

# DEMOGRAFÍA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO EN ESPAÑA: UN ANÁLISIS DE SERIE TEMPORAL

**CLIMENT DIRANZO, Francisco**  
Departamento de Economía Financiera  
Universidad de Valencia  
correo-e: [F.Jose.Climent@uv.es](mailto:F.Jose.Climent@uv.es)

**MENEU GAYA, ROBERT**  
Departamento de Matemática Económica-empresarial  
Universidad de Valencia  
correo-e: [Robert.Meneu@uv.es](mailto:Robert.Meneu@uv.es)

## RESUMEN

Este trabajo utiliza herramientas econométricas de series temporales para contrastar la existencia de relaciones entre variables demográficas y macroeconómicas en España durante el periodo 1960-2000. En el análisis empírico se utilizan datos anuales de fecundidad, mortalidad infantil, renta per cápita y salarios. Se examina la causalidad bivariante, se realiza un análisis de cointegración multivariante, se estima el modelo de corrección de error y, finalmente, se muestran los resultados del análisis de causalidad multivariante y de la función de impulso-respuesta. Las relaciones obtenidas entre las variables se comparan con las esperadas según distintos modelos teóricos de fertilidad.

Palabras clave: Fertilidad, Crecimiento económico, Cointegración, Función impulso-respuesta.

# INTRODUCCIÓN

Este trabajo constituye una aportación al debate acerca de las relaciones entre variables demográficas y socioeconómicas. Las proposiciones que se desprenden de modelos teóricos de fertilidad agregada sólo han encontrado apoyo empírico de una forma parcial. En este sentido, se intenta verificar la existencia o no de esas relaciones en el caso español para el periodo 1960-2000, utilizando una metodología basada en series temporales y considerando como variables la fertilidad, mortalidad infantil, renta per cápita y salarios.<sup>1</sup>

Los principales indicadores demográficos en los países desarrollados han sufrido cambios sustanciales en las últimas décadas. La tasa total de fecundidad ha caído bruscamente mientras que la esperanza de vida ha aumentado de forma considerable. Estos dos factores han supuesto una desaceleración en la tasa de crecimiento de la población al tiempo que ha alterado su estructura por edades, desembocando en un envejecimiento marcado de la población. Así, la identificación de las relaciones entre variables demográficas y socioeconómicas es fundamental para gestionar estos cambios estructurales en los próximos años.

El principal objetivo de este trabajo es proporcionar evidencia empírica adicional de series temporales acerca del comportamiento a corto y a largo plazo de los indicadores demográficos y del crecimiento económico en España. Con el objetivo de investigar las relaciones entre estas variables, se utilizan herramientas econométricas avanzadas de series temporales. La compleja interacción entre las variables envueltas en las decisiones de fertilidad aconseja utilizar un modelo que permita que todas las variables sean endógenas, tal y como permite el análisis de series temporales multivariante. Un segundo aspecto relacionado con los estudios tradicionales de las interacciones entre demografía y crecimiento económico es el tratamiento de la causalidad con datos no estacionarios. Las variables fundamentales en los estudios de fertilidad suelen tener tendencia o seguir características de procesos no estacionarios que requieren tomarse en diferencias para que sean estacionarios. Sin embargo, las aproximaciones tradicionales o

---

<sup>1</sup> Otras variables como la participación de la mujer en el mercado laboral, la tasa de escolaridad femenina, las prestaciones de la Seguridad Social, entre otras, no se han incluido en este estudio debido a la falta de datos para todo el periodo.

bien ignoran la no estacionariedad de los regresores o bien usan tendencias deterministas. Por desgracia, ambas estrategias llevan a regresiones cuyos estadísticos tienen, en el mejor de los casos, distribuciones no normales o, en el peor de los casos, resultan ser completamente espurios.

Además, las distintas visiones acerca de la relación entre la mortalidad infantil, la fecundidad y el crecimiento económico no definen explícitamente qué variables deben ser tratadas como endógenas o exógenas en sus modelos. En este sentido, la utilización de Modelos de corrección de error tiene varias ventajas sobre los métodos usados en anteriores investigaciones, en la medida que este análisis multivariante puede identificar múltiples relaciones de equilibrio a largo plazo, estimar los términos de corrección de error y distinguir entre variables endógenas y exógenas.

La controversia sobre las relaciones empíricas entre indicadores demográficos y crecimiento económico ha tenido resultados diversos. En el estudio de las relaciones entre estas variables, no sólo intentamos descubrir la existencia de tendencias comunes a largo plazo sino también la existencia de causalidad. Las implicaciones de política económica varían dependiendo de si los cambios en la tasa de fecundidad son causados por la renta per cápita o, por el contrario, los cambios en la fecundidad son los que causan los cambios en la renta per cápita. También es importante determinar la naturaleza endógena o exógena de las variables en un entorno global para desarrollar una teoría coherente que explique el crecimiento económico. Así, las conclusiones que se deriven de un estudio riguroso de estas variables nos llevará hacia el mejor modelo teórico para representar a la Economía: i) un modelo clásico, donde el crecimiento económico está determinado por el progreso técnico exógeno y la población debe adaptarse a él a largo plazo; ii) un modelo neoclásico, en el cual el crecimiento económico es igual al crecimiento exógeno de la población; iii) o un modelo donde el crecimiento económico y la población son variables endógenas. Este último caso parece ser el más aceptado en la literatura actual sobre crecimiento económico, siendo Becker

el autor más importante en los inicios del tratamiento de la fertilidad como variable endógena.<sup>2</sup>

Este trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 1 presenta un resumen de las teorías económicas de la fertilidad y revisa los principales estudios empíricos. En la sección 2 se enuncian los objetivos del trabajo. La sección 3 describe las variables, los datos y los principales aspectos de la metodología de series temporales. La sección 4 recoge el análisis empírico y los principales resultados del análisis de estacionariedad, causalidad, cointegración, modelo de corrección de error y dinámica del sistema. Finalmente, se detallan las principales conclusiones.

## 1. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Las modernas teorías económicas de la fecundidad destacan el papel de una serie de variables determinantes. Para Becker y la *New Home Economics*, la tasa de fecundidad es una consecuencia de la demanda de hijos. Entonces, existe un efecto renta positivo y un efecto sustitución negativo ante cambios en el precio de los hijos. De esta manera, los factores que afecten a dicho precio, sobre todo los salarios femeninos, se convierten en las variables clave para predecir el comportamiento de la fecundidad. Por otra parte, según la teoría de Cigno los hijos son bienes de inversión para los padres y no bienes de consumo, de forma que el nivel de desarrollo de un mercado de capitales, altos tipos de interés y mejoras en las prestaciones públicas de vejez producen una menor tasa de fertilidad. Para la teoría de Easterlin, una renta relativa baja al inicio de la etapa adulta implica un incremento en la educación femenina y en su participación laboral, con los consecuentes efectos negativos sobre la fecundidad. A pesar de estas teorías alternativas, McNown y Rajbhandary (2003) argumentan que sus predicciones son bastante similares al evaluar los efectos renta y sustitución sobre la fecundidad. Las relaciones teóricas entre mortalidad infantil y fecundidad se han estudiado en Sah

---

<sup>2</sup> Para Becker, los hijos son un argumento en la función de utilidad de los padres, como cualquier otro bien. Entonces, la decisión de tener hijos interactúa con la decisión de consumo-ahorro y, por tanto, con el nivel de capitalización de la Economía. Este punto de vista implica que la fecundidad y el crecimiento económico son variables endógenas. Referencias de modelos de este autor son Becker y Barro (1988) y Becker *et al.* (1990). A partir de esta idea básica, autores como Wigger (1999), Morand (1999), Zhang y Zhang (2001) o Kalemli-Ozcam (2003) entre otros, han analizado los efectos económicos de variables como la seguridad social, las transferencias intergeneracionales, la inversión en educación, etc. Un excelente resumen de artículos sobre la incorporación de la población a modelos de crecimiento económico se encuentran en el trabajo de Ehlich y Lui (1997).

(1991) y Cigno (1998), mostrando que una caída en la mortalidad infantil debería producir un descenso en la fecundidad. Finalmente, para la teoría clásica de la transición demográfica, la bajada de la fecundidad es una consecuencia de un proceso global de desarrollo económico: industrialización, avances médicos, disminución de la mortalidad, urbanización, etc.

La compleja interacción entre las variables que afectan a las decisiones de fecundidad sugiere utilizar un modelo donde se permita el carácter endógeno de todas las variables, como en un análisis de series temporales multivariante. Este trabajo forma parte de una literatura en la que cada vez más se utilizan técnicas de series temporales para analizar las relaciones entre variables macroeconómicas. Sin duda, este hecho tiene lugar dada la mayor difusión de información para estas variables a lo largo de amplios periodos de tiempo y para una gran parte de países. Sin embargo, esta mayor flexibilidad requiere un mayor número de observaciones.

Las relaciones de causalidad entre variables demográficas y económicas se han examinado por diversos autores. Así, Yamada (1985), Rostow (1990) y Barlow (1994), entre otros, encuentran que tanto la fecundidad como la mortalidad infantil tienden a decrecer ante aumentos en la renta per cápita. Barro y Sala-i-Martin (1995) identifican empíricamente una relación negativa entre fecundidad y renta per cápita con datos de panel de 87 países para el periodo 1965-1975 y 97 países para el intervalo 1975-1985. Este resultado también se obtiene a partir de un modelo teórico propuesto por Becker y Barro (1988), pero en tiempo continuo y con familias con un horizonte temporal infinito.

Sin embargo, Kelley y Schmidt (1995) detectan empíricamente que la relación entre el crecimiento de la población y el crecimiento económico cambia a lo largo del tiempo y puede ser positivo en países desarrollados. Panopoulo y Tsakloglou (1999), con una muestra de 68 países (13 desarrollados y 55 en desarrollo), obtienen que la renta per cápita tiene un coeficiente negativo en la regresión que estima la fecundidad cuando esa es la única variable explicativa pero pasa a ser positivo cuando se incorporan otras variables como la mortalidad infantil, la educación o el índice de urbanización entre otras.

Las relaciones entre variables demográficas y económicas también se han investigado en un entorno de corto y largo plazo. En este sentido, Hondroyiannis y Papapetrou (2001, 2002a, 2002b) estudian el caso de Grecia durante el periodo 1960-1996, detectando cointegración entre ambos tipos de variables. Además, encuentran evidencia de que la fecundidad y la renta per cápita se deberían considerar endógenas, detectan un efecto renta positivo en la demanda de hijos y una relación inversa entre la renta per cápita y la tasa de mortalidad infantil. Masih y Masih (1997, 1999 y 2000), estudian las tendencias a largo plazo en países asiáticos como India, Bangladesh y Tailandia, incluyendo en el análisis variables adicionales que afectan a las decisiones de fertilidad como los programas de planificación familiar, el nivel de educación, la participación de la mujer en el mercado laboral y el porcentaje de población urbana. En general, muestran que los programas de planificación familiar tienen un mayor impacto sobre la fecundidad que las variables socioeconómicas. Bailey y Chambers (1998) analizan la respuesta de la fecundidad y la tasa de nupcialidad ante shocks en los salarios reales y la tasa de mortalidad durante el periodo 1542-1800 en Inglaterra. Sus resultados indican que estos shocks predicen la tasa de fecundidad y la nupcialidad, anticipando en dos o tres años su comportamiento. Por otra parte, McNown (2003) encuentra una relación negativa entre tasa de fecundidad y salarios femeninos con datos de Estados Unidos para el periodo 1948-1997. Finalmente, Alam et al. (2003) analizan la interacción dinámica entre fecundidad, programas de planificación familiar y educación femenina para Pakistán durante el periodo 1965-1998. Los resultados que obtiene son consistentes con las proposiciones teóricas que mantienen que a largo plazo la caída en la fertilidad debe ser resultado de una compleja interacción dinámica entre planificación familiar y cambios socioeconómicos estructurales.

## **2. OBJETIVOS**

El objetivo de este trabajo es el estudio de las relaciones entre variables demográficas y macroeconómicas. Más específicamente, en primer lugar se verificará la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables elegidas. Esto implicaría que las variables comparten tendencias comunes a largo plazo y cada una de ellas tiene influencia sobre las otras.

En segundo lugar, y en el caso de que se confirme esta relación a largo plazo, los efectos a largo plazo de cambios en una variable deben analizarse en un contexto de

causalidad multivariante. Se estudiarán las direcciones de causalidad y los signos en las relaciones entre variables. Es útil comparar estos signos con los resultados teóricos para verificar su consistencia. En este sentido, los modelos de fertilidad esperan detectar efectos renta positivos y efectos sustitución de salarios negativos sobre la demanda de hijos, mientras que se espera un efecto directo entre mortalidad infantil y tasa de fecundidad.<sup>3</sup>

En tercer lugar, se intenta determinar la naturaleza endógena o exógena de las variables dentro de esta relación a largo plazo. Este es un resultado importante para elegir el mejor modelo teórico que represente a la Economía. En la literatura de crecimiento económico, los modelos han ido evolucionando hacia aquéllos con crecimiento endógeno y fertilidad endógena, por lo que los resultados que se obtengan respecto a la endogeneidad y a la exogeneidad pueden confirmar si el uso de estos modelos más avanzados está justificado.

En último lugar, se investiga la interacción dinámica entre variables demográficas y económicas por medio de la respuesta de cada variable ante shocks de las otras. Esto proporciona una mejor comprensión del proceso global de interrelación entre cambios económicos y demográficos.

### **3. DATOS Y METODOLOGÍA**

Las variables demográficas y económicas utilizadas en el análisis empírico son: datos anuales de la tasa total de fecundidad (TTF), tasa de mortalidad infantil (TMI), renta per cápita (RPC) y salarios (SAL) para el periodo 1960-2000. Una descripción detallada de las series se recoge en la Tabla 1, mientras que su evolución está representada en el Gráfico 1. Todas las variables se expresan en forma logarítmica. Dado el periodo y la frecuencia de la muestra, el número de observaciones para llevar a cabo el estudio es reducido, especialmente si se añaden otras variables explicativas, como la participación

---

<sup>3</sup> Sah (1991) describe que si los padres tienen un determinado nivel de fecundidad objetivo, domina el efecto positivo (“hoarding effect”) en la relación entre las dos variables dado que el descenso en la mortalidad infantil implica mayor supervivencia y un menor incentivo para tener más hijos para alcanzar el objetivo de fecundidad. En caso contrario, el “efecto coste” puede ser dominante, convirtiendo en negativa la relación entre ambas variables. Esto es debido a los costes fijos existentes en cada nacimiento, con independencia de que sobreviva o no. En consecuencia, con una menor tasa de mortalidad infantil, aumenta el beneficio neto de los hijos, lo que podría generar un cierto incremento en la tasa de fecundidad.

laboral de la mujer, la tasa de escolaridad femenina, tipos de interés e índices bursátiles, entre otras.<sup>4</sup> Además, se podría pensar que la técnica de cointegración pierde poder con tan pocas observaciones. Sin embargo, esto no es un problema ya que, según los trabajos de Campbell y Perron (1991) y Hakkio y Rush (1991), lo más importante no es la frecuencia sino la amplitud del periodo analizado.

Para cumplir los objetivos seguimos una metodología en cinco etapas en nuestro análisis empírico. Primero, para resolver el problema en el tratamiento de series no estacionarias, se obtiene el orden de integración de las series temporales testando la existencia de una raíz unitaria. Si las series están integradas del mismo orden, podremos buscar relaciones bivariantes o multivariantes a largo plazo entre las variables.

A continuación, se examina la causalidad en el sentido de Granger para contrastar si una variable causa o ayuda a predecir mejor a otra. El test de causalidad de Granger (Granger, 1969), que está basado en modelos de Vectores Autorregresivos (VAR), se usa de forma preliminar. Esta metodología investiga las interacciones de las series, expresadas como diferencias de logaritmos, con los valores pasados de la misma variable y con los del resto de variables. Las relaciones de causalidad detectadas en el entorno bivalente están referidas a un horizonte de corto plazo; por lo que, a continuación, se procede al estudio de las relaciones a largo plazo para completar el análisis.

Posteriormente, se testa la existencia de relaciones de cointegración, tanto en el entorno bivalente como multivalente, entre las cuatro variables demográficas y económicas. El concepto de cointegración fue introducido por Granger (1981), con el objetivo de determinar si dos o más variables siguen sendas temporales paralelas, es decir, si presentan tendencias comunes a largo plazo. Más tarde, Engle y Granger (1987) desarrollaron procedimientos de estimación y tests de sistemas cointegrados, proponiendo un modelo simple en dos etapas que presentaba algunas limitaciones. Trabajos posteriores como los de Johansen (1988 y 1991) y Johansen y Juselius (1990) tratan de resolverlos. Johansen y Juselius (*op.cit.*) desarrollan una estrategia que trata

---

<sup>4</sup> Un mayor número de variables llevaría a problemas de estimación en la medida que el número de coeficientes a estimar (incluyendo los retardos) se puede aproximar al número de observaciones (recordamos que disponemos de 41 observaciones anuales) desapareciendo los grados de libertad. Para más detalles, ver Johnston y Dinardo (1997).



los problemas de estimación y contrastación de sistemas cointegrados en un contexto de máxima verosimilitud bajo el supuesto de normalidad. Esta estrategia se contrasta bajo el principio de la ratio de máxima verosimilitud, con el propósito no sólo de deducir si existe cointegración, sino también para determinar el rango de cointegración. Este procedimiento se basa en la representación general del modelo multiecuacional de corrección de error, en el cual el orden de causalidad entre las variables no está impuesto a priori.<sup>5</sup>

El análisis de cointegración permite la posibilidad de que las desviaciones de la condición de equilibrio de dos o más variables económicas sean estacionarias, aunque no lo sean por separado. Lo que hay detrás de este concepto es la existencia de fuerzas económicas que impiden desviaciones permanentes de las condiciones de equilibrio, aunque sí que se puedan observar a corto plazo. La teoría económica sugiere, con frecuencia, la existencia de relaciones a largo plazo entre las variables, aunque puedan fluctuar individualmente fuera del equilibrio durante algún tiempo. Los modelos económicos indican que ciertas fuerzas actúan para restablecer el equilibrio, suponiendo que debería existir algún tipo de relación a largo plazo entre los grupos de variables.<sup>6</sup>

Adicionalmente, si existe cointegración, se estima un modelo de corrección de error. Este modelo incorpora parámetros que permiten analizar las relaciones de causalidad sin incurrir en un error de especificación.<sup>7</sup> Se contrasta la significatividad del término de corrección de error, usando el test de exogeneidad débil, y el test de Wald se aplica también a la significatividad, individual y conjunta, de las variables explicativas desfasadas, determinando la causalidad a corto plazo entre las series temporales.

---

<sup>5</sup> Los estudios de Monte Carlo llevados a cabo por Gonzalo (1994) muestran que el procedimiento de Johansen (1988) funciona mejor que los métodos de una ecuación (mínimos cuadrados ordinarios y mínimos cuadrados no lineales), e incluso que otros métodos multivariantes (componentes principales y correlación canónica) para la estimación de relaciones de cointegración. Esto parece ser cierto incluso cuando la hipótesis de normalidad no sea correcta, se ignore la dinámica, y exista sobreparametrización debido a la introducción de desfases adicionales.

<sup>6</sup> El concepto de equilibrio en la literatura de cointegración significa que dos series han mantenido una relación a lo largo del periodo analizado, lo que no supone que en cierto subperiodo hayan evolucionado de forma distinta.

<sup>7</sup> Este error se cometería al analizar la causalidad en un modelo VAR sin restricciones (causalidad a corto plazo), ya que la parte correspondiente a la relación de cointegración detectada se ignoraría (causalidad a largo plazo) y se incorporaría en el modelo de corrección de error a través del término de corrección de error.

Por último, se investigan las propiedades dinámicas del sistema multivariante. Utilizando la función de impulso-respuesta generalizada propuesta por Pesaran y Shin (1998),<sup>8</sup> se obtiene una estimación de la respuesta de una variable ante cambios en otra, dando mayor robustez a los resultados. En este sentido, y siguiendo a Lütkepohl (1993), esta técnica se puede interpretar como un tipo de causalidad diferente a la de Granger debido a que si los impulsos aislados de una variable causan respuesta en otra, podremos determinar si la primera causa la segunda.

La función impulso-respuesta también proporciona las relaciones dinámicas entre las series, ya que calcula el impacto que se deriva de la interacción de todas las variables. En este sentido, esta función es una herramienta analítica más útil que el análisis individual de los parámetros del modelo, al resumir toda la información relevante que estos parámetros contienen (Lütkepohl y Reimers, 1992). En conclusión, la función impulso-respuesta refleja en qué grado los shocks de las distintas variables son transitorios o persistentes en términos de su impacto sobre las demás.

## 4. ANÁLISIS EMPÍRICO

A continuación, se presentan los principales resultados que se desprenden de la implementación de la metodología propuesta en el epígrafe anterior.

### 4.1- Estacionariedad

Se contrasta la existencia de una raíz unitaria con el objetivo de identificar el orden de integración de cada serie temporal. El test utilizado es el de Kwiatkowski *et al.* (1992) - KPSS -. Los resultados se resumen en la Tabla 2. En todos los casos, se rechaza la hipótesis de estacionariedad en niveles y con tendencia. Al tomar diferencias en cada serie temporal, el test de KPSS acepta la estacionariedad con distintos niveles de significatividad. Los resultados conjuntos sugieren, por tanto, que las series son I(1).

---

<sup>8</sup> Según la descomposición de Cholesky, la variable que entra primero en el sistema es la más exógena y sus cambios afectan al resto de variables del proceso sin retardos. A continuación, la variable que entra en segundo lugar es la segunda más exógena y sus cambios afectan al resto sin retardos, excepto a la primera, a la cual afecta de una forma retardada, de manera que la ordenación de las variables es fundamental y puede alterar la dinámica del sistema VAR. La función de impulso-respuesta generalizada de Pesaran y Shin (1998) resuelve este problema construyendo una matriz de innovaciones ortogonal que no depende de la ordenación en el modelo VAR.

## 4.2.- Causalidad Bivariante

La causalidad bivariante a corto plazo se realiza con el test de causalidad de Granger. Los resultados se recogen en la Tabla 3 y destaca el poder de la renta per cápita para causar en el sentido de Granger a las variables SAL y TTF sobre todo, y no pudiendo rechazar la hipótesis nula de que la renta per cápita no causa a TMI. Los salarios, sin embargo, sólo causan a TTF a partir de 3 retardos. Finalmente, se encuentra una relación de causalidad entre las variables demográficas, que va desde la mortalidad infantil hacia la tasa de fecundidad.

## 4.3.- Cointegración

En primer lugar, se contrasta la existencia de relaciones de cointegración bivariante. Los resultados se presentan en la Tabla 4 y sugieren que existen relaciones de equilibrio a largo plazo entre los pares RPC-TTF, RPC-SAL, TMI-TTF y TMI-SAL. Sin embargo, esta aproximación no dice nada acerca de la relación conjunta entre todas las variables demográficas y económicas.<sup>9</sup> Como consecuencia, las relaciones a largo plazo entre variables demográficas y económicas sólo se pondrán de manifiesto de una forma completa con un análisis de cointegración multivariante que muestre todas las posibles conexiones entre los fenómenos demográficos y los cambios socioeconómicos.

Con esta premisa, se pasa a estudiar la relación de cointegración en un entorno multivariante. Los resultados se presentan en la Tabla 5 e indican la existencia de un vector de cointegración según el test del  $\lambda$  máximo, y de dos vectores de cointegración según el test de la traza con un nivel de significatividad del 5%. Según Harris (1995, p.89), en el caso de discrepancias en los tests, se preferirá el obtenido por el test de la traza, por tanto, se acepta la existencia de dos vectores de cointegración.<sup>10</sup> En cualquier caso, el análisis de cointegración sugiere la existencia de una relación a largo plazo entre las variables demográficas y económicas.

---

<sup>9</sup> Según Chou *et al.* (1994) una relación de equilibrio es multivariante por naturaleza, de manera que una desviación de la relación a largo plazo entre dos o más variables sólo se puede explicar mediante una combinación adecuada de todos los elementos que pueden afectarla directa o indirectamente. Entonces, los resultados del análisis de cointegración bivariante pueden ser erróneos y, por tanto, la ausencia de una relación de cointegración entre dos variables no descarta la existencia de una relación de equilibrio si se consideran variables adicionales.

A continuación, se imponen restricciones sobre los vectores de cointegración para determinar si las variables son estadísticamente significativas. La Tabla 6 recoge los resultados del test del ratio de máxima verosimilitud descrito por Johansen (1992) y Johansen y Juselius (1992). Los resultados muestran que todas las variables se incorporan en el vector de cointegración de una forma estadísticamente significativa, aunque en el caso de la variable TMI sería necesario un nivel del 10% para aceptar su inclusión en el vector de cointegración.

#### **4.4.- Modelo de corrección de error (MCE)**

Dado que las variables están cointegradas y se ha determinado el número de vectores de cointegración en un entorno multivariante, se pasa a estimar el correspondiente MCE. Los resultados del MCE se resumen en la Tabla 7. El término de corrección de error (TCE) mide la proporción en la que los movimientos a largo plazo en la variable dependiente se corrigen en cada periodo a corto plazo. El tamaño y la significatividad estadística del TCE miden la velocidad en que cada variable dependiente tiene tendencia a volver al equilibrio a largo plazo. Para obtener esto, contrastamos primero la significatividad del TCE en las dos ecuaciones de cointegración utilizando el test de exogeneidad débil, que analiza si las restricciones impuestas se identifican para cada uno de los dos vectores de cointegración y para cada posible rango.<sup>11</sup> Los resultados se presentan en la Tabla 8, e indican que la exogeneidad débil se rechaza para todas las variables a un nivel del 5% (TMI al 10%).

Extendiendo el análisis a la causalidad a corto plazo, y a partir de este MCE, se aplica el test de Wald a la significatividad, individual y conjunta, de las variables explicativas retardadas, determinando así la causalidad a corto plazo entre las series. Los resultados se resumen en la Tabla 9 y, de forma conjunta, se observa que tanto la TTF como la RPC presentan un claro nivel de endogeneidad.

---

<sup>10</sup> Los tests de cointegración bivariante y multivariante incorporan constante, dada la tendencia temporal de las series. El número de retardos se ha determinado a partir de la estimación de un VAR en niveles (ver Enders, 1995, para más detalles).

<sup>11</sup> La condición de identificación se contrasta numéricamente mediante el rango de la matriz jacobiana. Para un mayor detalle ver Boswijk (1995).

#### 4.5.- Función Impulso-Respuesta (FIR)

Si bien el Modelo de Corrección de Error estimado permite determinar la existencia de causalidad (a corto y largo plazo), no dice nada acerca de las propiedades dinámicas del sistema. En este sentido, se analiza la función impulso-respuesta (FIR). El propósito de la misma consiste, por lo tanto, en medir la respuesta ante *shocks* en cada una de las variables demográficas y económicas por parte de cada una de las variables restantes. Este análisis permite ver si existe una transmisión de influencias significativas entre las series consideradas y calibrar su persistencia.

Los resultados de la FIR están representados en los Gráficos 2 a 5. El análisis gráfico sugiere que un shock positivo en TTF (Gráfico 2) tiene efectos pequeños y positivos sobre RPC y SAL, en el corto plazo, mientras que el efecto sobre cambios en TMI pasa de negativo a positivo con el paso del tiempo. Un shock negativo en TMI (Gráfico 3) aumenta TTF en cualquier plazo. Sin embargo, TTF sólo causa RPC y TMI no causa TTF, en el corto plazo, como se desprende del test de causalidad multivariante (Tabla 9).

Un shock positivo en RPC (Gráfico 4) aumenta TTF, lo que indica un efecto renta positivo en la demanda de hijos y, por tanto, que los hijos son tratados más como bienes de consumo que de inversión. Este es un resultado relevante porque anteriormente se había detectado causalidad de RPC hacia TTF (Tabla 9). Además, este efecto renta positivo es coherente según los modelos teóricos de fertilidad. Adicionalmente, un shock positivo en RPC aumenta SAL de una forma significativa, mientras que a corto plazo se detecta una respuesta inversa en TMI, aunque este último efecto es pequeño y se anula a medio plazo. No obstante, estos efectos sobre SAL y TMI no son relevantes porque RPC no causa SAL ni TMI según el test de causalidad multivariante (Tabla 9).

Finalmente, un shock positivo en SAL (Gráfico 5) causa bajadas en TTF y RPC, principalmente a largo plazo, mostrando un efecto sustitución entre salarios y fecundidad. Este resultado, junto con la comprobación de que existe causalidad de SAL hacia TTF (Tabla 9), proporciona evidencia empírica a las predicciones de las principales teorías económicas de la fecundidad, reflejando el papel clave que tienen los salarios sobre la demanda de hijos.

Los resultados conjuntos de la FIR también sugieren que las variables TTF y RPC son las que más responden a cambios en el resto de variables, lo que reafirma su carácter endógeno. Sin embargo, TMI y SAL no cambian de forma significativa ante shocks en el resto de variables, poniendo de manifiesto que son las variables más exógenas.

## CONCLUSIONES

Este trabajo investiga las relaciones entre variables demográficas (Tasa total de fecundidad y tasa de mortalidad infantil) y económicas (Renta per cápita y salarios reales), para el caso español durante el periodo 1960-2000. Se estudia la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre ellas, tanto en un entorno bivariante como multivariante. Al mismo tiempo, se examina la naturaleza endógena o exógena de las variables, utilizando un modelo de corrección de error que considera la relación a corto y largo plazo que previamente se ha detectado mediante un análisis de cointegración.

Los resultados se pueden resumir de la siguiente forma: primero, queda verificada estadísticamente la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre las cuatro variables. Segundo, se observa un efecto renta positivo en la demanda de hijos, debido al signo de la relación bidireccional entre renta per cápita y fecundidad. Tercero, existe un coste de oportunidad de cuidar a los hijos, debido a la respuesta negativa de la fecundidad ante shocks en los salarios. Finalmente, se constata estadísticamente el carácter endógeno de la fecundidad y la renta per cápita.

Estos resultados son útiles para compararse con los esperados a partir de modelos teóricos de fertilidad. Las proposiciones de la Escuela "*New Home Economics*" acerca de un efecto renta positivo y un efecto sustitución negativo de los salarios se confirman para el caso español en el periodo 1960-2000 en un entorno multivariante. Sin embargo, no se detecta evidencia empírica de la proposición de Sah (1991) y Cigno (1998) acerca de un efecto positivo de la mortalidad infantil sobre la fecundidad, al no existir causalidad entre estas dos variables.

Finalmente, el carácter endógeno de la fecundidad y la renta per cápita tiene implicaciones teóricas importantes. Efectivamente, ello sugiere que el esquema teórico más adecuado para modelizar la Economía es aquél donde el crecimiento y la fertilidad sean endógenos, en contraste con modelos alternativos con crecimiento exógeno de la

población o aquéllos donde la única fuente de crecimiento económico es el progreso técnico exógeno. Por tanto, estaría justificada la utilización de modelos teóricos más avanzados pese a su mayor complejidad analítica.

## BIBLIOGRAFÍA

1. Alam, Shaista; Mohsin H. Ahmed y Muhammad S. Butt (2003): “The dynamics of fertility, family planning and female education in Pakistan”, *Journal of Asian Economics*, V.14, pp.447-463.
2. Bailey, Roy E. y Marcus J. Chambers (1998): “The impact of real wage and mortality fluctuations on fertility and nuptiality in precensus England”, *Journal of Population Economics*, V.11, pp.413-434.
3. Barlow, R. (1994): “Population growth and economic growth: Some more correlations”, *Population and Development Review*, V.20, pp. 53-165.
4. Barro, R.J. y Sala-i-Martin, X. (1995): *Economic Growth*. McGraw Hill. New York.
5. Becker, Gary S.; Murphy, K.M. y Tamura, R. (1990): “Human Capital, Fertility, and Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, V.98, N.5, pp.12-27.
6. Becker, Gary S. y Robert Barro (1988): “A reformulation of the Economic Theory of fertility”, *Quarterly Journal of Economics*, V.103, N.1, pp.1-25.
7. Boswijk, H. Peter (1995): “Identifiability of Cointegrated Systems”, *Technical Report*, Tinbergen Institute.
8. Campbell, John Y. y Pierre Perron (1991): “Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots”, *NBER Macroeconomics Conference*, Cambridge.
9. Chou, Ray Y.; Victor K. Ng y Lynn K. Pi (1994): “Cointegración of international Stock Market Indices”, *International Monetary Fund Working Paper* (WP 94/94).
10. Cigno, A, (1998): “Fertility decisions when infant survival is endogenous”, *Journal of Population Economics*, V.11, pp.21-28.

11. Ehrlich, I. y F. Lui (1997): "The problem of population and growth: a review of the literature from Malthus to contemporary models of endogenous population and endogenous growth", *Journal of Economic Dynamics and Control*, V.21, pp.205-242.
12. Enders, Walter (1995). *Applied Econometric Time Series*, Ed. John Wiley & Sons, Inc.
13. Engle, Robert F. y Clive W.J. Granger (1987). "Cointegración and Error Correction Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, V.55, N.22, pp.251-276.
14. Gonzalo, Jesús (1994): "Five alternative methods of estimating long run equilibrium relationships", *Journal of Econometrics*, V.60, pp.203-233.
15. Granger, Clive W.J. (1969): "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, N.37, pp.424-438.
16. Granger, Clive W.J. (1981): "Some Properties of time series data and their use in econometric model specification", *Journal of Econometrics*, V.16, pp.121-130.
17. Hakkio, Craig S. y Mark Rush (1991): "Cointegración: how short is the long run?", *Journal of International Money and Finance*, V.10, pp.571-581.
18. Harris, R.I.D. (1995): *Using Cointegración analysis in econometric modelling*. Prentice Hall.
19. Hondroyiannis, G. y E. Papapetrou (2001): "Demographic changes, labour effort and economic growth. Empirical evidence from Greece", *Journal of Policy Modelling*, V.23, pp.169-188.
20. Hondroyiannis, G. y E. Papapetrou (2002a): "Demographic Transition in Europe", *Economics Bulletin*, V.10, N.3, pp.1-8.
21. Hondroyiannis, G. y E. Papapetrou (2002b): "Demographic transition an economic growth: Empirical evidence from Greece", *Journal of Population Economics*, V.5, pp.221-242.
22. Johansen, Soren (1988): "Statistical analysis of cointegración vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, V.12, pp.231-254.



23. Johansen, Soren (1991): "Estimation and hypothesis testing of cointegración vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, V.59, pp.1551-1580.
24. Johansen, Soren (1992): "Testing weak exogeneity and the order o cointegración in UK money demand data", *Journal of Policy Modelling*, V.14, pp.313-334.
25. Johansen, Soren y Katerina Juselius (1990): "Maximum likelihood estimation and inference on cointegración - with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, V.52, N.2, pp.169-210.
26. Johansen, Soren y Katerina Juselius (1992): "Testing structural hypothesis in a multivariate cointegración analysis of the PPP and UIP for the U.K.", *Journal of Econometrics*, V.53, pp.7-36.
27. Johnston, J. y J. Dinardo (1997): *Econometric Methods*, 4<sup>th</sup> Ed. McGraw Hill, New York.
28. Kalemli-Ozcan, S. (2003): "A stochastic model of mortality, fertility, and human capital investment", *Journal of Development Economics*, N. 70, pp.103-118.
29. Kelley, A. y R. Schmidt (1995): "Aggregate population and economic growth correlations: the role of the components of demographic changes", *Demography*, N. 32, pp.543-555.
30. Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992): "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, V.54, pp.159-178.
31. Lütkepohl, Helmut (1993): *Introduction to multiple time series analysis*, Second edition. Heidelberg; New York; London y Tokyo Springer.
32. Lütkepohl, Helmut y Hans-Eggert Reimers (1992): "Granger-causality in cointegrated VAR processes. The case of the term structure", *Economics Letters*, V.40, N.3, pp.263-268.
33. Masih, A..M.M. y R. Masih (1997): "Can family-planning Programs "cause" a significant fertility decline in countries characterized by very low levels of socioeconomic developments?. New evidence from Bangladesh based on dynamic

multivariate an cointegración time-series techniques, 1965-1991”, *Journal of Policy Modelling*, V.19, N.4, pp.441-468.

34. Masih, A.M.M. y R. Masih (1999): “Is a significant socio-economic structural change a prerequisite for “initial” fertility decline in de LDCs? Evidence from Thailand based on a multivariate cointegración/vector error correction modelling approach”, *Journal of Population Economics*, N.12, pp.463-487.

35. Masih, A..M.M. y R. Masih (2000): “The dynamics of fertility, family planning and female education in a developing economy”, *Applied Economics*, V.32, pp.1617-1627.

36. McNown, R. (2003): “Cointegración modelling of fertility in the United States”, *Mathematical Population Studies*, V.10, N.2, pp.99-126.

37. McNown, R. y S. Rajbhandary (2003): “Time series analysis of fertility and female labour market behaviour”, *Journal of Population Economics*, V.16, pp.501-523.

38. Morand, O.F. (1999): “Endogenous fertility, income distribution and growth”, *Journal of Economic Growth*, V.4, pp.331-349.

39. Panapoulou, G. y P. Tsakloglou (1999): “Fertility and economic development: theoretical considerations and cross-country evidence”, *Applied Economics*, N. 31, pp.1337-1351.

40. Pesaran, M. Hashem y Yongcheol Shin (1998): “Impulse Response Analysis in Linear multivariate Models”, *Economics Letters*, V.58, pp.17-29.

41. Rostow, W.W. (1990): *Theorists of economic growth from David Hume to present*. Oxford University Press, New York, NY.

42. Sah, R. (1991): “The effect of child mortality changes on fertility choice and parental welfare”, *Journal of Political Economy*, N.99, pp.582-606.

43. Wigger, B.U. (1999): “Pay-as-you-go financed public pensions in a model of endogenous growth and fertility”, *Journal of Population Economics*, V.12, pp.625-640

44. Yamada, T. (1985): "Causal relationships between infant mortality and fertility in developed and less developed countries", *Southern Economic Journal*, V.52, pp.364-370.

45. Zhang, J. y J. Zhang, (2001): "Bequest motives, social security, and economic growth", *Economic Inquiry*, V.39, N.3, pp.453-466.

**Tabla 1.- Descripción de los datos**

<b>VARIABLES</b>	<b>DESCRIPCIÓN</b>	<b>FUENTE</b>
TTF	Tasa Total de Fecundidad. Es el número medio de hijos que tendría una mujer si a lo largo de su vida se comportara siguiendo las tasas de fecundidad por edad que se observan en un año dado.	Periodo 1960-1974: New Cronos (Eurostat). Tema: <i>Population and social conditions</i> Dominio: <i>Demography</i> Colección: <i>Fertility</i> Indicador demográfico: <i>Total Fertility Rate</i> Periodo 1975-2000: INE. Indicadores demográficos básicos.
TMI	Tasa de Mortalidad Infantil. Número de niños menores de un año que mueren por cada 1000 nacidos vivos.	Periodo 1960-1974: New Cronos (Eurostat). Tema: <i>Population and social conditions</i> Dominio: <i>Demography</i> Colección: <i>Mortality</i> Indicador demográfico: <i>Infant Mortality Rate</i> Periodo 1975-2000: INE. Indicadores demográficos básicos.
RPC	Renta per cápita. Producto interior bruto per capita en términos reales.	New Cronos (Eurostat). Tema: <i>Economy and finance</i> Dominio: <i>National Accounts Historical Data (ESA79)</i> Colección: <i>National Accounts-Aggregates-Annual Data</i> Grupo: <i>ESA Aggregates at constant prices 1990</i> Tabla: <i>ESA Aggregates at constant prices in current PPS (Purchase Power Parity units)</i> Agregado: <i>Gross domestic product at market prices (GDPmp) (NI)</i> . Unidades de medida: PPS per capita a precios constantes de 1990.
SAL	Salarios medios en términos reales	New Cronos (Eurostat). Tema: <i>Economy and finance</i> Dominio: <i>National Accounts Historical Data (ESA79)</i> Colección: <i>National Accounts-Aggregates-Annual Data</i> Grupo: <i>ESA Aggregates at constant prices 1990</i> Tabla: <i>ESA Aggregates at constant prices in current PPS (Purchase Power Parity units)</i> Agregado: <i>Compensation of employees (R10)</i> . Unidades de medida: PPS por ocupado a precios constantes de 1990 Los datos de 1999 y 2000 se han calculado con la serie <i>Real compensation per employee</i> (% variación anual). Los datos hasta 1979 vienen en una unidad de medida distinta a la del periodo 1980-1998. Se han homogeneizado calculando el dato de 1979 a partir del de 1980 con la misma serie de % variación anual.

**Tabla 2.- Test de raíces unitarias**

Para el contraste se ha utilizado el test de estacionariedad KPSS (Kwiatkowski *et al.*, 1992) -KPSS-. Tanto en las series en niveles como en diferencias se ha seguido el mismo procedimiento, en primer lugar se ha realizado el test con tendencia y constante (a) y, en el caso de que la tendencia no sea significativa se ha procedido a estimar el modelo con constante (b), exclusivamente. Los valores críticos al 1% y 10% son, para el modelo con constante y tendencia son 0.216 y 0.119, y para el modelo solo con constante son 0.739 y 0.347, respectivamente. El número de retardos considerado en cada variable ha sido de 2. \* y \*\* indican que se acepta la  $H_0$  de estacionariedad para un nivel de significatividad del 1% y 10%, respectivamente.

	<b>Niveles</b>	<b>Modelo</b>	<b>Diferencias</b>	<b>Modelo</b>
<b>RPC</b>	0.2492	(a)	0.1854*	(a)
<b>SAL</b>	0.3551	(a)	0.1728*	(a)
<b>TTF</b>	0.2437	(a)	0.3333**	(b)
<b>TMI</b>	0.2339	(a)	0.1551**	(b)

**Tabla 3.- Causalidad Bivariante a corto plazo**

La hipótesis nula a contrastar es que X no causa a Y en el sentido de Granger. “F” es el valor del estadístico de la F-snedecor que contrasta la causalidad a corto plazo. “p-value” indica el nivel de probabilidad al que se acepta la hipótesis nula. (\*) indica el rechazo de la H<sub>0</sub> al 10%.

Y	X	Retardos			
		1	2	3	4
<b>RPC</b>					
<b>SAL</b>	F	<b>5.4457*</b>	<b>4.6909*</b>	<b>4.0296*</b>	<b>3.4144*</b>
	<i>p-value</i>	0.0253	0.0161	0.0160	0.0220
<b>TTF</b>	F	<b>12.0198*</b>	<b>4.7675*</b>	<b>2.8132*</b>	<b>2.3481*</b>
	<i>p-value</i>	0.0014	0.0152	0.0561	0.0797
<b>TMI</b>	F	1.7648	1.2274	0.5589	0.3153
	<i>p-value</i>	0.1924	0.3061	0.6462	0.8652
<b>SAL</b>					
<b>RPC</b>	F	0.3361	0.7694	0.9277	0.4031
	<i>p-value</i>	0.5657	0.4715	0.4393	0.8046
<b>TTF</b>	F	2.7898	1.5835	<b>2.7758*</b>	<b>3.0028*</b>
	<i>p-value</i>	0.1035	0.2205	0.0584	0.0358
<b>TMI</b>	F	0.4512	0.1776	0.2735	0.5094
	<i>p-value</i>	0.5061	0.8381	0.8440	0.7292
<b>TTF</b>					
<b>RPC</b>	F	0.0462	1.4425	1.5061	1.8683
	<i>p-value</i>	0.8310	0.2508	0.2330	0.1450
<b>SAL</b>	F	2.0811	0.4313	1.0530	0.7311
	<i>p-value</i>	0.1578	0.6533	0.3835	0.5786
<b>TMI</b>	F	1.8281	1.7163	1.5243	0.8695
	<i>p-value</i>	0.1848	0.1954	0.228	0.4948
<b>TMI</b>					
<b>RPC</b>	F	0.0039	0.3332	0.1182	0.2639
	<i>p-value</i>	0.9507	0.7190	0.9486	0.8985
<b>SAL</b>	F	0.0149	<b>2.8508*</b>	1.2766	0.9438
	<i>p-value</i>	0.9034	0.0721	0.3002	0.4538
<b>TTF</b>	F	<b>6.3509*</b>	1.2980	<b>3.2355*</b>	<b>2.2908*</b>
	<i>p-value</i>	0.0163	0.2867	0.0360	0.0855

**Tabla 3.- Test de Cointegración Bivariante**

Test de cointegración bivariante, mediante los estadísticos de la Traza, que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, al menos,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 1, y del  $\lambda$  Máximo, que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que, como máximo hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, como máximo,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 1. Los modelos se han elegido siguiendo el criterio de Schwarz. El número óptimo de retardos considerado ha sido de 1, determinado a partir de la estimación de un VAR en niveles. \* Indica que se rechaza la  $H_0$  al 5%.

	$H_0$	$H_1$	Traza	$\lambda$ Max	Tendencia en los datos	Test	Lag
						Const.	Tend.
<b>RPC-TTF</b>	$r=0$	$r>0$	<b>26.6412*</b>	<b>18.7234*</b>	No	Sí	No
	$r\leq 1$	$r>1$	7.9177	7.9177			
<b>RPC-TMI</b>	$r=0$	$r>0$	14.7880	12.3170	Sí	Sí	No
	$r\leq 1$	$r>1$	2.4709	2.4710			
<b>RPC-SAL</b>	$r=0$	$r>0$	<b>36.6013*</b>	<b>28.9368*</b>	Sí	Sí	Sí
	$r\leq 1$	$r>1$	7.6646	7.6646			
<b>TTF-TMI</b>	$r=0$	$r>0$	<b>29.1376*</b>	<b>21.8570*</b>	Sí	Sí	Sí
	$r\leq 1$	$r>1$	7.2806	7.28056			
<b>TTF-SAL</b>	$r=0$	$r>0$	<b>21.8603*</b>	13.2044	No	Sí	No
	$r\leq 1$	$r>1$	8.6558	8.6558			
<b>TMI-SAL</b>	$r=0$	$r>0$	13.7927	10.8073	Sí	Sí	No
	$r\leq 1$	$r>1$	2.9854	2.9854			
<b>Valores Críticos 95%</b>	$r=0$	$r>0$	19.96	15.67	No	Sí	No
	$r\leq 1$	$r>1$	9.24	9.24			
	$r=0$	$r>0$	15.41	14.07	Sí	Sí	No
	$r\leq 1$	$r>1$	3.76	3.76			
	$r=0$	$r>0$	25.32	18.96	Sí	Sí	Sí
$r\leq 1$	$r>1$	12.25	12.25				

**Tabla 4.- Test de Cointegración Multivariante**

El análisis de cointegración multivariante se realiza mediante el test del estadístico de la traza que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) que hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, al menos,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va de 0 a 3; así como el test del autovalor máximo que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que existe, como máximo,  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, como mucho,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va de 0 a 3. El modelo incorpora constante pero no tendencia y se ha elegido siguiendo el criterio de Schwarz. El número óptimo de retardos ha sido de 2. (\*)  $H_0$  se rechaza a un nivel del 5%.

<b>TTF-TMI-RPC-SAL</b>			
<b><math>H_0</math></b>	<b><math>H_1</math></b>	<b>Traza</b>	<b><math>\lambda</math> Max</b>
<b><math>r=0</math></b>	<b><math>r&gt;0</math></b>	<b>80.2565*</b>	<b>41.266*</b>
<b><math>r\leq 1</math></b>	<b><math>r&gt;1</math></b>	<b>38.9904*</b>	20.0655
<b><math>r\leq 2</math></b>	<b><math>r&gt;2</math></b>	18.9254	10.8099
<b><math>r\leq 3</math></b>	<b><math>r&gt;3</math></b>	8.11547	8.1155
<b>Valores críticos 95%</b>			
<b><math>r=0</math></b>	<b><math>r&gt;0</math></b>	53.12	28.14
<b><math>r\leq 1</math></b>	<b><math>r&gt;1</math></b>	34.91	22
<b><math>r\leq 2</math></b>	<b><math>r&gt;2</math></b>	19.96	15.67
<b><math>r\leq 3</math></b>	<b><math>r&gt;3</math></b>	9.24	9.24

**Tabla 5.- Test de restricciones**

<b><math>H_0: \beta_i=0</math></b>	<b><math>\chi^2</math></b>	<b>p-value</b>
<b>TTF</b>	<b>6.8768*</b>	0.0321
<b>TMI</b>	<b>5.0731**</b>	0.0791
<b>RPC</b>	<b>9.8115*</b>	0.0074
<b>SAL</b>	<b>12.9018*</b>	0.0015

(\*), (\*\*) Rechazo de  $H_0$  a un nivel del 5% y 10%, respectivamente.



**Tabla 6.- Modelo de Corrección de Error**

Estadístico t-student entre paréntesis. (\*) Significativo a un nivel del 5%

	$\Delta TTF_t$	$\Delta TMI_t$	$\Delta RPC_t$	$\Delta SAL_t$
<b>TCE<sub>1</sub></b>	<b>0.0999*</b> ( 3.3087)	0.0827 ( 1.2909)	0.0555 ( 1.8852)	<b>0.1044*</b> ( 3.4734)
<b>TCE<sub>2</sub></b>	<b>-0.0936*</b> (-4.3838)	<b>-0.1181*</b> (-2.6066)	-0.0061 (-0.2933)	-0.0045 (-0.2111)
$\Delta TTF_{t-1}$	-0.0195 (-0.1093)	0.3189 ( 0.8404)	-0.2788 (-1.5967)	-0.1954 (-1.097)
$\Delta TMI_{t-1}$	0.0751 ( 1.0911)	-0.1618 (-1.1080)	-0.0777 (-1.1565)	-0.0755 (-1.1013)
$\Delta RPC_{t-1}$	<b>0.2963*</b> ( 2.1535)	0.0511 ( 0.1749)	<b>0.5562*</b> ( 4.1408)	-0.0404 (-0.2946)
$\Delta SAL_{t-1}$	0.2379 ( 1.6111)	-0.1016 (-0.3241)	<b>-0.2890*</b> (-2.0048)	-0.0326 (-0.2217)

**Tabla 7.- Test de exogeneidad débil**

(\*), (\*\*) Rechazo de  $H_0$  con un nivel de significatividad del 5% y 10% respectivamente

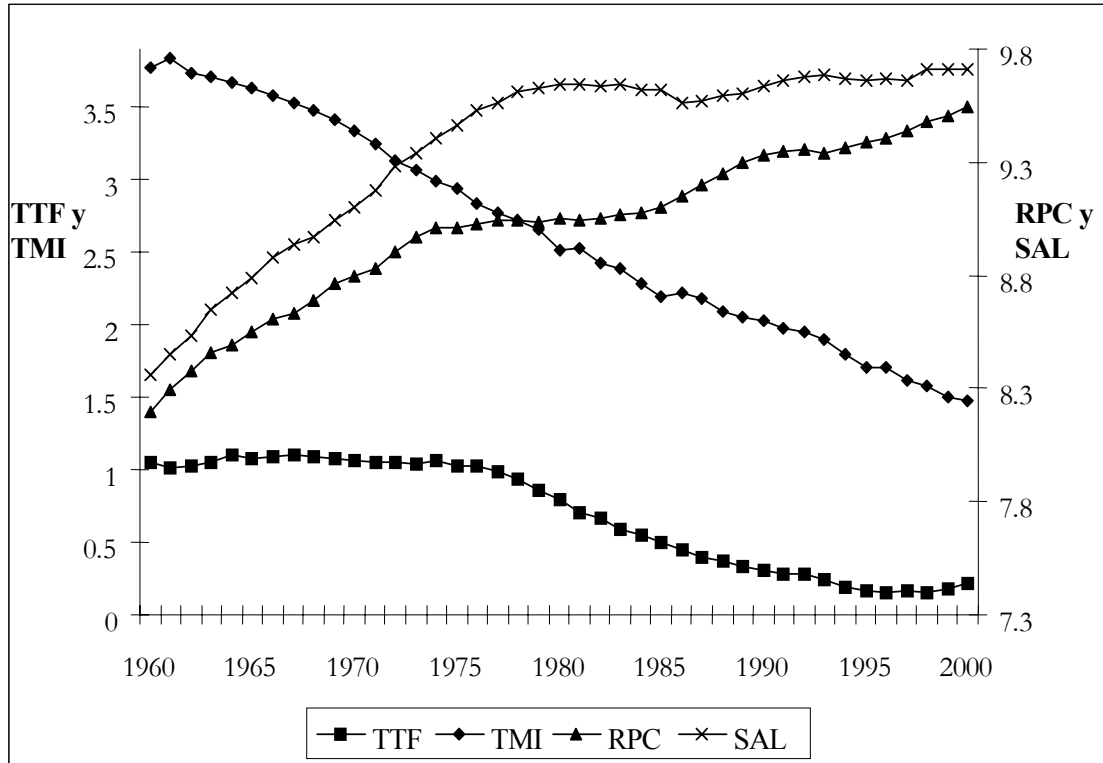
		<b>Variables Endógenas</b>			
		$\Delta TTF_t$	$\Delta TMI_t$	$\Delta RPC_t$	$\Delta SAL_t$
<b>Exogeneidad débil</b>					
<b>H<sub>0</sub>: <math>\alpha_i=0</math></b>	$\chi^2$	<b>11.0949*</b>	<b>5.9599**</b>	<b>6.3394*</b>	<b>18.5607*</b>
	<b>p-value</b>	0.0039	0.0508	0.0420	0.00009

**Tabla 8.- Test de Causalidad a corto plazo**

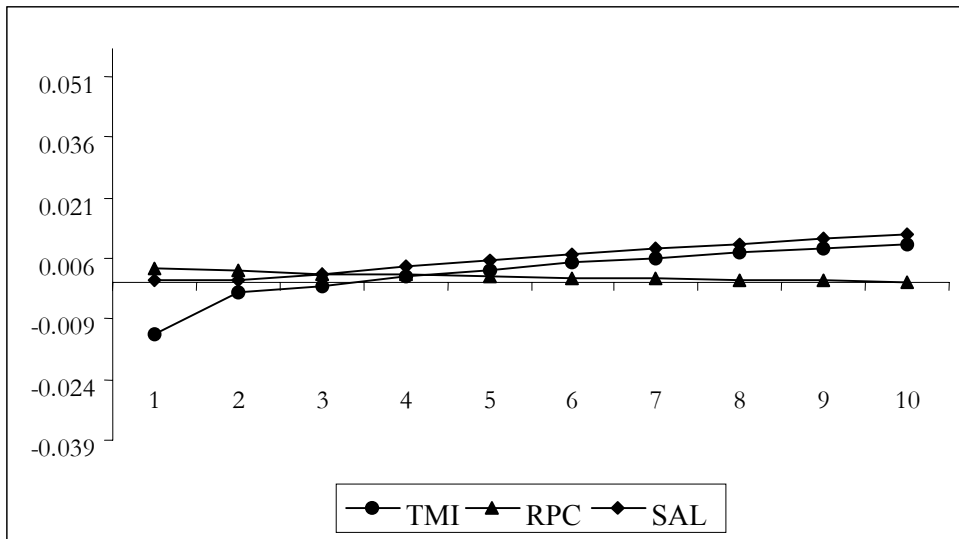
(\*), (\*\*) y (\*\*\*) indican rechazo de  $H_0$  con un nivel de significatividad del 5%, 10% y 15% respectivamente

$H_0: \delta_i=0$		Variables Endógenas			
		$\Delta TTF_t$	$\Delta TMI_t$	$\Delta RPC_t$	$\Delta SAL_t$
$\delta_i$					
$\Delta TTF_{t-1}$	$\chi^2$		0.7063	<b>2.5495***</b>	1.2038
	<b>p-value</b>		0.4007	0.1103	0.2726
$\Delta TMI_{t-1}$	$\chi^2$	1.1905		1.3376	1.2129
	<b>p-value</b>	0.2752		0.2475	0.2708
$\Delta RPC_{t-1}$	$\chi^2$	<b>4.6375*</b>	0.0306		0.0868
	<b>p-value</b>	0.0313	0.8611		0.7683
$\Delta SAL_{t-1}$	$\chi^2$	<b>2.5956***</b>	0.1051	<b>4.0192*</b>	
	<b>p-value</b>	0.1072	0.7458	0.0450	
<b>Todas</b>	$\chi^2$	<b>7.4603**</b>	0.7559	<b>7.8338*</b>	1.8014
	<b>p-value</b>	0.0586	0.8600	0.0496	0.6146

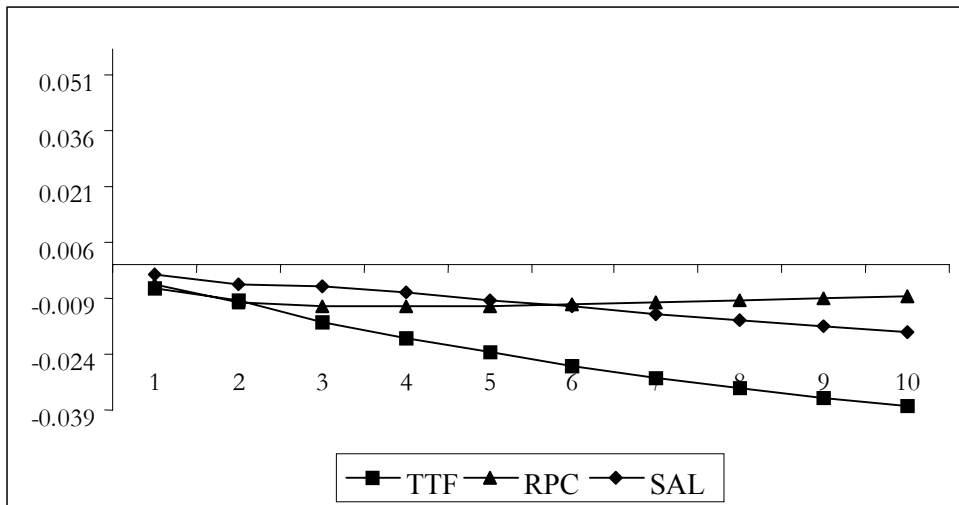
**Gráfico 1.- Series temporales en tasas logarítmicas**



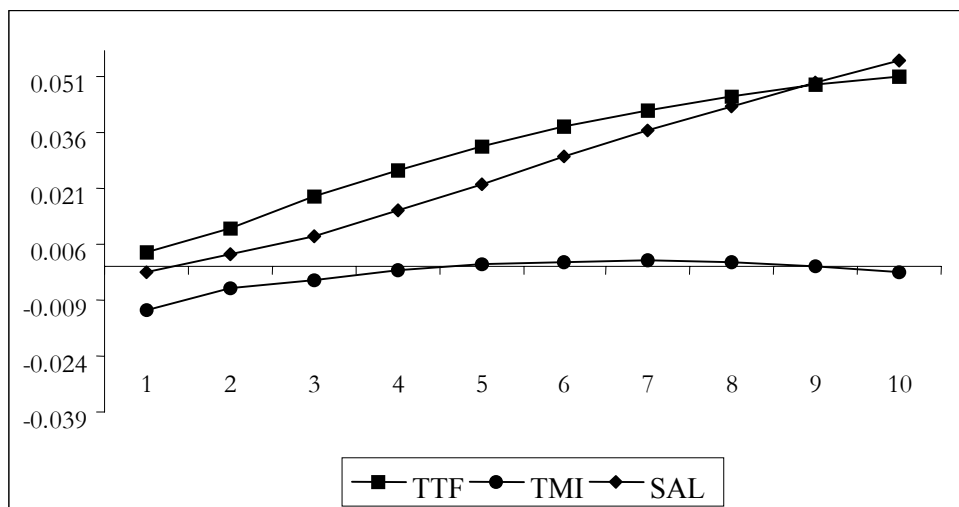
**Gráfico 2.- Función Impulso-Respuesta ante shocks en TTF**



**Gráfico 3.- Función Impulso-Respuesta ante shocks en TMI**



**Gráfico 4.- Función Impulso-Respuesta ante shocks en RPC**



**Gráfico 5.- Función Impulso-Respuesta ante shocks en SAL**

