, por el momento, conclusiones definitivas acerca de las diferencias regionales que se desprenden del análisis cuando las muestras representativas de cada una de las zonas examinadas van del conjunto de una provincia, en algún caso, a una sola localidad en otro. Evitaremos, pues, un detalle pormenorizado en el comentario de estos contrastes regionales, que se ofrecen de forma provisional, a la espera de obtención de mayores muestras y de análisis efectuados sobre periodos más largos.

Las Figuras 2 y 3 pueden ayudarnos en el examen de los resultados de cada zona analizada. La Figura 2 muestra la intensidad y el signo de la elasticidad acumulada a lo largo de cinco años por las fluctuaciones de la fecundidad, la nupcialidad y la mortalidad tras una variación inicial de los precios o, en el caso de la fecundidad y la nupcialidad, a raíz de un cambio en la mortalidad adulta⁵⁰. Como ya se ha visto, la respuesta más importante de las variables demográficas se produce principalmente en el mismo año y en el año inmediatamente posterior al cambio inicial de los precios, mientras que las fluctuaciones en los tres años siguientes, por lo general menos intensas y menos significativas, suelen limitarse a registrar el eco de los cambios iniciales y sus efectos compensadores. Por ello, en la Figura 3 se ha representado la respuesta de cada variable demográfica, acumulada en los retardos 0 y 1, ante la variación inicial de los precios o de la mortalidad adulta. Dado que la respuesta inmediata de la nupcialidad ante una elevación de la mortalidad adulta suele ser de signo negativo en el retardo 0, y lo que interesa es captar la capacidad de reacción compensatoria ante esta caída inicial de los matrimonios, se ha representado en el diagrama D de esta Figura la suma de los coeficientes de los retardos 1 y 2.

Las respuestas acumuladas de la fecundidad, bien sean observadas en los dos primeros años o a través de todo un quinquenio, no muestran grandes diferencias entre unas zonas y otras, como ocurría también en el caso de los distintos países europeos analizados por Galloway. Ante la variación inicial de los precios, destacan las respuestas más intensas y significativas de la fecundidad en Galicia, observada a lo largo de cinco años (Figura 2, diagrama A), o las de Galicia y Frechilla en los primeros dos años (Figura 3, diagrama A). Como ya sabemos, resulta imposible aislar los factores biológicos de los estrictamente volitivos que pueden influir en este resultado, aunque es posible que pesaran más los primeros en ambas regiones. En todo caso, un hipotético predominio de la reacción voluntaria indicaría también una respuesta positiva más elástica de la fecundidad ante el descenso de los precios, lo que revela un mayor automatismo de la fecundidad ante la coyuntura económica, más cercano a un comportamiento espontáneo que a una conducta racional de tipo preventivo⁵¹.

Tampoco los modelos regionales de respuesta de la fecundidad ante los cambios registrados en la mortalidad adulta muestran diferencias apreciables (diagramas B de las Figuras 2 y 3). La menor reacción que aparece en Valencia, y que es de signo levemente positivo cuando se observa exclusivamente en los dos primeros años, carece de significación estadística, lo que nos impide especular sobre po-

Figura 2.

RESPUESTAS DE LA FECUNDIDAD, LA NUPCIALIDAD Y LA MORTALIDAD, ACUMULADAS DURANTE CINCO AÑOS, ANTE UN INCREMENTO INICIAL DE LOS PRECIOS (O DE LA MORTALIDAD ADULTA) EN OCHO ZONAS RURALES ESPAÑOLAS DURANTE EL SIGLO XVIII

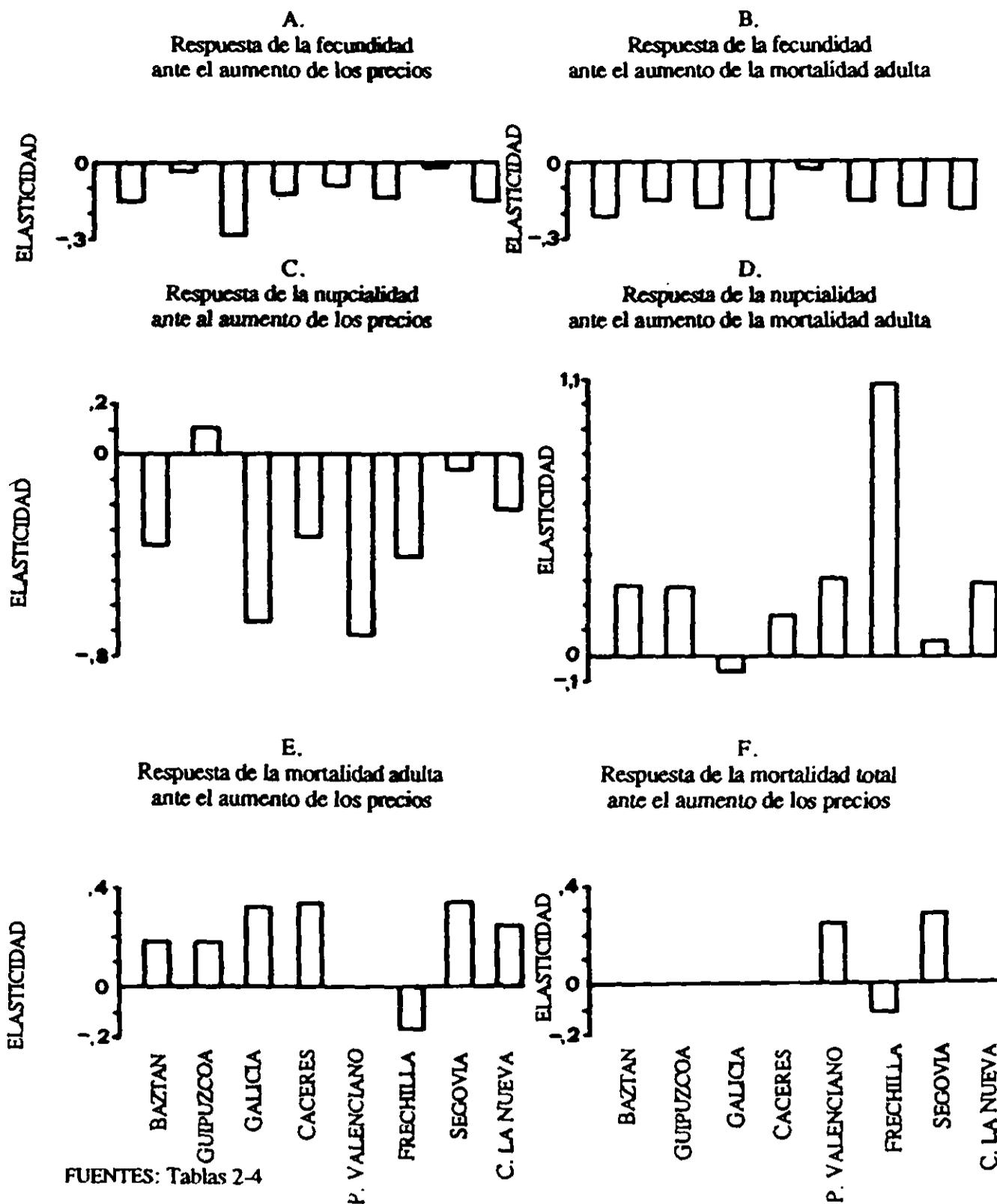
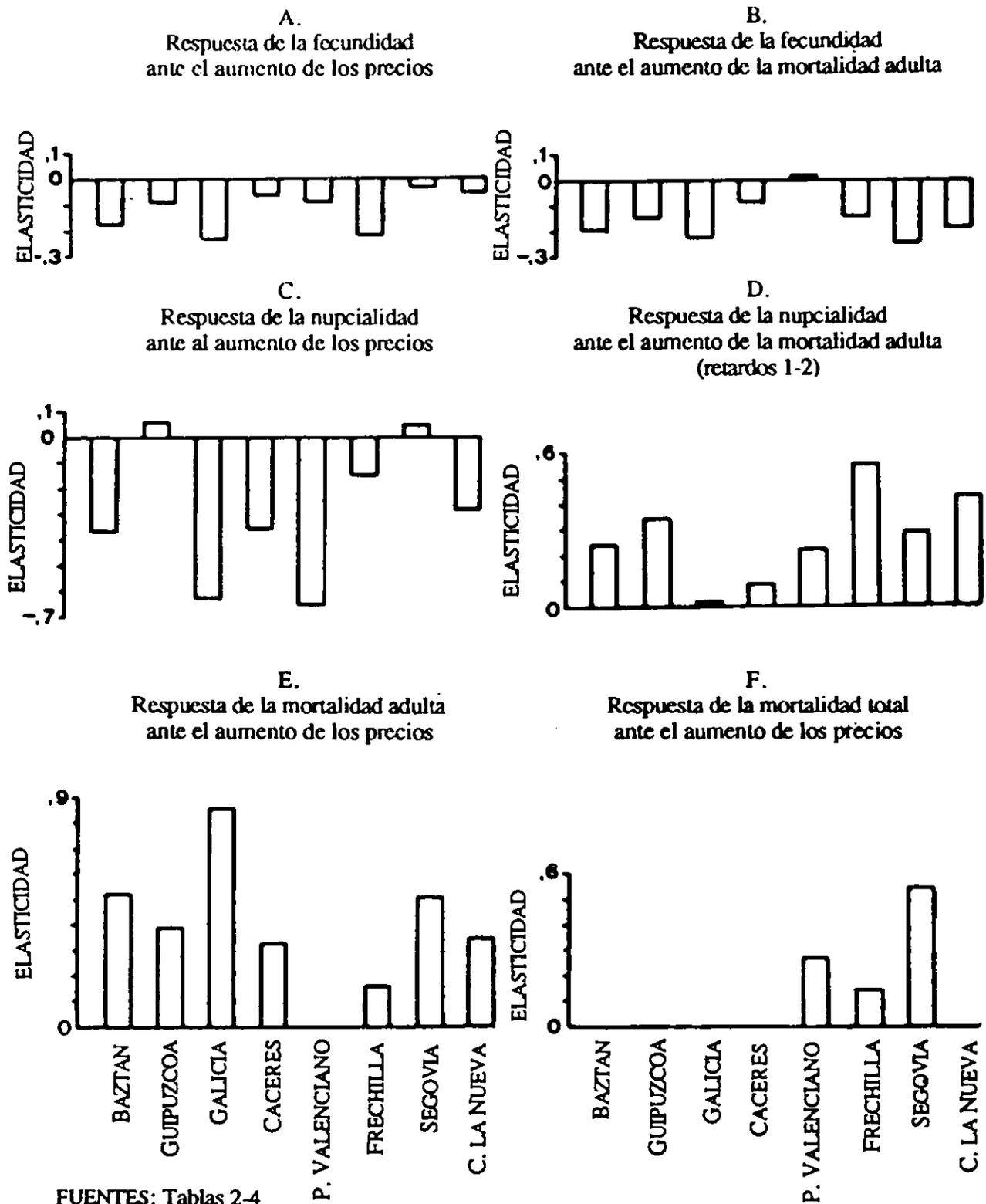


Figura 3.

RESPUESTAS DE LA FECUNDIDAD, LA NUPCIALIDAD Y LA MORTALIDAD, ACUMULADAS EN LOS PRIMEROS RETARDOS (0-1)*, ANTE UN INCREMENTO INICIAL DE LOS PRECIOS (O DE LA MORTALIDAD ADULTA) EN OCHO ZONAS RURALES ESPAÑOLAS DURANTE EL SIGLO XVIII

* EN LOS RETARDOS (1-2) EN D.



FUENTES: Tablas 2-4

sibles menores obstáculos de índole fisiológica y demográfica para la fertilidad y la natalidad de esa zona.

Los diagramas C de las Figuras 2 y 3 muestran la respuesta acumulada de la nupcialidad ante la variación de los precios, que es prácticamente idéntica en todas las zonas se observe a lo largo de cinco años o solamente durante los dos primeros. Destaca especialmente la intensidad de la respuesta de la nupcialidad valenciana y gallega ante el cambio momentáneo de la coyuntura económica. Como ya se dijo, esto puede revelar que el comportamiento nupcial se encuentra muy condicionado por las circunstancias materiales del individuo y de la familia, en casos de renta media baja o cuando se inscribe en un modelo matrimonial especialmente intenso y precoz. Es muy posible que ambos supuestos se correspondan, respectivamente, con la situación económica y demográfica de las zonas gallegas y valencianas analizadas⁵². La conclusión más interesante de este gráfico es, sin embargo, la relativa al comportamiento matrimonial de la provincia de Guipúzcoa, donde sabemos que se localizaba un alto celibato definitivo y tal vez la nupcialidad más tardía de toda la península. La decisión de casarse o de permanecer soltero, y la elección de la fecha de la boda no dependían allí de las variables circunstancias económicas, sino que estaban determinadas con antelación y respondían más bien a una compleja estructura social de índole económica, cultural y jurídica. Eso explica que la respuesta a corto plazo de la nupcialidad ante los cambios de los precios sea prácticamente nula en este caso⁵³.

La reacción de la nupcialidad a raíz de las fluctuaciones de la mortalidad adulta se representa en los diagramas D de las Figuras 2 y 3. El resultado atípico de Frechilla en el primero de ellos debe entenderse más bien como fruto espurio de la gran volatilidad de los matrimonios en esta muestra local, y por tanto es poco representativo. Por otro lado, interesa observar los efectos compensadores de la nupcialidad, tras su caída inicial, en los dos años siguientes, según muestra el gráfico correspondiente (D) de la Figura 3. Son el conjunto gallego, seguido de cerca por el extremeño, los que acusan más débilmente esta reacción de la nupcialidad compensatoria tras las caída de los matrimonios inducida por la mortalidad adulta. Son también los dos únicos casos en donde ninguno de los coeficientes estimados es significativo en los tres primeros retardos. Todo parece indicar que en estas zonas la tendencia a casarse en segundas nupcias era menor o tardaba más tiempo en materializarse⁵⁴. Es posible, por otra parte, que éstas fueran, de todas las regiones analizadas, las de renta familiar más baja, y donde fuesen menores los incentivos para formar nuevos hogares tras la defunción del cabeza de familia, si el patrimonio familiar era modesto o inexistente. También en la Europa continental parece encontrarse una correlación de signo positivo entre el nivel de renta y la respuesta de la nupcialidad ante la mortalidad adulta⁵⁵.

Es lógico suponer que la mortalidad se muestre más sensible ante cualquier cambio en los precios allí donde los niveles de vida habituales son inferiores. Las respuestas regionales de la mortalidad ante las variaciones de los precios se representan en los diagramas E y F de la Figura 2 (acumuladas a lo largo de cinco años), y en los correspondientes de la Figura 3 (acumuladas en los dos primeros

retardos). El incremento neto de mortalidad adulta ante una subida inicial de los precios, al cabo de cinco años, revela pautas similares en todas las regiones, con respuestas más intensas en Segovia, Cáceres y Galicia⁵⁶. No se aprecian diferencias sensibles entre las respuestas acumuladas de la mortalidad adulta y total allí donde la comparación es posible.

Si dejamos de lado las reacciones compensatorias que se registran normalmente a partir del retardo 2, y que son mucho menos significativas que la respuesta inmediata en los dos primeros años, observamos de nuevo al conjunto gallego como el que más intensamente acusa en su mortalidad las variaciones de los precios, confirmando de esta forma los precarios niveles de vida de la zona (véase el gráfico E de la Figura 3). En orden de importancia, las elasticidades acumuladas que siguen a la gallega son las del Pirineo navarro y de la provincia de Segovia, aunque a niveles ya más próximos a los del resto de las regiones analizadas. La respuesta de la mortalidad de las zonas gallegas examinadas ante las variaciones de los precios locales es realmente notable, y también estadísticamente muy significativa, aunque el R^2 de la regresión no sea excesivamente alto. Eso indica que podía haber otros determinantes de la mortalidad en la región, pero que las circunstancias materiales reflejadas en los precios del grano ejercían un elevadísimo efecto proporcional sobre las oscilaciones de la mortalidad: una eventual duplicación de los precios en un año ocasionaba un incremento casi similar (del 86 por 100) de las defunciones de adultos, repartido entre el alza de esa misma fecha y la del año siguiente⁵⁷.

El análisis de los datos rurales españoles confirma las hipótesis generales del modelo empleado. Allí donde el calendario de la fecundidad y de la nupcialidad se mostraba más elástico a las variaciones coyunturales de los precios, y donde esas u otras respuestas revelan unos niveles de vida probablemente inferiores, la mortalidad acusaba también más intensamente las oscilaciones económicas a corto plazo. Eran éstas las poblaciones menos *preventivas* y las más sujetas a los riesgos del "control positivo". La mayor presión demográfica ante los recursos en esas zonas -o en el conjunto rural español que hemos analizado, en comparación con los resultados europeos disponibles- aparece así más nítida, en las respuestas de los comportamientos vitales ante las variaciones coyunturales de los precios, que a través de los simples niveles habituales de las tasas brutas, más afectados por la estructura de la población o por otras influencias de origen extraeconómico.

NOTAS

¹ Citaré sólo algunos ejemplos, procedentes de casos locales cuyas series se utilizarán también en este trabajo. Las tendencias seculares de los bautismos se comparan con las de la producción agraria, en una muestra de localidades segovianas, en Angel GARCIA SANZ, *Desarrollo y crisis del Antiguo Régimen en Castilla la Vieja. Economía y sociedad en tierras de Segovia de 1500 a 1814*, Madrid, 1977, pp. 50-74, esp. 85-86. El autor expone allí también un modelo de ciclo demográfico a medio plazo regido por su "dinámica interna" -esto es, por las fluctuaciones de las mismas variables demográficas- (pp. 74-77). Las oscilaciones anuales de la producción de cereales se comparan con las de la mortalidad en otras localidades de la misma provincia, en Vicente

PÉREZ MOREDA, "El estudio evolutivo de la mortalidad: posibilidades y problemas planteados por los registros parroquiales del área rural segoviana", en *Metodología de la Historia Moderna. Economía y Demografía*, Actas de las I JMACH, Santiago de Compostela, 1975, pp. 314-316, y en *Las crisis de mortalidad en la España interior (siglos XVI-XIX)*, Madrid, 1980, pp. 314-317. Allí mismo se muestra el ejemplo del movimiento simultáneo, en el corto plazo de una coyuntura de "crisis", de los sucesos vitales en una localidad de Guadalajara (p. 282). Un análisis similar de las fluctuaciones de las tres variables en los años de crisis de 1803-6, en 18 pueblos de Cuenca, en David-Sven REHER, "La crisis de 1804 y sus repercusiones demográficas: Cuenca (1775-1825)", *Moneda y Crédito*, 154 (1980), pp. 43-44. Un ejemplo de la reacción de la mortalidad ante una coyuntura de precios al alza, en los años 1763-7 en la localidad palentina de Frechilla, en Bartolomé YUN CASALILLA, *Sobre la transición al capitalismo en Castilla. Economía y sociedad en Tierra de Campos (1500-1830)*, Salamanca, 1987, pp. 588-591. Una comparación de las tendencias de la producción, los precios, los bautismos, y de otros indicadores de nupcialidad, fecundidad y mortalidad en la península gallega del Salnés, a lo largo de sucesivos ciclos de 30-40 años, ha sido expuesta por José Manuel PÉREZ GARCÍA, "Demografía cualitativa y coyuntura agraria. Análisis de interdependencias a partir del ejemplo gallego del Salnés (1600-1770)", *Pedralbes. Revista d'Història Moderna*, 6 (1986), pp. 21-37, y podría resultar interesante comparar sus resultados con los del análisis a corto plazo en la misma zona y con las mismas fuentes. Un análisis "demo-económico" de la Galicia atlántica muestra también la evolución paralela de la población (bautismos), la producción (diezmos) y los precios agrarios a lo largo de cuatro grandes ciclos, entre 1600 y 1812 (Antonio EIRAS ROEL, "Production agricole et croissance démographique en Espagne (XVI^e-XVIII^e siècles)", en Antoinette FAUVE-CHAMOUX (ed.), *Evolution agraire et croissance démographique*, Liège, 1987, pp. 113-121), probando lo difícil que resulta determinar la dirección de las influencias entre la población y los indicadores demográficos a largo plazo.

El modelo clásico de fluctuación de las variables demográficas en épocas de crisis fue expuesto por Jean MEUVRET en "Les crises de subsistances et la démographie de la France d'Ancien Régime", *Population*, I (1946), 4, pp. 643-650, y en "Demographic Crisis in France from the Sixteenth to the Eighteenth Century" en D.V. GLASS y D.E.C. EVERSLEY (eds.), *Population in History*, London, 1965, esp. pp. 520-522; y también por Pierre GOUBERT, "En Beauvaisis: problèmes démographiques du XVII^e siècle", *Annales ESC*, 7 (1952), 4, pp. 453-468, y de forma más detallada en *Beuvais et le Beauvaisis de 1600 à 1730*, Paris, 1960.

² El artículo pionero de Ronald D. LEE, "Short-term variation: vital rates, prices and weather", se publicó en E.A. WRIGLEY y R.S. SCHOFIELD, *The Population of England 1541-1871, A Reconstruction*, London, 1981, pp. 356-401. El de Patrick R. GALLOWAY, "Basic patterns in Annual Variations in Fertility, Nuptiality, Mortality, and Prices in Pre-industrial Europe", *Population Studies*, 42 (1988), 2, pp. 275-303, es el que aparece traducido en este número del *Boletín*, y en sus notas 4 y 15 se da referencia detallada de todos los demás trabajos que han utilizado métodos similares al de Lee y Galloway, introduciendo, en algún caso, ciertas variantes. Los otros trabajos de GALLOWAY que cabe mencionar son: "Annual variations in deaths by age, deaths by cause, prices, and weather in London, 1670 to 1830", *Population Studies*, 39 (1985), 3, pp. 487-505; "Differentials in demographic responses to annual price variations in pre-revolutionary France: a comparison of rich and poor areas in Rouen, 1681 to 1787", *European Journal of Population*, 3/4 (1986), 2, pp. 269-305; y *Population, Prices, and Weather in Preindustrial Europe*, Tesis doctoral, Graduate Group in Demography, University of California, Berkeley, 1987.

Los trabajos más importantes de otros autores se reducen, esencialmente, a los de Toni RICHARDS, "Weather, nutrition, and the economy: the analysis of short-run fluctuations in births, deaths and marriages, France 1740-1909", *Demography*, 20 (1983), 2, pp. 197-212. Otra versión, ligeramente ampliada, de este mismo artículo, en T. BENGTTSSON, G. FRIDLIZIUS y R. OHLSSON (eds.), *Pre-Industrial Population Change*, Stockholm, 1984, pp. 357-389; David R. WEIR, "Life under pressure: France and England, 1670-1870", *The Journal of Economic History*, 44 (1984), 1, pp. 27-47; G. FRIDLIZIUS y R. OHLSSON, "Mortality patterns in Sweden 1751-1802, a regional analysis", en T. BENGTTSSON, G. FRIDLIZIUS y R. OHLSSON (eds.), *Pre-*

Industrial Population Change..., pp. 299-328; Z. ECKSTEIN, T.P. SCHULTZ y K.I. WOLPIN, "Short-run fluctuations in fertility and mortality in pre-industrial Sweden", *European Economic Review*, 26 (1985), pp. 295-317; y Eugene A. HAMMEL, "Short-term demographic fluctuations in the Croatian military border of Austria, 1830-1847", *European Journal of Population*, 2/3 (1985), 1, pp. 265-290.

³ David-Sven REHER, "Fluctuaciones económicas y comportamiento demográfico en la España urbana" (en este mismo *Boletín*).

⁴ Como las de T. Richards y D.R. Weir, en sus artículos ya citados (cfr. *supra*, n. 2). En el primero de ellos se emplean variables demográficas transformadas, y se estima un sistema de ecuaciones simultáneas por el método de los mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E); mientras que el segundo sólo utiliza términos con retardos de tres años en las variables independientes, y utiliza dos valores retardados de la variable dependiente de cada ecuación en vez del procedimiento iterativo de corrección de los errores autorregresivos empleado por Lee y Galloway.

⁵ P.R. GALLOWAY, "Modelos básicos de variaciones anuales...", en este *Boletín*, *supra*, pp. 6-7; y D.R. WEIR, "Life under pressure...", pp. 35-36.

⁶ Por ejemplo, las variaciones *anuales* de la producción agraria, y de los precios en buena medida, son de naturaleza exógena respecto a la coyuntura demográfica, mientras que los cambios en los niveles de producción y de precios a largo plazo pueden estar parcialmente determinados por las tendencias previas de la población y de las variables demográficas.

⁷ A pesar de todo, fenómenos coyunturales como una gran mortandad, o migraciones de carácter masivo, que a veces tenían lugar en esa misma coyuntura de "crisis demográfica", podían hacer variar notablemente y de forma súbita la población total, sobre todo en localidades de pequeño tamaño, originando alguna perturbación de importancia en los resultados esperados. Por otra parte, el carácter aleatorio que corre el riesgo de sufrir la variación anual de los sucesos vitales en muestras reducidas origina que la dispersión relativa de las series demográficas sea, como veremos, inversamente proporcional al tamaño de la población. Por todo ello, resulta conveniente analizar agregados comarcales o regionales mejor que pequeñas localidades rurales. Sobre esta última cuestión, véase Ronald D. LEE, "Methods and models for analyzing historical series of births, deaths and marriages", en R.D. LEE (ed.), *Population Patterns in the Past*, New York, 1977, esp. la sección titulada "Random and systematic variation in parish populations", pp. 343-347; y Barbara SPENCER, "Size of population and variability of demographic data, 17th and 18th centuries", *Genus*, 32 (1976), pp. 11-42.

⁸ Es decir, los efectos del variable tamaño de las cohortes de nacidos y casados, que se eliminan al suprimir la tendencia de las series.

⁹ R.D. LEE, "Short-term variation...", pp. 366-368. Los primogénitos suponían en Inglaterra un porcentaje aproximado del 26 por 100 del total de nacidos.

¹⁰ Como se ha dicho (*supra*, n. 4), T. Richards modifica las series de nacidos y defunciones totales a partir de cálculos teóricos sobre los efectos respectivos de la nupcialidad en la fecundidad, y de la fecundidad en la mortalidad infantil, con lo que evita estimar de forma directa estas relaciones ("Weather, nutrition, and the economy...", pp. 201 y 209-210). También Lee transforma la serie anual de defunciones totales en una serie instrumental de "mortalidad corregida", con el fin de "eliminar el efecto puramente demográfico de las fluctuaciones de los nacimientos previos, que actúan a través de la mortalidad infantil y parvularia" ("Short-term variation...", pp. 357-358). Galloway elimina las defunciones del primer año de vida y utiliza en el modelo exclusivamente la "mortalidad no infantil", como indicador aproximado de la mortalidad y la morbilidad adultas. La especificación de la mortalidad *adultas* en nuestras series (generalmente, la de personas por encima de los 7 años de edad) nos ahorrará la necesidad de efectuar todas estas correcciones de las series de mortali-

dad total, aunque ello suponga abandonar el examen individualizado de las conexiones de la mortalidad infantil con otras variables demográficas o exógenas (precios).

¹¹ Tanto más cuanto que buena parte de las reacciones coyunturales de la fecundidad son de naturaleza fisiológica, y no el fruto de decisiones voluntarias. Emplean, a mi juicio abusivamente, el concepto de "control preventivo" en la interpretación de los resultados de este análisis, D.R. Weir y P.R. Galloway. El primero toma como indicadores de la presencia de tal control las respuestas de la fecundidad y la nupcialidad ante las variaciones anuales de los precios "Life under pressure...", pp. 38 y ss.), y para Galloway "el control preventivo quedará definido por la respuesta de la fecundidad a los cambios en los precios", si bien apunta luego las limitaciones inherentes en tal suposición ("Modelos básicos de variaciones anuales...", cfr. *supra*, en este *Boletín*, nota 38).

¹² Véanse, al respecto, muchos de los trabajos incluidos en R.I. ROTBERG y Th.K. RABB (eds.), *Hunger and History. The Impact of Changing Food Production and Consumption Patterns on Society*, Cambridge, 1985. Y sobre todo, el reciente libro de Massimo LIVI BACCI, *Ensayo sobre la historia demográfica europea. Población y alimentación en Europa*, Barcelona, 1988. También, Vicente PÉREZ MOREDA, "Hambre, mortalidad y crecimiento demográfico en las poblaciones de la Europa preindustrial", *Revista de Historia Económica*, VI (1988), 3, pp. 709-735.

¹³ Véase al respecto el trabajo de José Luis ESCRIVA y Enrique LLOPIS, "La integración del mercado triguero en la Castilla la Vieja-León del Antiguo Régimen: avance y estancamiento", en curso de publicación en *Hacienda Pública Española*.

¹⁴ José de VARGAS Y PONCE, *Estados de vitalidad y mortalidad de Guipúzcoa en el siglo XVIII*, 1805 (edición y nota preliminar, por Gonzalo Anes, Real Academia de la Historia, Madrid, 1982). Algunos defectos de la recopilación efectuada por Vargas y Ponce y sus colaboradores, más imputables a las características de las fuentes que a ellos mismos, y que afectan sobre todo a la omisión de la mortalidad infantil, han sido denunciados por Emiliano FERNANDEZ DE PINEDO, *Crecimiento económico y transformaciones sociales del País Vasco, 1100-1850*, Madrid, 1974, p. 80, y por Gonzalo ANES, "Don José de Vargas y Ponce, demógrafo ilustrado", en *Estados de vitalidad...*, pp. 24-26. El último juicio al respecto, emitido tras un minucioso cotejo de las cifras de Vargas con las fuentes originales, es el de Santiago Piquero: "Los datos recopilados por y para Vargas Ponce reflejan de una manera más que satisfactoria los contenidos de los libros parroquiales guipuzcoanos, constituyendo por ello y por abarcar a toda la provincia durante un siglo, un material de primer orden que supone un ahorro de cientos de horas de trabajo" (Santiago PIQUERO ZARAUZ, *Demografía guipuzcoana en el Antiguo Régimen (siglos XVI-XVIII)*, Tesis Doctoral presentada en la Facultad de Geografía e Historia de la Universidad del País Vasco, Vitoria-Gasteiz, 1987, vol. I, p. 62). Piquero ha elaborado una serie anual de sucesos vitales para una muestra de 29 parroquias guipuzcoanas entre 1600 y 1800, que suponían en el siglo XVIII alrededor de un 36 por 100 de la población total de la provincia, y que incluye también en su Tesis. Hemos utilizado también esta serie en nuestros cálculos, pero dado que nos limitaremos al análisis comparativo de los datos del siglo XVIII, las series empleadas de momento serán las de Vargas, es decir, las del total de la provincia. Aquí utilizaremos la suma anual de las series de las 142 parroquias según viene en Pablo FERNANDEZ ALBALADEJO, *La crisis del Antiguo Régimen en Guipúzcoa, 1766-1833: cambio económico e historia*, Madrid, 1975, pp. 217-218.

¹⁵ Las tres series comienzan en la segunda mitad del siglo XVI y continúan a través de los siglos XIX y XX, pero se ha seleccionado el periodo 1681-1800 porque es el único para el que disponemos de una serie anual de precios del trigo en la región. Existen series de bautismos de otras localidades de Tierra de Campos, que, agregadas por quinquenios, se encuentran reproducidas en Bartolomé YUN CASALILLA, *Sobre la transición al capitalismo en Castilla...*, pp. 156-158. El autor me facilitó también las series anuales de bautizados de Villarramiel de Campos y Medina de Rioseco para el periodo 1581-1800. Sólo ésta última se utilizará eventualmente para contrastar los resultados de las regresiones de la fecundidad en Frechilla.

¹⁶ Las series individuales de las 14 parroquias de Baztán (Almandoz, Aniz, Arizkun, Arraioz, Azpilikueta, Berroeta, Elbeteta, Elizondo, Erraztu, Gartzain, Irurita, Lekaroz, Oronoz y Ziga) forman el Apéndice 3 del trabajo de Alejandro ARIZCUN CELA, *Economía y sociedad en la montaña navarra durante el Antiguo Régimen. Coyuntura agraria, población, producción agropecuaria y transformaciones sociales en el Valle de Baztán, 1600-1841*, Tesis Doctoral presentada en la Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Complutense, Madrid, 1987, pp. 1099-1115. Sólo se incluyen defunciones de párvulos en algunas parroquias desde 1788, que no se tienen en cuenta en nuestras series agregadas. La población de todo el Valle, que comprendía 7.135 habitantes en 1786, es estudiada con profundidad por Alejandro Arizcun en su Tesis y en las dos publicaciones que hasta ahora han surgido de la misma: *Economía y sociedad en un Valle pirenaico del Antiguo Régimen. Baztán, 1600-1841*, Pamplona, 1988, pp. 55-185, y "Las fuentes para el estudio de la población navarra del Antiguo Régimen: un análisis crítico de las referidas al Valle de Baztán", *Príncipe de Viana*, XLIX (1988), 184, pp. 247-301.

¹⁷ Baudilio BARREIRO MALLON, *La jurisdicción de Xallas en el siglo XVIII. Población, sociedad y economía*, Santiago de Compostela, 1973, pp. 77-81. El conjunto de los pueblos y aldeas de Xallas albergaba en 1787 un total de 7.748 personas (*ibidem*, p. 86). Pero, al parecer, no todas las parroquias conservan de forma regular las actas y sólo un sector, que suponía un 63 por 100 del total en 1708, contiene información continua para todo el periodo (*ibidem*, pp. 96, 106 y 114). La serie de nupcialidad muestra, por otro lado, algunas cifras anuales dudosas -por su elevada magnitud- en 1702, 1718 y, sobre todo, en 1762.

¹⁸ José Manuel PÉREZ GARCIA, *Un modelo de sociedad rural de Antiguo Régimen en la Galicia costera: la Península del Salnés (Jurisdicción de La Lanzada)*, Santiago de Compostela, 1979, Apéndice Estadístico, Tabla 3.12, s.p. Las 11 parroquias cuyas series se recogen allí son las de Armenteira, Bordonos, Simes, Meaño, Lores, Villalonga, Gondar, Castrelo, Nantes, Samieira y El Grove, que en 1787 tenían una población de 6.173 habitantes, un 54 por 100 de los 11.376 que en esa fecha sumaban oficialmente las 21 parroquias de La Lanzada (*ibidem*, p. 22). Sólo las series de Armenteira comienzan a finales del siglo XVI. Las de otras seis parroquias lo hacen en 1650, y desde esta fecha hemos analizado los datos de La Lanzada, aunque en estas páginas sólo se comentarán los resultados del periodo que da comienzo en 1680.

¹⁹ Angel RODRIGUEZ SANCHEZ, "La población de Extremadura en el siglo XVIII", en Carme PÉREZ APARICIO (ed.), *Estudis sobre la població del País Valencià*, Valencia, 1988, vol. I, pp. 605-607. Las 15 localidades rurales de la muestra son Acebo, Alcuéscar, Aldea del Cano, Almoharín, Brozas, Casar de Cáceres, Guijo de Coria, Herguijuela, Malpartida de Cáceres, Malpartida de Plasencia, Navas del Madroño, Torrejoncillo, Torrequemada, Zarza de Granadilla y Zarza la Mayor. La reconstrucción de las series locales se debe a Miguel Angel MELON JIMÉNEZ, quien las incluye en su Tesis Doctoral, *Población, economía y sociedad en Extremadura (1700-1814)*, Cáceres, 1986. De los dos núcleos urbanos representados en la serie de bautismos sólo se cita Trujillo.

²⁰ Estas localidades son: Ortells, Forcall, Castellfort, Vilafranca, Culla, La Serratella, La Serra d'en Galcerán, Cortes de Arenoso, L'Alcora, Betxí, Nules, La Llosa, La Vall d'Almonacid, Chelva, Torís, Manuel, Vilallonga, Montúxelvo, Aiolo de Rugat, Palomar, Atzeneta d'Albaida, Albaida, Cocentaina y Almoradí. En 1787, la población total de esas 24 localidades valencianas alcanzaba los 34.032 habitantes, con un máximo de 3.933 en Chelva y un mínimo de 178 en Aiolo de Rugat. Había tres con más de 3.000 habitantes, otras tres con una población situada entre los 2.800 y los 3.000, y seis de 1.000 a 2.000. Cuando no son los autores ya mencionados los recopiladores directos de las series locales, éstas han sido recogidas por los autores que se citan en J.S. BERNAT y M.A. BADENES, "Cronología, intensidad y extensión de las crisis demográficas en el País Valencià (siglos XVII-XIX)", en Carme PÉREZ APARICIO (ed.), *Estudis sobre la població...*, p. 541.

²¹ Las series recogidas personalmente son las de Otero de Herreros, Mozoncillo y Villacastín. Las cedidas por Angel García Sanz son las de Carbonero el Mayor, El Espinar, Fuente de Santa Cruz,

Fuentelcésped, La Losa y Prádena. Las de estas seis localidades, más las de otros dos pequeños pueblos (Carbonero de Ahusín y Sotosalbos) y las de Villacastín (que sólo difieren ligeramente de las que aquí se utilizan en algunas cifras de nacidos y en la especificación de la mortalidad adulta), representan un conjunto que en la segunda mitad del siglo XVIII suponía aproximadamente el 8 por 100 de la población total de la provincia, y fueron utilizadas por Angel GARCIA SANZ, en su obra *Desarrollo y crisis...*, pp. 50-89.

22 Las series cedidas por Jordi Nadal, que proceden a su vez de Gonzalo Anes y otros autores, son las de Móstoles, Griñón, Colmenar Viejo y Torrejón de Ardoz (Madrid), y Orgaz, Yepes y El Toboso (Toledo). Las cedidas por Vicente Pérez Moreda son las de Chiloeches, Mantiel y Cereceda (Guadalajara), y Montilla del Palancar y Barajas de Melo (Cuenca). Las 18 localidades de Cuenca de donde proceden las series restantes reconstruidas por David Reher para el periodo 1775-1825, se pueden consultar en el citado artículo (David-Sven REHER, "Fluctuaciones económicas y comportamiento demográfico en la España urbana", en este mismo *Boletín*, nota 13).

23 Ciertos autores parecen tener presentes estos problemas al intentar justificar la elección de agregados nacionales de sucesos demográficos o de precios. Así, en el caso de Francia, se nos dice que "al menos en el siglo XIX, las series [demográficas] departamentales tienden a moverse juntas [¿a corto plazo?], así que tiene sentido hablar de una pauta nacional de fluctuaciones temporales"; y "lo mismo que las series demográficas, las series regionales de precios que forman una serie agregada nacional muestran todas aproximadamente el mismo esquema temporal incluso a comienzos del siglo XVIII, haciendo razonable hablar de una serie nacional de precios" (T. RICHARDS, "Weather, nutrition, and the economy...", pp. 199-200).

24 De los trabajos citados en la nota 2, sólo el de Gunnar Fridlitzius y Rolf Ohlsson ("Mortality patterns in Sweden 1751-1802, a regional analysis"...), considera la conveniencia de la observación regional de los fenómenos.

25 Procede de los *Libros de Fábrica de Na. Sra. de Arbas de Mayorga de Campos* (Archivo Histórico Diocesano de Valladolid), y ha sido recogida también por Bartolomé Yun Casalilla. Expresa los precios de venta en reales por carga. Algunas lagunas en esta serie, así como en alguna de las restantes, se han interpolado de acuerdo con la variación anual de los precios en series próximas o en las de E.J. HAMILTON, *El tesoro americano y la revolución de los precios en España, 1501-1650*, Barcelona, 1975, y *War and prices in Spain, 1651-1800*, Cambridge, Harvard University Press, 1947.

26 La serie ha sido tomada de Pablo FERNANDEZ ALBALADEJO, *La crisis del Antiguo Régimen en Guipúzcoa...*, pp. 393-394.

27 Santiago PIQUERO ZARAUZ, *Demografía guipuzcoana...*, vol. II, pp. 315-321. Los de Oñate son precios de compra, en reales de vellón por fanega, por parte de dos fundaciones privadas, entre 1642 y 1755; una compraba a finales del año y la otra, hacia el mes de marzo. La correlación entre ambas series es alta (0,833) y la media aritmética de esos precios estacionales de la misma localidad puede ser un buen indicador del precio medio anual. Los de Garagarza-Mendaro son precios de ventas realizadas entre agosto y octubre de cada año, expresados también en reales por fanega, de 1646 a 1813. La correlación entre los precios de Garagarza-Mendaro y los de Oñate entre 1646 y 1755 es aceptable (0,771), y la que existe entre los de Garagarza y Tolosa en 1766-1813 es de 0,908. Se han utilizado los precios de Oñate hasta 1755, los de Garagarza de 1756 a 1765, y los de la *Mercurial* de Tolosa de 1766 en adelante, aunque se ha elaborado también otra serie alternativa con los precios de Garagarza-Mendaro para el periodo 1646-1765, ensamblada, como la anterior, con los precios de Tolosa de 1766-1833.

28 Los precios medios mensuales y anuales de la *Mercurial* de Pamplona, que contiene precios diarios del trigo de forma regular desde 1605, expresados en reales por robo, han sido elaborados por Alejandro ARIZCUN, quien los recoge en el Apéndice 2.ª de su Tesis Doctoral, *Economía y*

sociedad en la montaña navarra..., pp. 1055-1065. En la actualidad, Alejandro Arizcun tiene en prensa un detallado estudio de esta importante *Mercurial*.

²⁹ Los precios anuales del trigo en Xallas, expresados en reales por ferrado, entre 1680 y 1815, vienen reproducidos en Baudilio BARREIRO, *La jurisdicción de Xallas en el siglo XVIII ...*, pp. 639-640. Se trata de precios medios del periodo de "soldadura" (mayo-junio), procedentes de cerca de 20 *Libros de Fábrica y Libros de Cuentas de Cofradías* de las distintas parroquias de la jurisdicción (cfr. *ibidem*, pp. 625-626). También los del Salnés (La Lanzada) proceden del mismo tipo de contabilidad parroquial extraída de nueve localidades de la comarca para el periodo 1613-1840, y vienen reproducidos en José Manuel PÉREZ GARCÍA, *Un modelo de sociedad rural de Antiguo Régimen en la Galicia costera...*, Apéndice Estadístico, tabla 8.1, s.p., y comentarios en pp. 43-46. Son también precios de "soldadura", expresados en maravedís por ferrado. La correlación entre la serie de precios de Xallas y la de La Lanzada en el periodo 1680-1810 es altísima (0,944), y en las regresiones de las series demográficas agregadas de los dos conjuntos territoriales se ha usado una serie de precios que es la media de las de ambos. Puede añadirse que la correlación entre los precios del trigo y los del maíz en La Lanzada en este mismo periodo es de 0,904.

³⁰ Cabe observar que las regresiones de las variables demográficas extremeñas muestran también coeficientes significativos y de signo esperado cuando se efectúan sobre los precios toledanos de Hamilton, aunque no se examinarán aquí estos resultados.

³¹ Entre 1701 y 1718 se ha utilizado una estimación del precio medio del año civil a partir de los precios medios del año-cosecha del Hospital General de Valencia publicados, para el periodo de 1701 a 1785, por José Miguel PALOP RAMOS, *Hambre y lucha antifeudal. Las crisis de subsistencias en Valencia (siglo XVIII)*, Madrid, 1977, p. 225, serie A. La serie original (P) de precios medios de julio del año $t-1$ a junio del año t se ha transformado en una serie (P^*) de precios medios estimados para el año civil t mediante la fórmula $P^* = (P_t + P_{t+1}) / 2$. Para el periodo 1719-1773 se han tomado los precios medios anuales de la misma procedencia publicado por José Miguel PALOP RAMOS, *Fluctuaciones de precios y abastecimiento en la Valencia del siglo XVIII*, Valencia, 1977, pp. 217-218. Conviene advertir que para el periodo 1719-1785 la correlación entre los precios de esta última serie y la serie estimada P^* es de 0,985. Entre 1774 y 1805 se utiliza la serie de precios medios anuales de las tres calidades de trigo -fuerte, candeal y "xexa"- procedentes de la *Mercurial* del Archivo Municipal de Valencia, y publicados en la última obra citada (*ibidem*, p. 229). La correlación entre esta última serie y P^* en el periodo común de 1774-1785 es de 0,908. Los precios vienen expresados en suledos por barchilla.

³² Para los años que van de 1615 a 1693 se utilizan los precios del trigo, expresados en reales de vellón por fanega, de la *Mercurial* de Segovia en el periodo de 1614-1715, publicados por Gonzalo ANES y J.-P. LE FLEM, "La crisis del siglo XVII: producción agrícola, precios e ingresos en tierras de Segovia", *Moneda y Crédito*, 93 (1965), pp. 54-55. Se trata de precios estacionales, concretamente del precio medio (P) de diciembre del año t y enero del año $t+1$. El precio medio estimado (P^*) del año civil t es $P^* = (P_t + P_{t-1}) / 2$. Para el periodo 1694-1792 la serie recoge el precio medio en reales de la fanega de trigo en el año civil, en el mercado de la ciudad de Segovia, calculado a partir de los precios mensuales que publicaron las *Actas y Memorias de la Real Sociedad Económica de los Amigos del País de la Provincia de Segovia*, tomo IV, Segovia, 1793, pp. 359-409. Las lagunas de esta serie en los años 1709 y 1710 se han suplido con los datos de la serie estimada P^* . Finalmente, para el periodo de 1793 a 1808 los datos de nuestra serie son también medias anuales del precio de la fanega de trigo, en reales de vellón, en el mercado segoviano, y han sido calculados a partir de la información que, generalmente con periodicidad semanal, publicó el *Correo Mercantil de España y sus Indias, 1792-1808*.

³³ David-Sven REHER, "Fluctuaciones económicas y comportamiento demográfico...", en este mismo *Boletín*, notas 12 y 13.

34 Véanse estos detalles técnicos en la traducción del artículo de P.R. GALLOWAY, "Modelos básicos de variaciones anuales...", en este mismo *Boletín*.

35 Se mide la volatilidad en este caso por la desviación típica de las series sin tendencia, y puede entenderse como el porcentaje de fluctuación media anual de la serie (WEIR, "Life under pressure...", p. 37). Recuérdese que el procedimiento empleado para eliminar la tendencia hace coincidir casi exactamente el coeficiente de variación de la serie transformada con su desviación típica, puesto que la media aritmética de todos los valores anuales transformados adquiere un valor muy próximo a la unidad (LEE, "Short-term variation...", p. 358).

36 R.D. LEE, "Short-term variation...", p. 359 y Appendix 16, pp. 739-740; y P.R. GALLOWAY, "Modelos básicos de variaciones anuales...", en este mismo volumen, *passim*.

37 LEE, *ibidem*; T. RICHARDS, "Weather, nutrition, and the economy..."; P.R. GALLOWAY, "Annual variations in deaths by age, deaths by cause, prices, and weather in London...", y *Population, Prices, and Weather in Preindustrial Europe...*, citados *supra*, nota 2. Se han incluido indicadores anuales de la temperatura estival en las regresiones de Tierra de Campos, pero no se comentarán aquí estos aspectos del análisis.

38 En este caso lo hacen de forma proporcional, dado que los coeficientes son elasticidades, debido al procedimiento empleado en la eliminación de la tendencia de las series.

39 El término de error de la regresión deja de ser homocedástico si su varianza no es constante a lo largo de todos los valores de la variable independiente. Si aumenta, por ejemplo, en los niveles de precios cercanos a la media, ello parece significar que la estimación no es válida para esos valores, y que sólo ante niveles de precios superiores o inferiores la mortalidad responde según la fórmula prevista en las hipótesis del modelo. R.D. Lee ha intentado captar en su análisis estos "efectos de umbral" (cfr. R.D. LEE, "Short-term variation...", pp. 377-384).

40 Aunque, como ya se ha dicho, no se estiman los efectos de esta relación en el modelo.

41 Véanse los paneles A de la Figura 1 de este trabajo y de la Figura 1 incluida en el artículo de P.R. GALLOWAY, "Modelos básicos de variaciones anuales...", en este mismo *Boletín*.

42 Conviene advertir que nuestra variable explicativa es concretamente mortalidad adulta (de mayores de 7 años por lo general, con la excepción de la serie valenciana, en cuya regresión se ha empleado la mortalidad "total" con cierto subregistro de la infantil), mientras que Galloway utiliza la variable "mortalidad no infantil", que viene a ser la mortalidad total de la que se ha sustraído sólo la mortalidad infantil en sentido estricto (la del primer año de vida).

43 Se impedía frecuentemente que la viuda volviera a casarse en el primer año de su viudez. El *Código Penal de 1848 y 1870*, y luego el *Código Civil*, sancionaban las segundas nupcias de las viudas que se casaran antes de los 301 días posteriores a la muerte de su anterior marido, con el fin de garantizar la certeza y otros derechos de la nueva prole (véase, al respecto, León CARBONERO Y SOL, *Tratado teórico-práctico del matrimonio, de sus impedimentos y dispensas*, Madrid, 1877, 2ª ed., p. 280).

44 En los dos casos en que aparece una respuesta nula o positiva en el retardo 0, el coeficiente carece de significación, y en el retardo 1 es de signo inverso (negativo) o nulo, en contra de lo previsto, aunque tampoco es significativo.

45 La media de las elasticidades acumuladas de la nupcialidad ante las variaciones de la mortalidad es de 0,303, y la elasticidad acumulada de estas defunciones ante la variación de los precios, de 0,212. De modo que la respuesta media de los matrimonios ante la variación de las defunciones inducida por la variación simultánea de los precios es $0,212 \times 0,303 = 0,064$. De igual forma, aunque el incremento de los precios origina una elasticidad acumulada de -0,118 en los nacimientos, a través de las defunciones su influencia se reduce a -0,034.

⁴⁶ Véanse al respecto las obras citadas *supra*, nota 12, especialmente la de Massimo LIVI BACCI, *Ensayo sobre la historia demográfica europea...*

⁴⁷ LIVI BACCI, *Ensayo...*, pp. 117-125.

⁴⁸ Los resultados de la regresión de la mortalidad "total" en Valencia se han tomado también como representativos de la mortalidad adulta de la misma muestra, debido al probable subregistro de la mortalidad infantil en algunas de las localidades utilizadas de esa región (véase *supra*, nota 42).

⁴⁹ La media de la elasticidad acumulada de la mortalidad adulta en las distintas regiones, si dejamos de lado el caso local de Frechilla, es de un 26,7 por 100, idéntica a la de la mortalidad total cuando también eliminamos los resultados de Frechilla.

⁵⁰ Los diagramas que incluye son así comparables a los de la Figura 2 del artículo de Galloway reproducido en este mismo *Boletín*. En este caso, así como en la Figura 3, los resultados de la regresión de la mortalidad se han considerado exclusivamente respuestas de la mortalidad total.

⁵¹ La regresión de la fecundidad sobre los precios del trigo, efectuada con la serie de bautismos de una muestra local de Tierra de Campos, de tamaño bastante mayor que la de Frechilla, como es la de Medina de Rioseco, presenta unas respuestas acumuladas del mismo signo, pero menos intensas: -0,079 al cabo de cinco años y -0,096 entre los dos primeros.

⁵² Del nivel económico de la población de Xallas en el siglo XVIII pueden dar idea estas frases: "entre la masa campesina del pueblo llano -que supone un 90 por 100 de toda la población-... sólo contabilizamos el 6,5 por 100 de labradores con posibles excedentes comercializables... mientras que la gran masa deficitaria amontona al 80,1 por 100 de todo el pueblo. Para este grupo cada crisis agrava, no crea, su situación de endeudamiento; mejor diríamos que vive en situación de crisis permanente, y en las puntas cíclicas debe emigrar..." (B. BARREIRO, *La jurisdicción de Xallas...*, pp. 672-673). En La Lanzada, aproximadamente las tres quintas partes de la población campesina pueden ser calificadas entre los "grupos inferiores", cuya nota fundamental "es su precaria situación que alcanza niveles tales que, incluso en los mejores años, no logran alcanzar el nivel mínimo de subsistencia" (J.M. PÉREZ GARCIA, *Un modelo de sociedad rural de Antiguo Régimen en la Galicia costera...*, p. 362). de todas formas, convendría mantener cierta cautela en la interpretación de los resultados de las regresiones de la nupcialidad en Galicia, dado el carácter dudoso de algunas cifras anuales de matrimonios en Xallas, como se advirtió más arriba, en la nota 17.

Sobre la intensidad del matrimonio en la región valenciana en el siglo XVIII da idea el hecho de que más del 70 por 100 de la población femenina entre 16 y 50 años estaba o había estado alguna vez casada en 1787 (frente a menos de un 66 por 100 en el conjunto español); mientras que la edad media de las mujeres al casarse en primeras nupcias era por entonces de unos 22 años y medio, frente a más de 23 en el conjunto español.

⁵³ De hecho, es positiva, y por ello contraria al resultado previsto en las hipótesis generales del modelo, tanto a lo largo de cinco años como en los dos primeros, aunque no tiene significación estadística. Tampoco es significativa la respuesta de la nupcialidad segoviana a las variaciones de los precios, que aparece también como atípica dentro del conjunto, sin que podamos dar una explicación verosímil de este resultado del análisis; con todo, el coeficiente en el retardo 0 es del signo esperado (-0,086).

⁵⁴ El porcentaje que representan las segundas y posteriores nupcias en el total de los matrimonios en el siglo XVIII es claramente más alto en zonas rurales de la meseta (en tierras de Segovia, Madrid, Cuenca o Salamanca), donde oscila entre el 25 y el 45 por 100, que en tierras gallegas (V. PÉREZ MOREDA, "La población de la España interior en el siglo XVIII: evolución, características y contrastes regionales", en C. PÉREZ APARICIO (ed.), *Estudios sobre la población del país Valencià...*, p. 595). En La Lanzada no superaba el 15 por 100 (J.M. PÉREZ GARCIA, *Un modelo de sociedad rural...*, p. 117), y en Xallas se situaba entre el 20 y el 24 por 100 (B. BARREIRO, *La jurisdicción de Xallas...*, p. 170).

⁵⁵ Véase el diagrama correspondiente de la Figura 2 del artículo de P.R. Galloway incluido en este *Boletín*, y el comentario del autor al respecto.

⁵⁶ La respuesta aparentemente atípica de Frechilla puede deberse, una vez más, al reducido tamaño de la muestra y la gran dispersión anual de las defunciones. Observada en los dos primeros retardos, la respuesta en esta localidad es ya la esperada, aunque de intensidad excesivamente baja.

⁵⁷ No importa demasiado que no hubiera en alguna de estas zonas gallegas "crisis radicales de mortalidad", o que los niveles habituales de mortalidad fueran relativamente inferiores a los de otras zonas (J.M. PÉREZ GARCIA, *demografía cualitativa y coyuntura agraria...*, *op. cit.*, p. 31). Tal situación podría explicarse por circunstancias climáticas o por una menor importancia de los factores extraeconómicos de la mortalidad, por ejemplo los de naturaleza epidémica. Lo que se desprende de estos resultados e interesa subrayar es que la mortalidad, cualquiera que fuera su nivel medio o la intensidad de sus fluctuaciones, se muestra allí a corto plazo más sensible que en otros sitios ante los cambios en la coyuntura económica. Hay que advertir, sin embargo, que la mayor respuesta de la mortalidad de la muestra gallega analizada ante el incremento de los precios, en el retardo 1, se produce sobre todo en Xallas (con una elasticidad de 0,935 y un nivel de significación del 1%). La respuesta de La Lanzada en el mismo retardo es de la misma intensidad que la media del conjunto español analizado (0,265, con una significación del 5%).