



UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN

TESIS PARA OBTENER EL TÍTULO DE MÁSTER EN ECONOMÍA

**DETERMINANTES MACROECONÓMICOS DE LA MORTALIDAD INFANTIL
EN URUGUAY:**

**La relevancia del gasto público y del producto interno bruto en la
reducción de la mortalidad infantil entre 1910 y 2004**

AUTORA: MARÍA IVONE PERAZZO BONACCI

TUTORA: ANDREA VIGORITO DELGADO. MASTER OF SCIENCE EN
ECONOMÍA

Montevideo, Uruguay

2010

PÁGINA DE APROBACIÓN

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la Tesis de Investigación:

Título

.....

Autor

.....

Tutor

.....

Carrera

.....

Puntaje

.....

Tribunal

Profesor (Nombre y firma).....

Profesor (Nombre y firma).....

Profesor (Nombre y firma).....

Fecha:

AGRADECIMIENTOS

Agradezco la invaluable ayuda brindada por Wanda Cabella y Silvia Rodríguez a lo largo de todo el proceso de elaboración de este trabajo. Sus comentarios y aporte permanente de conocimientos y bibliografía fueron de gran relevancia para el desarrollo del mismo.

TABLA DE CONTENIDO

<u>RESUMEN.....</u>	<u>5</u>
<u>INTRODUCCIÓN.....</u>	<u>7</u>
<u>CAPÍTULO 1: Antecedentes.....</u>	<u>19</u>
1.1 El efecto Mateo y la TMI en Uruguay.....	20
1.2 Principales antecedentes sobre los determinantes de la mortalidad infantil.....	26
2.1 La evolución de la TMI a lo largo del tiempo.....	44
2.2 Determinantes de la mortalidad infantil	46
<u>CAPÍTULO 3: Estrategia empírica</u>	<u>64</u>
3.1 Método de análisis.....	64
3.2 Variables e indicadores utilizados	81
3.3 Características de los datos utilizados.....	87
<u>CAPÍTULO 4: Evolución de las variables analizadas y resultados.....</u>	<u>98</u>
4.1 Evolución de las variables analizadas.....	98
4.2 Comportamiento de la TMI y análisis de sus determinantes.....	113
<u>COMENTARIOS FINALES.....</u>	<u>152</u>
<u>ANEXOS.....</u>	<u>162</u>
Anexo 1. Series utilizadas y Test de ADF	163
Anexo 2. Análisis de cointegración.....	171
Anexo 3. Causalidad en el sentido de Granger	174
Anexo 4. Modelos uniecuacionales	177

RESUMEN

Diversos trabajos a nivel internacional destacan el rol del gasto público (GP) y del producto interno bruto (PIB) por habitante como factores determinantes del descenso de la mortalidad infantil. No obstante, la evidencia no es conclusiva respecto a la relevancia de cada uno de estos factores.

El presente trabajo analiza para el caso uruguayo los vínculos entre la reducción de la tasa de mortalidad infantil (TMI), el crecimiento económico y el gasto público.

Asimismo, se analiza la forma en que la TMI desciende a lo largo del tiempo, más concretamente el vínculo entre los cambios en la TMI y sus niveles previos, con el fin de evaluar la presencia o no en Uruguay de lo que en la literatura se conoce como efecto Mateo, es decir, que los países que alcanzan bajos valores de mortalidad infantil logran reducciones mayores que aquellos en los que permanece en niveles elevados. Se realiza un análisis de series de tiempo con datos anuales disponibles hasta el momento (entre 1910 y 2004).

Para el período analizado, no se encontró evidencia de la existencia de relaciones estables de largo plazo entre la TMI, el PIB, el gasto público en salud y la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes. A corto plazo, se encuentra que en la mayor parte de las ecuaciones especificadas los

cambios en el PIB pierden relevancia para explicar los cambios en la TMI cuando se controla por los cambios en el GPS. Se encuentra una elasticidad en torno a -0,10 entre la TMI y el GPS y en torno a -0,50 entre la TMI y la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes.

A su vez, se encuentra que las intervenciones realizadas en el entorno de los años 1940 y 1980, donde se producen importantes cambios tanto de carácter tecnológico como en las políticas públicas de salud, resultaron también significativas para explicar los cambios en la TMI. Las conclusiones son robustas a la transformación realizada a la TMI. Finalmente, no se encuentra evidencia de la presencia del efecto Mateo en el país.

Palabras clave: Mortalidad infantil, gasto público, crecimiento económico, efecto Mateo, series de tiempo, Uruguay.

INTRODUCCIÓN

En la literatura económica sobre el tema existe un amplio consenso acerca de la relación entre la tasa de mortalidad infantil (TMI), diversos factores socioeconómicos y la existencia de intervenciones públicas (Sickles y Taubman, 1997). Precisamente debido a la vulnerabilidad de los niños menores de un año frente a condiciones socioeconómicas y ambientales, la TMI, que relaciona las defunciones de menores de un año respecto a los nacimientos de ese mismo año, es utilizada internacionalmente como una de las aproximaciones más importantes al estado de salud de una sociedad. Deaton y otros (2006), luego de una extensa revisión bibliográfica, encuentran que entre los determinantes relevantes de la TMI deben destacarse los programas específicos de gobierno, los avances tecnológicos en materia de salud, las mejoras en términos de acceso a agua potable y saneamiento, el nivel educativo de la población, en particular de las madres y el ingreso medio. En la misma línea, Abbas (2009) señala que tanto las políticas económicas como la promoción del crecimiento y el desarrollo social son condiciones necesarias para incrementar las chances de sobrevivencia, particularmente de los niños; y que si bien el impacto de estos factores es diferencial, lo que la evidencia indica es que no sólo importan los factores económicos, el ingreso *per cápita* y su distribución, sino que también son relevantes las condiciones sociales y culturales en las que viven las personas así como la provisión pública de servicios de salud. A la luz de estos resultados generales, este trabajo aborda la relación entre la TMI en

Uruguay y sus determinantes macroeconómicos, con especial énfasis en la relación entre el producto bruto por habitante, el gasto público, particularmente en salud, y la TMI. El presente trabajo aborda también un tema subsidiario, que refiere a la forma en que los cambios en la TMI dependen de sus valores previos, lo cual tiene implicancias en términos de si existe o no convergencia entre los países que ya alcanzaron bajas tasas de mortalidad y los que permanecen con niveles aún elevados. Finalmente, el hecho de que la TMI posea límites asintóticos afecta la forma en que se vincula con sus determinantes, aspecto que será también tenido en cuenta.

A continuación se introducen algunos de los aspectos más salientes de estas tres temáticas abordadas.

En los estudios empíricos sobre la mejora en la calidad de vida de la población, en particular sobre las reducciones significativas en la TMI a lo largo del tiempo, se ha puesto énfasis en determinar si las mismas fueron causadas por intervenciones públicas, es decir, por los retornos en salud de inversiones realizadas por los gobiernos; por un mayor grado de desarrollo, esencialmente medido a partir de las tasas de crecimiento del producto interno bruto por habitante; o si podrían ser resultado de otras fuerzas tales como la disminución de la fecundidad o los avances tecnológicos (Conley y Springer, 2001).

Si bien muchas veces se sugiere que mientras más alto el ingreso promedio de un país, más probable será que el mismo tenga una mayor esperanza de vida, menor mortalidad infantil, menor analfabetismo y de hecho, una mayor calidad de vida, esto es parcialmente cierto al menos por dos razones. Primero, el ingreso es sólo un medio, pues el bienestar de las personas depende del uso que se le da al ingreso y no solamente de su nivel. En efecto, la suficiencia de medios económicos no puede juzgarse independientemente de las posibilidades reales de las personas u hogares de transformarlos en capacidades para funcionar (Sen, 1999). Tanto la disponibilidad de servicios de cuidado de la salud como la naturaleza de los servicios médicos -públicos como privados- se encuentran entre las influencias más importantes sobre la vida y la muerte. Lo mismo ocurre con otros servicios sociales, incluida la educación básica y el acceso a los conocimientos médicos modernos (Sen, 1998). Segundo, la evidencia indica que la asociación entre un mayor ingreso y logros específicos no es lineal. Al respecto, Anand y Sen (1994) señalan que las variaciones en el ingreso habitualmente no explican más de la mitad de las diferencias en la esperanza de vida o en la mortalidad infantil entre países, y explican una proporción aún menor de las diferencias en las tasas de analfabetismo entre adultos. En el mismo sentido, en el emblemático Informe de Desarrollo Humano de 1990 se señala que mientras en 1987 el promedio de ingresos *per cápita* en el sur representaba sólo el 6% del promedio del norte, su esperanza de vida equivalía al 80% y su tasa promedio de alfabetismo al 44% (PNUD, 1990). Más recientemente, Molina y Purser (2010) encuentran

para un grupo de más de 100 países desarrollados y en desarrollo, que el ingreso no es un determinante significativo de los cambios en los componentes del Índice de Desarrollo Humano (IDH)¹ cuando se controla por el grado de urbanización, la fecundidad y la escolarización femenina.

Asimismo, puede decirse que hasta cierto punto la distinción entre el crecimiento económico y las intervenciones públicas de salud crea una falsa dicotomía, dado que el desarrollo mismo fortalece el Estado-nación, mejora las comunicaciones entre las naciones y por lo tanto facilita la transferencia de la tecnología médica y el avance científico. No obstante, este razonamiento deja sin respuesta la cuestión de si la disminución de la mortalidad fue un producto de cambios en el consumo privado o de la expansión de los programas públicos y avances técnicos, independientemente de si éstos a su vez fueron producidos por acontecimientos económicos. Es decir, aún si los programas públicos y cambios técnicos no fueran más que las variables intervinientes en la relación entre la mortalidad y el desarrollo, la importancia de su papel sigue requiriendo ser identificada (Preston, 1980).

En el caso de Uruguay, el país alcanzó tempranamente altos niveles de calidad de vida (medida a partir de buenos indicadores de salud y educación) que no parecen estar relacionados únicamente con la evolución del producto por habitante. En efecto, distintos estudios muestran que el

¹ El IDH es un índice compuesto que incluye indicadores de educación (tasa de alfabetización y de matriculación), de salud (esperanza de vida) y de medios (PIB per cápita).

mejor desempeño en materia de indicadores de salud y educación que en materia de ingresos por habitante es una constante histórica en Uruguay (Camou y Maubrigades, 2005),² reforzándose la idea de que el bienestar no puede ser aproximado exclusivamente por el PIB *per* cápita y que la explicación de la evolución de la calidad de vida en el país requiere la inclusión de otros determinantes (Bértola et al., 2007).

Asimismo, el país se ha destacado en la región debido a la emergencia de un sistema de bienestar público, cuyos orígenes se remontan al siglo XIX y cuya ampliación se dio en las primeras décadas del siglo XX (Azar y Bertoni, 2007). Esta construcción temprana de la matriz de bienestar uruguaya, se caracterizó por ser inclusiva de amplios sectores de la población y tuvo entre sus pilares la educación pública, la asistencia de salud pública, la protección del mercado de trabajo formal y las políticas de retiro de la fuerza de trabajo (Midaglia, 2000). En la década de 1970 se comienza a producir un cambio en las prioridades de la inversión social, que no implicaron el desmantelamiento de la políticas universales, sino el deterioro de algunos servicios, y el surgimiento de un nuevo conjunto de políticas focalizadas (Midaglia, 2005; Azar y Bertoni, 2007).³ Por tanto, se vuelve relevante

² A modo de ejemplo, Uruguay trepa 21 lugares en el ranking mundial en 1990 y 19 lugares en 2001 cuando se considera el IDH como elemento comparativo, en comparación con el ordenamiento que surge de considerar el producto por persona solamente (PNUD, 1991; PNUD, 2003). Estos cambios en el ordenamiento de los países no revisten la misma importancia en todos los casos. En la misma comparación, los cambios fueron también relevantes en el caso de Argentina y Chile pero no así en el caso de Brasil que pierde dos lugares en 1990 y un lugar en 2001 si se toman en cuenta sus avances en materia de educación y salud.

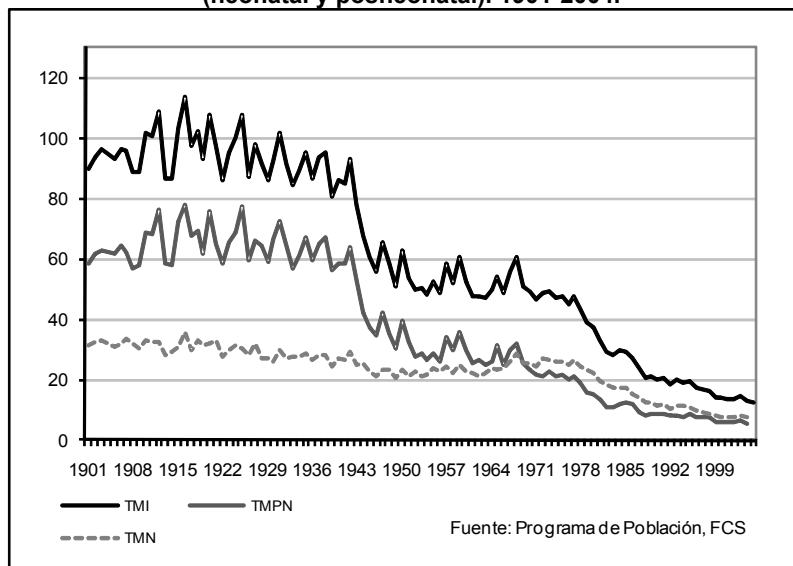
³ Cabe señalar que en los últimos años se han realizado importantes modificaciones a esta matriz de bienestar tradicional, particularmente en lo que refiere a protección social, dado el desfasaje entre la arquitectura del bienestar imperante y los riesgos sociales emergentes (Filgueira et al, 2005). Los cambios más relevantes se producen después de 2005, por lo que los mismos quedan fuera del presente análisis.

conocer cómo el Estado, a través de sus políticas de gastos, ha modificado el bienestar en Uruguay, y extraer lecciones de política de dicha experiencia. En particular, establecer si las intervenciones estatales constituyeron un factor clave en la explicación del significativo avance del país en la reducción de la mortalidad infantil desde décadas tempranas. Este es precisamente uno de los aspectos centrales abordado en el presente trabajo.

Estudios realizados sobre la mortalidad infantil en Uruguay, destacan la importancia del surgimiento temprano de un Estado de bienestar como factor relevante en la explicación de los bajos niveles de mortalidad infantil que presentaba Uruguay en el contexto mundial a comienzos del siglo XX. Al respecto Birn (2006) señala que el desarrollo temprano de un Estado de bienestar se vio reflejado al menos en dos cuestiones, la asistencia extendida a la escuela para ambos sexos y la importancia dada a la salud pública desde fines del siglo XIX (tanto en términos de las políticas implementadas como del gasto destinado a la salud).

Asimismo, en el entorno de los años 1944 y 1980, precedidos de períodos de estancamiento, se producen reducciones particularmente fuertes en la mortalidad infantil. Estos cambios en la TMI pueden observarse en la Gráfica 1. En la misma se presentan tanto la evolución de la TMI en Uruguay así como de sus componentes, la mortalidad neonatal (TMN), que se produce antes del mes de vida, y la posneonatal (TMPN), que se produce entre el mes y el año de vida.

Gráfica 1. Evolución de la tasa de mortalidad infantil y sus componentes (neonatal y posneonatal). 1901-2004.



Los estudios realizados en el país acerca de las causas de estos cambios, coinciden en señalar que los mismos se encuentran asociados a avances médicos y políticas públicas impulsadas en el entorno de dichos años (Birn et al, 2005; Birn, 2006; Cabella et al, 2007). En efecto, en las décadas de 1930 y 1940 se destaca la incorporación y expansión de grandes avances científicos en las terapéuticas con resultados curativos eficaces (plasmoterapia, sulfamidas y antibióticos) y sustanciales mejoras en la profilaxis de las enfermedades y en la atención médica al niño enfermo. Cabe señalar que también se producen otros cambios que han sido destacados como relevantes en la explicación de la misma, tales como mejoras en la calidad de la leche, aumento del salario real y mejoramiento de la infraestructura urbana. Por su parte, en las décadas de 1970 y 1980, primer período en el cual se produce un fuerte descenso de la tasa de mortalidad neonatal, confluyen la instalación de centros especializados en la

atención de neonatos de alto riesgo (tanto en la órbita pública como privada) así como la expansión del Programa Aduana⁴ y las campañas de promoción de rehidratación oral.

De lo anterior parecería inferirse que los períodos de descenso en la TMI estuvieron vinculados a intervenciones de política cuyos objetivos fueron difundir avances tecnológicos, en la terapéutica, así como con el impulso de nuevos programas de cuidado materno-infantil y el gasto público destinado a tal fin. Como se señaló anteriormente, este es precisamente uno de los aspectos que este trabajo busca contribuir a desentrañar y forma parte de un debate internacional sobre los principales determinantes del descenso de la mortalidad infantil.

Un aspecto a destacar es la evolución dispar de los componentes de la mortalidad infantil y la similar evolución de la mortalidad posneonatal y la mortalidad total, dado el peso de este componente en el total. Esta evolución diferencial se vincula con las distintas causas de muerte que afectan a neonatos y a niños entre un año y un mes de vida (posneonatal). Las muertes en neonatos dependen en mayor medida de causas endógenas, es decir que refieren a problemas relacionados con el embarazo y el parto como por ejemplo anomalías congénitas y malformaciones. En tanto las

⁴ El Programa Aduana comenzó a funcionar en el año 1974 y su objetivo fue asegurar el control de recién nacidos y lactantes luego del alta hospitalaria en Montevideo. Luego se expandió a escala nacional y tiene como objetivos asegurar el control y seguimiento del recién nacido, asegurar el control y seguimiento del lactante, asegurar el control de la puérpera adolescente, mejorar las condiciones de salud de las adolescentes madres, promoviendo el auto cuidado y facilitando el vínculo con los equipos de salud y prevenir un nuevo embarazo no deseado en las madres adolescentes.

muertes después del primer mes de vida refieren a problemas exógenos tales como enfermedades de origen infeccioso, entre las cuales la diarrea y las dolencias respiratorias han jugado históricamente un papel relevante (Rowley et al, 1993). Así, la mortalidad neonatal, es más difícil de evitar y requiere de fuertes inversiones en tecnología médica, en tanto la mortalidad posneonatal sería más sensible a medidas de salud pública menos costosas (por ejemplo vacunaciones), a la difusión de normas de higiene y al propio desarrollo del entorno ambiental, económico y social (Taucher, 1979). Por tanto, resulta relevante distinguir entre determinantes por tramos de edad al interior de la mortalidad infantil, lo cual será realizado en el presente trabajo. Cabe señalar que esta distinción no es totalmente satisfactoria. En efecto, existe un conjunto de causas de muerte que afectan tanto en el período neonatal como posneonatal, al tiempo que otro conjunto de causas de muerte, como las malformaciones de nacimiento, que se producen durante el período neonatal, causan la muerte en ambos períodos (Rowley et al, 1993).

Un aspecto adicional abordado en este trabajo refiere a la forma en que la TMI decrece en el tiempo, es decir, si su evolución adopta una forma más bien cóncava o convexa, aspecto debatido a nivel internacional. La controversia radica en determinar en qué medida las mejoras alcanzables en la reducción de la TMI dependen de sus niveles previos. Si bien podría pensarse que a medida que la TMI decrece, las reducciones posteriores serán cada vez menores, varios autores señalan que en el caso de la salud

la relación opera en sentido inverso. Esto se debe a que hay cierta evidencia empírica que indica que a lo largo del tiempo las reducciones de la mortalidad son mayores en regiones donde la TMI es ya baja, en tanto en regiones con alta mortalidad (como la africana), ésta se ha reducido muy poco o incluso ha crecido, lo cual se conoce como “efecto Mateo” (Dzakpasu, 2000). Este debate tiene implicancias de política relevantes dado que en general los estudios sobre el tema plantean que el efecto Mateo se vincula con la inequitativa distribución de recursos destinados a la salud y tecnologías médicas que producirían divergencias entre países ricos y pobres, divergencias que podrían acentuarse o reducirse en función del rol jugado por el sistema público de cuidados de salud disponible en cada país. A la luz de este debate, se analizará la forma en que la TMI se redujo en el tiempo en Uruguay.

Finalmente, el hecho de que la TMI se encuentre acotada, es decir que alcance valores máximos y mínimos, conduce a presumir que la relación entre ésta y sus determinantes es no lineal. Este tema fue introducido inicialmente por Preston (1975), quien establece a partir de un estudio de varios países en tres décadas del siglo XX, que la relación entre la mortalidad y la renta nacional es no lineal ajustando una función logística entre ambos (utilizando como indicador de mortalidad la esperanza de vida). Si bien esta relación no lineal está ampliamente difundida como hecho estilizado, la forma que debe asumir la transformación de la TMI, o de sus determinantes, para obtener esa relación no lineal entre ambos es un tema

aún en debate. Esta temática no fue abordada en los estudios sobre Uruguay hasta el momento y será tomada en cuenta en el presente trabajo dado que suponer una relación lineal podría llevar a sobreestimar los resultados en períodos de alta mortalidad y subestimar los mismos en períodos de baja mortalidad.

En suma, en el presente trabajo se analizan los determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil en Uruguay, con especial énfasis en la relación entre la TMI, el PIB y el gasto público, particularmente el gasto en salud. A lo largo del trabajo se intenta contribuir a evaluar el rol que desempeñaron el gasto público y el crecimiento económico en la explicación de los bajos niveles de mortalidad infantil alcanzados por Uruguay desde comienzos del siglo XX. Asimismo, se analizará la forma en que la TMI desciende a lo largo del tiempo, es decir, la presencia o no de del efecto Mateo en el caso uruguayo y la relación que asume con sus determinantes.

El abordaje del tema se realizará desde una perspectiva macroeconómica, basada en el análisis de series de tiempo, el cual permite investigar la existencia de relaciones de largo plazo entre la TMI y algunas covariables, así como las dinámicas de corto plazo que surgen de la estimación de modelos uniecuacionales. Una ventaja adicional, consiste en que esta metodología permite analizar la existencia de cambios estructurales a lo largo del tiempo, asociados con cambios institucionales, implementación de programas públicos, cambios en la legislación, etc. Cabe señalar que si bien

los estudios de caso, salvo por los vinculados a países con desempeños excepcionales como el de Sri Lanka, no son habituales en la literatura sobre el tema, los mismos aportan información relevante. Esto se debe, entre otros, a que la especificidad de los procesos seguidos por los distintos países puede no ser pasible de ser generalizable, tal y como se realiza en los estudios realizados para varios países analizados conjuntamente. Como se verá seguidamente, los resultados obtenidos a partir de análisis de paneles de países o de estudios transversales de países, presentan dificultades vinculadas a los países que se incluyen en la muestra y al período considerado.

En lo que sigue, el trabajo se organiza de la siguiente manera. En el Capítulo 1 se sistematizan algunos de los principales antecedentes sobre los determinantes de la evolución de la mortalidad infantil y el debate sobre la forma funcional que toma su descenso, tanto a nivel internacional como nacional. En los Capítulos 2 y 3 se presenta el marco teórico y la estrategia empírica. Los principales resultados se presentan en el Capítulo 4, para culminar con algunas reflexiones finales. El trabajo dispone a su vez de 4 Anexos. En el Anexo 1 se presentan las series de determinantes utilizadas y los resultados del test de Dickey Fuller Aumentado, en el Anexo 2 se recogen los resultados de los test de cointegración, en el Anexo 3 se encuentran los resultados del test de causalidad de Granger y finalmente en el Anexo 4, se exhiben las salidas de la estimación de los distintos modelos uniecuacionales y una breve reseña de los test utilizados.

CAPÍTULO 1: Antecedentes

Tanto el declive de la mortalidad infantil como sus determinantes han sido ampliamente abordados a nivel internacional, particularmente en lo que refiere al siglo XX. No obstante, en los estudios sobre determinantes de la mortalidad infantil, resultan escasos los análisis intra país, en particular los realizados con series de tiempo. Al tiempo que no todos los estudios incorporan variables que reflejen el gasto público entre los determinantes a ser analizados. Asimismo, si bien existen varios antecedentes para Uruguay que abordan la temática de los determinantes de la TMI y las causas asociadas a su declive y estancamiento, los mismos tienen mayormente un abordaje histórico demográfico, siendo muy escasos los estudios de tipo económico y en particular de series de tiempo. A su vez, estos últimos, no incorporan entre los determinantes analizados indicadores de gasto público. Un problema de esta omisión, consiste en que se podía atribuir al PIB por habitante una relación causal con la TMI que en realidad corresponde al gasto público, particularmente al gasto en salud. Cabe señalar que la serie de gasto público en salud y de gasto público corriente utilizadas en el presente trabajo, fueron completadas para la totalidad del siglo recientemente, en el año 2007.

A continuación se presentan, en primer lugar, los resultados de algunos estudios que abordan la controversia acerca de cómo el nivel de la TMI afecta la tasa de declive de la misma, es decir, la forma en que se relacionan las mejoras en el estado de salud de una población con el estado de salud previo (sección 1.1). Seguidamente se presentan los principales antecedentes respecto al análisis de determinantes a nivel internacional, con especial énfasis en los trabajos que abordan el vínculo entre la TMI, el PIB por habitante y el gasto público en salud, y nacional (sección 1.2).

1.1 El efecto Mateo y la TMI en Uruguay

La primera referencia al efecto Mateo realizada en las ciencias sociales fue realizada por Robert Merton en 1968 (Dzakpasu et al, 2000) para referirse al fenómeno por el cual los responsables para la asignación de recursos para investigación se lo otorgan en mayor medida a los científicos ya famosos, reduciendo las cantidades disponibles para los menos reconocidos por trabajos comparables.

En referencia a la salud, el término fue incorporado por Hart en 1971, el cual introduce la idea de “ley inversa de cuidados”, ejemplo específico del efecto Mateo, cuando plantea que la disponibilidad de buena atención médica tiende a variar inversamente con la necesidad de la población. A esto se sumaría que en las zonas con más enfermedades y mortalidad, el personal médico tiene más trabajo, menos apoyo de los centros asistenciales, y tienden a heredar tradiciones con menor eficiencia clínica que las

disponibles en áreas saludables, los médicos tienen más carga con menos personal y equipo, edificios más obsoletos, y sufren crisis recurrentes en la disponibilidad de camas y la sustitución del personal (Hart, 1971).

Esta evidencia contrasta claramente con la presentada en el Informe de Desarrollo Humano de 2010 (PNUD, 2010), donde se establece que en las naciones en desarrollo, la esperanza de vida aumentó en tan sólo medio siglo un número de años similar al que se verificó en los países hoy desarrollados en 300 años. Si bien los procesos se repitieron en muchos aspectos, ya que numerosos países procesaron la transición epidemiológica, es decir, un cambio en el patrón de morbilidad y mortalidad que dentro de sus propias trayectorias de desarrollo, la experiencia de los países en desarrollo fue muy diferente. Las innovaciones en medicina y las intervenciones de salud pública se transfirieron rápidamente desde los países desarrollados, beneficiando a millones de personas (PNUD, 2010). Asimismo, por ser pioneros en la materia, las mejoras en el abastecimiento de agua potable, alcantarillado e inmunización demoraron muchos años en los países occidentales e inicialmente tuvieron un costo altísimo y los medios eficaces de prevención solían descubrirse bastante tarde. Por ejemplo, la vacuna contra la tuberculosis nunca fue utilizada masivamente en Estados Unidos, porque fue descubierta recién en 1927, cuando la enfermedad ya había sido prácticamente erradicada. Al tiempo que los países pobres se beneficiaron de la rápida propagación de estos avances cuando su costo se había reducido considerablemente.

Por su parte, Joseph (1989) realizó un estudio descriptivo para 122 países acerca de la paradoja de que poblaciones con un bajo nivel de la salud parecen lograr sólo escasas mejoras con el tiempo, mientras que aquellos con un buen nivel de salud parecen mostrar una mejora continua y sustancial. Joseph examina cómo la magnitud de la mejora en el estado de salud de una población parece estar relacionada con el nivel de salud anterior de que la misma, dado que, según el autor, las comunidades que han logrado un buen nivel de salud tienden a hacer más mejoras a un ritmo rápido, mientras que aquellos con un bajo nivel de salud, incluso pueden mostrar un deterioro con el tiempo. Concretamente analiza la evolución de la TMI entre 1965 y 1985. Comparando el gasto realizado por cada país en salud, en relación al gasto realizado en defensa, encuentra que el flujo relativo de recursos destinados a los cuidados de la salud sigue la ley inversa descrita por Hart. En efecto, las poblaciones de los países cuyo estado de salud era bueno (en función de la baja mortalidad infantil) recibieron entradas adicionales de recursos para mejorar su salud, mientras que las poblaciones de los países cuyo estado de salud era pobre al inicio del período analizado, sufrieron una disminución del gasto destinado a la salud.

Dzakpasu y otros (2000), encuentran resultados contrapuestos. En base al análisis de la TMI, los autores analizan si la magnitud de las mejoras en el estado de salud de una población con el tiempo dependen de su estado de

salud anterior. El estudio se realiza para 12 provincias del Canadá entre los períodos 1961-1965 y 1991-1995, y para 133 países entre 1960 y 1995. Encuentran que las provincias canadienses y territorios con mayores tasas de mortalidad infantil en 1961 – 1965, experimentaron grandes mejoras en el tiempo respecto a las provincias y territorios que presentaban menores tasas de mortalidad infantil entre 1961 y 1965. En contraste, el análisis internacional de tasas de mortalidad infantil mostró que los países con mayores tasas de mortalidad infantil en 1960 tendieron a experimentar las reducciones más pequeñas. Dicho de otro modo, la relación entre las mejoras en los niveles de mortalidad infantil y sus niveles previos, resultó negativa en el caso de las provincias canadienses, y positiva para la mayoría de los otros países bajo estudio. Como resultado de estas tendencias, las diferencias regionales de mortalidad se redujeron en Canadá, mientras que aumentaron a nivel internacional. Esta evolución seguida por las provincias canadienses se debería, según los autores, a las políticas emprendidas por el gobierno a mediados de los años 1960 que buscaron garantizar un acceso igualitario al sistema de salud en todas las regiones, en particular el hecho de asegurar un presupuesto similar en términos per cápita a través de las distintas provincias del país. Si bien los resultados obtenidos a nivel internacional son más difíciles de interpretar, los autores aventuran algunas hipótesis, entre las que destacan la reducción del gasto destinado a salud en relación al gasto destinado a defensa, característica comúnmente presente en los países con un pobre desempeño.

Finalmente, Bishai y otros (2007) estudian para 21 países de Europa y América Latina, entre los años 1870 y 1988, si las reducciones en la TMI son mayores o menores a medida que la misma desciende en el tiempo. Encuentran, que las series de TMI se caracterizan por la presencia de una raíz unitaria, es decir que el porcentaje de cambio en la TMI no se encuentra vinculado con el nivel previo alcanzado por la misma. Este resultado indicaría que las innovaciones producidas en materia de salud tienen efectos que tienden a propagarse en el tiempo más que a diluirse y que el nivel alcanzado por la tasa de mortalidad infantil en un determinado momento se debe al conocimiento acumulado de las mejores prácticas en la atención en salud infantil. Los resultados encontrados son robustos a especificaciones alternativas acerca de la estructura de rezagos de la TMI y a distintas transformaciones de la TMI (logarítmica y logística).

Por tanto, la evidencia empírica no es concluyente acerca de la presencia o no del efecto Mateo aplicado al descenso de la mortalidad infantil, encontrándose respuestas contradictorias en los distintos trabajos sobre el tema, en función entre otros, de las características de los países que se analizan y de los períodos de tiempo considerados. Al respecto Bishai y otros (2007) señalan que mucha de la evidencia encontrada a favor del efecto Mateo, por ejemplo la encontrada por Dzakpasu y otros (2000), se relaciona con la inclusión de países con frustrantes desempeños como los de África Subsahariana. En la misma línea, en el último Informe de Desarrollo Humano mundial (PNUD, 2010) se destaca que los que avanzan

más lentamente en desarrollo humano en los últimos años son los países afectados por la epidemia del VIH-SIDA en África Subsahariana y los que conformaban la ex Unión Soviética, donde la mortalidad de adultos va en aumento. El resto de los países pobres analizados tendieron a acercarse a los países ricos en términos de desarrollo humano medido a partir del IDH, aunque existe una importante heterogeneidad de resultados (se analizan los resultados en más de 130 países). Esta convergencia presenta un escenario mucho más optimista que la perspectiva que sólo observa las tendencias de ingreso, donde predomina la divergencia. En particular la convergencia se estaría dando en términos de salud y se señala que las tasas de mortalidad se han reducido a mayor velocidad entre infantes y niños que entre adultos. La brecha se redujo casi 20% entre las naciones en desarrollo y las desarrolladas durante el período 1990-2010 y en alrededor de 25% desde 1970. Las pruebas estadísticas realizadas confirman que los límites superiores que caracterizan a las variables incluidas en el IDH no son las que generan la convergencia y que incluso si contribuyesen a ella, el resultado aún sería válido, es decir la situación en materia de salud y educación se está asemejando cada vez más entre países pobres y ricos. Molina y Purser (2010) por su parte, en base a un estudio realizado para 111 países desarrollados y subdesarrollados para un período de 35 años y utilizando los componentes del IDH como indicadores de referencia, encuentran evidencia de convergencia entre los países pobres y ricos para el período comprendido entre 1970 y 1990 en términos de esperanza de vida y alfabetización.

Una forma de arrojar luz sobre esta discusión, es comprender los determinantes de la evolución de la TMI en el tiempo, sobre lo cual se avanza en la sección siguiente.

1.2 Principales antecedentes sobre los determinantes de la mortalidad infantil

Los estudios nacionales e internacionales sobre el tema pueden clasificarse a partir de su enfoque micro o macro económico. Los estudios macroeconómicos se centran en los vínculos entre variables contextuales a nivel de país y la TMI, por ejemplo las diferencias entre los efectos de distintas variables sobre la TMI según el nivel de desarrollo del país, analizando el rol de factores tales como la infraestructura, la tasa global de fecundidad, el nivel educativo de las mujeres, la existencia de aborto legal, el gasto en salud, la desigualdad de ingresos, las tasas de desempleo, etc. En cambio, los estudios microeconómicos se focalizan en variables individuales, que reflejan características individuales y de comportamiento tales como los controles realizados durante el embarazo, factores demográficos tales como la raza y la condición de inmigrante, la educación de la madre, la edad materna, el nivel socioeconómico y, particularmente, en el peso al nacer.

Si bien los antecedentes relevantes para el presente estudio sobre los determinantes de la mortalidad infantil son los que tienen un enfoque

macroeconómico, para el caso uruguayo se sistematizan todos los antecedentes sobre el tema dado que, pese a que abordan períodos muy recientes, en los estudios realizados a partir de microdatos se analiza el rol de los controles médicos durante el embarazo, el mecanismo de atención del parto y otras variables que podrían estar dando cuenta en forma indirecta de factores asociados al gasto público.

1.2.1. Internacionales

Desde una perspectiva macroeconómica, se destacan en primera instancia un grupo de trabajos que se focalizan o bien en la relevancia del crecimiento económico (o el ingreso) o bien en la relevancia del gasto público para explicar el descenso de la TMI, al tiempo que otros se centran expresamente en estimar la relevancia del PIB frente a distintos indicadores de gasto. Estos últimos trabajos son de gran importancia para la presente investigación debido a que se centran en aspectos similares a las preguntas que se abordan en este trabajo. Mayoritariamente estos estudios analizan los determinantes de la mortalidad infantil a través de la experiencia de varios países considerados conjuntamente, aunque existen algunos análisis de caso, en particular los que abordan la experiencia de algún país con un desempeño excepcional, como es el caso de Sri Lanka.

El crecimiento económico (o el ingreso *per cápita*), es ampliamente reconocido como factor relevante para explicar el estatus de salud de una

población, y en particular en relación con la mortalidad infantil. Pritchett y Summers (1996), utilizando variables instrumentales y efectos fijos con datos de panel para los años 1960-1985, encuentran que la elasticidad ingreso de la mortalidad infantil varía entre 20% y 40% para los países en desarrollo analizados.

Por su parte, Filmer y Pritchett (1997) a partir de un estudio econométrico utilizando datos transversales de países con distintos niveles de ingresos medios, encuentran que alrededor del 95% de la variación en la mortalidad infantil es explicada por el ingreso, su distribución, la educación de la madre y otros factores culturales, siendo el gasto público en salud un factor de menor relevancia. A su vez destacan que para realizar una correcta interpretación de los resultados empíricos encontrados y sus implicancias de política, deben tenerse en cuenta tres aspectos: el costo efectividad del gasto público, la eficiencia del sector público y el impacto neto de la provisión pública.

Goldstein (1985) realiza un estudio sobre los determinantes de la mortalidad infantil en 116 países de distinto ingreso medio entre los años 1950 y 1980. Encuentra que existe una conexión entre el crecimiento económico y la TMI, a la cual denomina “*plateau curve*”, y que los diferentes países siguen trayectorias distintas que implican un distinto grado de “eficiencia” para alcanzar mejoras en la mortalidad infantil para un determinado nivel de ingreso medio. Esta eficiencia se encontraría vinculada con aspectos tales

como la distribución del ingreso y el acceso a la educación, pero no con los niveles de gasto público en salud.

Kakwani (1993), en un estudio realizado para 80 países en desarrollo entre 1971 y 1990 encuentra que el nivel y cambio del PIB *per cápita* son relevantes para explicar la TMI y la esperanza de vida de los países subdesarrollados. Señala además que, dado que tanto el nivel del PIB *per cápita* (rezagado) como su variación influyen en los indicadores utilizados (en particular en la TMI), la caída en el producto tiene efectos tanto en el presente como en futuros períodos. Así el efecto de las crisis de los años 1980 sobre África y América Latina, podrían haber retrasado los progresos en materia de mortalidad en dichas regiones. Reconoce, no obstante, que existe una importante variación no explicada en el modelo utilizado, que debe ser interpretada en base a otros determinantes. Cabe señalar que no utiliza indicadores de gasto público, en particular de gasto en salud, salvo para analizar el caso excepcional de Sri Lanka. En efecto, Kakwani se introduce explícitamente en el debate iniciado por Isenman y Sen en los años 1980 acerca de la relevancia del gasto público para entender el desempeño de dicho país en materia de indicadores de salud y educación. El autor concluye que Sri Lanka constituye un caso excepcional en cuanto a la relación entre sus desempeños en salud y educación y el producto por habitante. No obstante, el gasto público no sería el principal factor explicativo del desempeño sobresaliente de dicho país dado que en los años

1980, cuando el gasto público se reduce en forma considerable, los indicadores de salud y educación no se deterioraron.

Es precisamente a partir de los artículos pioneros de Isenman (1980) y Sen (1981), que atribuyeron el excepcional desempeño de Sri Lanka en materia de indicadores de calidad de vida a las políticas de bienestar llevadas adelante por el gobierno, que encontramos una línea de estudios de particular interés para el presente trabajo, dado que destacan el rol del gasto público en el descenso de la mortalidad.

Según señalan Anand y Ravallion (1993), tanto en la discusión académica como política sobre el rol del de la intervención del gobierno, el caso de Sri Lanka es un caso de estudio. Esto se debe a que el país tuvo un excepcional desempeño en materia de educación y salud que se atribuye a la intervención gubernamental en las áreas de la salud, la educación, subsidios alimenticios y otras áreas del bienestar. En particular destacan que la TMI cae rápidamente en un período en el cual se incrementa fuertemente el gasto en salud y el PIB crece muy poco. Si bien, como se mencionó previamente, Kakwani (1993) señala que el desempeño excepcional del país se mantiene intacto en los años 1980 luego de que importantes políticas de recorte de gasto fueran llevadas adelante, reconoce que podría deberse a que el tiempo transcurrido haya sido demasiado corto como para que los efectos a largo plazo de los recortes de los gastos se hayan dejado sentir.

Anand y Ravallion (1993), realizan una investigación para un grupo de 22 países subdesarrollados y encuentran que cuando controlan por la incidencia de la pobreza y gasto público en salud, la correlación parcial entre esperanza de vida e ingresos medios para los países analizados deja de ser significativa. En efecto, la relación positiva entre esperanza de vida e ingresos se desvanece enteramente cuando se establece una regresión de la esperanza de vida sobre la incidencia de la pobreza, el gasto público en salud y la media de ingresos. Particularmente para el caso de Sri Lanka, destacan los logros alcanzados en materia de salud a partir de la intervención pública, y con independencia del crecimiento económico, en la medida que los principales logros fueron alcanzados en períodos de bajo crecimiento e incluso de caída del producto.

Por su parte, Pampel y Pillai (1986) a partir de datos longitudinales y transversales para 18 países desarrollados entre 1950 y 1975, encuentran que la educación de la madre y el desempleo son indicadores relevantes tanto para explicar la mortalidad infantil en general como para la neo-natal y post-neonatal, al tiempo que el PIB, el porcentaje de población que vive en áreas urbanas, la cantidad de médicos y el gasto público también resultaron relevantes. El gasto público, que fue medido a partir de tres variables (gastos médicos, salud pública y beneficios sociales) resultó significativo aún controlando por una cantidad relevante de variables, incluidos el PIB y la cantidad de médicos.

Conley y Springer (2001) muestran que el gasto en salud realizado por parte del gobierno se encuentra significativa y negativamente asociado a la TMI considerando distintos modelos que incorporan posibles rezagos en el impacto del gasto sobre indicadores de salud para un grupo de países desarrollados. Señalan a su vez que cuando se controla por el gasto público en salud a lo largo del tiempo, el efecto del PIB *per cápita* deja de ser significativo.

Deaton y otros (2006) realizan una extensa revisión bibliográfica de estudios empíricos sobre los determinantes de la mortalidad en distintos países y a lo largo del tiempo. Los autores concluyen que entre los determinantes relevantes se encuentran los programas específicos de gobierno, los avances tecnológicos en materia de salud así como las mejoras producidas en el acceso a agua potable y saneamiento, y el nivel educativo de la población, en particular de las madres. Cabe señalar que la evidencia a favor de la importancia de la educación de las madres sobre la mortalidad infantil ha llevado a distintos autores a sostener que la educación puede ser el servicio público cuyo desarrollo tenga un mayor impacto en la reducción de la mortalidad infantil.

Por último, Abbas (2009), en un estudio de series de tiempo para Pakistán entre los años 1972 y 2006, encuentra que tanto el ingreso y su distribución, como la disponibilidad y acceso a los servicios de salud son relevantes para determinar el estado de salud de la población, tanto en lo que refiere a

esperanza de vida como a la TMI. En el caso de la TMI se encuentran elasticidades de largo plazo de -0,26 respecto al PIB *per cápita* y de -0,11 en relación al gasto público en salud *per cápita*.

Asimismo, en relación al gasto en salud, también se encuentra evidencia acerca de su particular relevancia para explicar el descenso de la TMI entre los pobres. Bidani y Ravallion (1997) para un grupo de 35 países subdesarrollados, descomponen distintos indicadores de salud y educación, entre ellos la TMI, para subgrupos de la población (pobres y no pobres), con el fin de incorporar efectos distributivos. El estudio se centra en detectar los efectos diferenciales del gasto público en salud y en educación primaria sobre el estado de salud de los pobres y los no pobres y encuentran que la población pobre en los países subdesarrollados tiene un estatus de salud peor y que el impacto del gasto público en la salud es mayor que para la población no pobre. Argumentan que esto se debería a una mayor facilidad por parte de los no pobres para sustituir gasto público por privado. Este hallazgo refuerza la idea de que es necesario proteger el gasto público en salud básica y en educación durante tiempos de contracción fiscal; no hacerlo podría implicar grandes costos para los sectores vulnerables.

En la misma línea, Gupta y otros (2001) utilizando técnicas de descomposición similares a las de Bidani y Ravallion (1997) a partir de datos transversales para 70 países, proporcionan evidencia acerca de que el estatus de salud es mucho peor en los países pobres y que el gasto público

en salud es más importante para la salud de los pobres en países de bajos ingresos que en los países de ingresos altos, lo que sugiere una mayor rentabilidad sobre el gasto sanitario en los primeros países en comparación con el último grupo.

Issa y Ouattara (2005) señalan que los hallazgos de Bidani y Ravallion (1997) y Gupta y otros (2001) sobre la relevancia del gasto público en la TMI según el proceso de desarrollo, tienen importantes implicancias de política. Por tal motivo se proponen estudiar la importancia del gasto privado y público en países con distintos niveles de desarrollo. Así, desglosan los gastos de salud en privados y públicos para un grupo de 160 países, divididos según su nivel de ingresos. Empleando técnicas de datos de panel entre 1980 y 2000, encuentran que existe una fuerte relación negativa entre los gastos de salud y la TMI y que este efecto se canaliza a través del gasto público a niveles de bajo desarrollo y a través del gasto privado en países de alto desarrollo. También encuentran una fuerte relación negativa entre la TMI, el ingreso *per cápita* y la educación de la madre. Finalmente señalan que el pobre desempeño del gasto en salud pública para explicar los cambios en la mortalidad infantil encontrado en los trabajos de Filmer y otros (1997), se obtiene sobre un grupo de 173 países de diferentes niveles de ingresos medios, por lo cual el impacto positivo sobre los países en desarrollo se verá amortiguado por un impacto insignificante en los países de mayor desarrollo.

En síntesis, existe un importante número de trabajos empíricos que resaltan la relevancia del gasto en salud como factor explicativo del descenso de la mortalidad, en particular de la mortalidad infantil, así como también destacan la forma en qué se asignan los recursos generados en un país. Si bien la evidencia no es concluyente, estos resultados llevan a pensar que no solamente es relevante la generación de recursos, importa también su asignación, y en particular la porción destinada a la provisión de servicios públicos (Cuadro 1).

Cuadro 1: Resumen de antecedentes internacionales

Autores	Período analizado	Tipo de estudio	Tipo de Países	Principales variables	¿Utiliza indic. de gasto	Principal resultado
Summers y Pritchett (1996)	1960 - 1990	Panel de países	Países de ingreso medio y bajo	TMI, esperanza de vida y PIB per cápita	No	La elasticidad ingreso de la TMI se encuentra entre 20% y 40%
Goldstein (1985)	1950-1980	Panel de países	Países de distinto ingreso medio	TMI, PIB per cápita, distribución del ingreso, gasto público en salud, educación, diferencias culturales regionales y en el estadio de desarrollo	Si	Encuentra que existe una conexión entre el crecimiento económico y la TMI y que los diferentes países siguen trayectorias distintas que implican un distinto grado de "eficiencia" para alcanzar mejoras en la mortalidad infantil para un determinado nivel de ingreso medio. Esta eficiencia no se encontraría vinculada con los niveles de gasto público en salud.
Filmer y Pritchett (1997)	1990	Transversal varios países	Países de distinto ingreso medio	TMI, PIB per cápita, educación femenina, distribución del ingreso, acceso al agua potable, porcentaje de población urbana y musulmana, factores etnolingüísticos, país tropical, proporción del gasto en salud en el producto	Si	95% de la variación en la mortalidad infantil es explicada por el ingreso, su distribución, la educación de la madre y otros factores culturales, siendo el gasto público en salud un factor de menor relevancia. La elasticidad ingreso de la TMI es de 60%
Kakwani (1993)	1971-1990	Panel de países	Países de ingreso medio y bajo	TMI, esperanza de vida y PIB per cápita	No	El PIB es relevante para explicar los cambios en la TMI, la elasticidad ingreso de la TMI ronda el 50%
Anand y Ravallion (1993)	1985	Panel de países y series de tiempo	Países de ingreso medio y bajo	Esperanza de vida, PIB per cápita y gasto en salud, pobreza	Si	La relación positiva entre esperanza de vida e ingresos se desvanece enteramente cuando se establece una regresión de la esperanza de vida sobre la incidencia de la pobreza, el gasto público en salud y la media de ingresos
Pampel y Pillai (1986)	1950-1975	Panel de países	Países de ingresos altos	TMI, educación femenina, desempleo, PIB per cápita, gasto en salud, población urbana	Si	El gasto público resultó significativo aún controlando por una cantidad relevante de variables, incluidos el PIB y la cantidad de médicos.
Conley y Springer (2001)	1950-1992	Panel de países	Países de ingresos altos	TMI, porcentaje de población urbana, tasa global de fecundidad, porcentaje de la población por encima de 65 años, desempleo, PIB per cápita, gasto público, distribución del ingreso, porcentaje de nacidos con bajo peso en el total	Si	El gasto en salud se encuentra significativa y negativamente asociado a la TMI, a su vez que cuando se controla por el gasto público en salud, el efecto del PIB per cápita deja de ser significativo. Un incremento de 1% en el gasto en salud produce una caída de entre 0,13% y 0,35% de la TMI dependiendo del modelo.
Abbas (2009)	1972-2006	Serie de tiempo	Estudio para Pakistán	TMI, esperanza de vida, PIB per cápita, distribución del ingreso, gasto en salud, médicos per cápita, desempleo	Si	Tanto el ingreso y su distribución, como la disponibilidad y acceso a los servicios de salud son relevantes para determinar el estado de salud de la población
Bidani y Ravallion (1997)	1990	Panel de países	Países de ingreso medio y bajo	TMI, esperanza de vida, gasto en salud, educación primaria y pobreza	Si	El impacto del gasto público en la salud es mayor para la población pobre
Gupta y otros (2001)	1995	Transversal varios países	Países de distinto ingreso medio	TMI, esperanza de vida, gasto en salud, educación primaria y pobreza	Si	El gasto público en salud es más importante para la salud de los pobres en países de bajos ingresos que en los países de ingresos altos
Issa y Ouattara (2005)	1980-2000	Panel de países	Países de distinto ingreso medio	gasto público y privado en salud como porcentaje del PIB, PIB per cápita, educación femenina, emisiones de CO2	Si	Existe una fuerte relación negativa entre los gastos de salud y la TMI y que este efecto se canaliza a través del gasto público a niveles de bajo desarrollo y a través de los gastos privados en países de alto desarrollo

Fuente: elaboración propia

1.2.2 Nacionales

Al iniciarse el siglo XX la tasa de mortalidad infantil había alcanzado en Uruguay valores del orden de 100 por mil, únicamente comparables con los de Suecia y Noruega (Birn et al, 2005). No obstante, la mortalidad infantil uruguaya permaneció estancada hasta casi 1940. Precisamente uno de los centros de atención de demógrafos e historiadores a la hora de analizar la evolución de la mortalidad infantil en el país y sus determinantes socioeconómicos, ha sido el estancamiento en el descenso de la TMI en la primera mitad del siglo XX. Según señalan Birn y otros (2003), para los cuatro principales epidemiólogos del país,⁵ en ese período el estancamiento de la caída en la mortalidad infantil de Uruguay se explica por un conjunto de factores sociales, económicos y culturales, entre los cuales se encontraba el bajo nivel educativo de las madres pero también deficiencias de la vivienda, la mala calidad de la leche comercializada, la pobreza y los problemas de higiene y la falta de coordinación institucional.

En un estudio posterior (2006), Birn y otros combinan el análisis socio-histórico de las series estadísticas oficiales con la perspectiva médico-salubrista especializada del período, concentrándose en las principales causas de muerte en la primera mitad del siglo XX. Encuentran que a partir de la enumeración de los distintos factores que inciden en la mortalidad infantil parece evidente la necesidad de interpretar su descenso dentro de un

⁵ Se refiere a Joaquín de Salterain, Julio Bauzá, Augusto Turenne, y Luis Morquio.

marco explicativo multicausal. Destacan entre las causas mencionadas el acondicionamiento de la infraestructura de la ciudad (saneamiento, agua corriente) que amortiguó las consecuencias de la urbanización; sustanciales mejoras en la calidad de la leche, principalmente en Montevideo; probables adelantos en la educación de las madres en conocimientos de higiene y puericultura; mejor atención médica y profiláctica al niño enfermo y, finalmente, mejoras en las condiciones de vida en general (aumento del salario real, legislación social y laboral favorable). Cabe destacar que estas relaciones causales no son exploradas mediante técnicas de análisis causal cuantitativo.

Dentro de los análisis cuantitativos sobre el tema y desde una perspectiva macroeconómica, el principal antecedente para esta investigación es el trabajo realizado por Birn y otros (2009). En este estudio se investiga la influencia de los determinantes socioeconómicos, médicos y de salud pública sobre diferentes medidas de la mortalidad infantil (neonatal, posneonatal, causas de muerte y TMI), mediante un análisis de series de tiempo para el período 1901-2004. Incluyen como variables explicativas la tasa de fecundidad general,⁶ el PIB *per cápita*, la educación (medida a través de la tasa de matriculación combinada), el número de médicos cada 10.000 habitantes y el número de conexiones de agua potable cada 1.000 habitantes. Se analizan tanto las posibles tendencias comunes a largo plazo entre las tasas de mortalidad infantil y algunas covariables, así como

⁶ Se define como el número de nacimientos sobre la población femenina en edad reproductiva (entre 15 y 49 años).

modelos uniecuacionales para investigar los determinantes de la dinámica de corto plazo de la serie.

Respecto al análisis de cointegración, encuentran que existe una relación de largo plazo entre la TMI, la tasa de fecundidad general y la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes. No obstante, la relación es negativa en ambos casos, lo cual contradice lo esperable en términos teóricos en el caso de la tasa de fecundidad general. En cuanto a los modelos uniecuacionales, encuentran que las variaciones del PIB están en general negativa y significativamente correlacionadas con los cambios en la mortalidad infantil (excepto con la TMPN y las muertes producidas por enfermedades respiratorias). Si bien no incluyen indicadores de gasto público en el análisis, también resultaron significativas las variables binarias que representan cambios de nivel en el entorno de 1944 y 1987, generalmente asociados a intervenciones públicas en salud y cambios en la tecnología médica. Esto sería un indicio de la relevancia de las políticas públicas aplicadas en dichos años y que fueron ampliamente descritas en los estudios histórico-demográficos sobre el descenso de la mortalidad infantil en el país. Finalmente, resulta mayormente significativo y con el signo esperado los cambios en la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes, siendo su impacto el más relevante entre las covariables analizadas.

En contraste con estos resultados, no se encontraron mayores efectos de la educación (medida a través de la tasa de matriculación) y las conexiones a

agua potable. El resultado encontrado para la tasa de fecundidad general no estuvo de acuerdo a lo esperado, dado que resultó significativa pero nuevamente con el signo contrario al esperable.⁷ Cabe señalar que todas las estimaciones se realizan utilizando la transformación logarítmica en todas las variables analizadas, es decir, se especifican modelos con elasticidad constante.

A nivel nacional finalmente se encuentra un grupo de trabajos que estudian los micro determinantes de la TMI. Dada la relevancia del peso al nacer, que se utiliza internacionalmente como indicador de la salud del neonato, permitiendo predecir la sobrevida y el desarrollo del niño (Jewell et al, 2004b), el mismo ha sido objeto de varios estudios de micro determinantes a nivel nacional. Entre estos se encuentran los estudios realizados por Jewell y otros (2004a, 2004b) que analizaron los determinantes del bajo peso al nacer en base a los datos del Centro Hospitalario Pereira Rossell. En base a estimaciones de mínimos cuadrados en dos etapas, controlando por la endogeneidad de los cuidados prenatales, encuentran un efecto positivo del incremento de los cuidados prenatales en el peso al nacer. Posteriormente incorporan al análisis factores de riesgo (epidemiológico, fetal y materno) como insumos de la función de producción de salud del neonato, medida a través del peso al nacer. Encuentran que la educación, salud y experiencia

⁷ En efecto, se encontró una relación negativa entre la TMI y la tasa general de fecundidad, en tanto que las autoras señalan que cabe esperar que esta relación fuera positiva. Esto se debe a que el aumento de las tasas de mortalidad pueden ser seguidos por aumentos en la tasa de fecundidad, al tiempo que si la tasa de fecundidad aumenta, sería esperable que la tasa de mortalidad infantil se elevara.

de la madre y los cuidados prenatales tienen efectos positivos sobre el peso del niño. Por tanto, de los resultados de este estudio se desprende la importancia de ciertos programas públicos de salud así como de la provisión de determinados servicios que redundaría en efectos positivos sobre la salud de los niños. En particular, la existencia de servicios de cuidados prenatales y el mayor acceso a servicios de primer nivel de atención y los programas educativos en salud que promuevan la reducción de factores de riesgo durante el embarazo, particularmente los dirigidos a las madres.

Por su parte Noblía y Reino (2006), analizaron los determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil en base a microdatos de los registros de nacimientos y defunciones del MSP para el año 2003. A partir de la estimación de un modelo *probit*, encontraron que el bajo peso al nacer, un bajo desempeño en el test de Apgar, haber nacido en Montevideo o en el norte del país, ser varón, que la madre haya tenido abortos previos y el número de orden del niño están positivamente asociados a la probabilidad de no sobrevivir el primer año de vida. En tanto la edad de la madre, su nivel educativo y la realización de controles durante el embarazo, se asocian positivamente a que el niño supere el primer año de vida.

En el estudio realizado por Cabella y otros (2007) se busca, entre otros, identificar los factores que determinan la sobrevivencia en el primer año de vida, con el objetivo de aportar evidencia que permita interpretar la persistencia de la brecha en la mortalidad infantil entre sectores sociales. Se

concentran en la evolución de la mortalidad infantil en el período actual (1996-2004), período para el cual están disponibles los microdatos de nacimientos y defunciones. El análisis de los determinantes de la mortalidad infantil permitió, a partir de la estimación de un modelo *probit*, apreciar la relevancia para el caso uruguayo de un conjunto de variables asociadas en la bibliografía internacional a la mortalidad infantil. Las autoras señalan que al igual que en el trabajo realizado para 2003 por Noblía y Reino (2006), se encontró que la probabilidad de muerte en el primer año está negativamente correlacionada con el nivel educativo de la madre y su edad, que la probabilidad de muerte es mayor entre los varones y está negativamente correlacionada con el valor del test de Apgar. El peso al nacer, modelizado mediante una expresión cuadrática, resultó asociado negativamente a la mortalidad infantil. Aquí, se detectó un problema de endogeneidad señalado en la literatura sobre el tema y contrastado en Noblía y Reino (2006), derivado del hecho de un problema de sobredeterminación: las variables que explican el peso al nacer son las mismas que explican la mortalidad infantil. Finalmente, se introdujo efectos fijos de año para analizar el impacto de la situación económica en el período reciente y, en particular de la crisis de 2002, encontrándose efectos negativos para los años 1997 a 2000 en relación a 1996 y positivos desde 2001 en adelante, aunque descendentes.

En suma, la revisión bibliográfica de antecedentes sobre el tema permite arribar a algunas conclusiones generales. Primero, que estas investigaciones se realizaron con distintas metodologías entre las que

destacan los análisis que comparan desempeños entre países. En contrapartida son escasos los trabajos que realizan análisis intra país utilizando series de tiempo. El uso de distintas técnicas de estimación, los grupos de países considerados así como las distintas definiciones de gasto en salud y el uso de distintas variables explicativas, son factores que sin duda influyen en la variedad de resultados. Segundo, que más allá de las divergencias entre los distintos estudios sobre los determinantes del descenso de la mortalidad infantil, surgen algunas variables clave presentes en la mayoría de los mismos: factores vinculados al ingreso de los hogares o el crecimiento económico (dependiendo si el estudio es de tipo macro o microeconómico), factores vinculados al gasto en salud (disponibilidad y acceso a los servicios de salud, programas específicos para reducir la mortalidad infantil, cambio tecnológicos relevantes), características de la madre (educación de la madre principalmente, aunque los análisis microeconómicos enfatizan también en otros factores de comportamiento), factores vinculados a las condiciones sanitarias e infraestructura (grado de urbanización, acceso al agua potable). Tercero, que no se dispone hasta el momento en el país de investigaciones empíricas que vinculen directamente la TMI con indicadores de gasto público, en particular con el gasto en salud. Precisamente este es uno de los aspectos más relevantes abordados en el presente trabajo.

CAPÍTULO 2: Marco teórico

En este capítulo se abordan los principales aspectos conceptuales acerca de dos tópicos. En primer lugar, la forma en que la TMI desciende en el tiempo. En segundo lugar, cuáles son los principales determinantes de la mortalidad infantil y, en particular, el rol que puede desempeñar el Estado, a través del gasto público, en la reducción de la TMI.

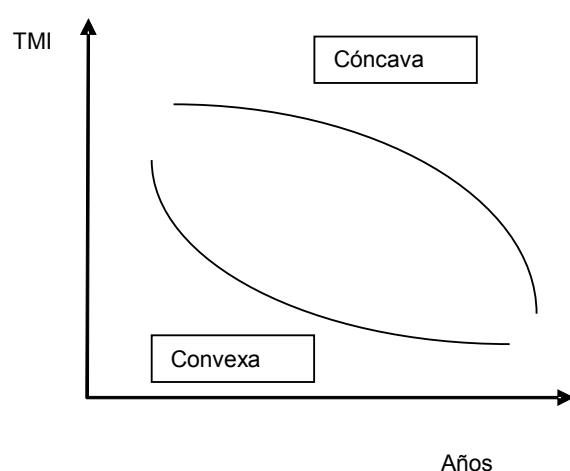
2.1 La evolución de la TMI a lo largo del tiempo

Si bien no existen desarrollos teóricos acerca de la forma en que la TMI debería descender en el tiempo (Figura 1), como ya se señaló, éste es un tema de debate a nivel empírico en la literatura sobre el tema. Esto se debe a que no es evidente en qué medida una mejora en la TMI depende de los niveles previos alcanzados por ésta. Al ser una variable acotada, que a lo largo del tiempo alcanza progresivamente un límite inferior, podría suponerse que se requiere cada vez un mayor esfuerzo para lograr mejoras similares a las obtenidas en niveles superiores del indicador (Kakwani, 1993; Anand y Ravallion, 1993, entre otros), lo cual implicaría que a niveles reducidos de la TMI le seguirían reducciones cada vez menores en la misma. En este caso existe una relación positiva entre los cambios en la TMI y sus niveles previos por lo cual la TMI desciende con una forma funcional convexa. No obstante, varios autores señalan que en el caso de la salud la relación opera en sentido inverso, en la medida en que las reducciones de la mortalidad son mayores en regiones donde la TMI es ya baja, lo cual se conoce como efecto Mateo (véase por ejemplo Dzakpasu y otros, 2000;

Joseph, 1989).⁸ De presentarse el efecto Mateo, existiría una relación negativa entre los cambios en la TMI y sus niveles previos, por lo cual la TMI descendería en forma cóncava.

Figura 1. Descenso de la TMI a lo largo del tiempo.

Trayectoria cóncava y convexa.



La controversia tiene implicaciones al menos en dos campos, en términos de la convergencia que se estaría dando a nivel internacional entre países que han alcanzado ya una importante transición en la mortalidad y aquellos que poseen aún niveles elevados de la misma, y de la forma en que deberían distribuirse los recursos destinados a la salud (nacionales e internacionales) en pos de alcanzar esta convergencia.

⁸ La referencia a efecto Mateo refiere a la cita bíblica “A todo aquel que tiene se le dará, y tendrá en abundancia, pero al que no tiene en abundancia, se le quitará aun lo que tiene”. Como se señaló anteriormente, fue introducido inicialmente por Merton (1968) para referirse al fenómeno por el cual los responsables para la asignación de crédito se lo otorgan en mayor medida a los científicos ya famosos, reduciendo el disponible para los menos reconocidos por trabajos comparables.

Como se señaló anteriormente, la evidencia empírica no es concluyente respecto a este debate e indica que la inferencia es altamente sensible a los países que son incluidos en la muestra. Esto se debe a que al incluir en la muestra países que no han comenzado aún la transición hacia bajas tasas de mortalidad y países que han alcanzado niveles muy bajos de la misma, se infiere erróneamente que cambios relevantes en la mortalidad siempre ocurren en los primeros. Este es el caso antes mencionado de los países con frustrantes desempeños como los de África Subsahariana. Asimismo, factores tales como la inestabilidad política, gobiernos débiles o expansión de epidemias como el SIDA pueden ser parte de la explicación de la presencia del efecto Mateo en dichos países, lo que sugeriría que dicho efecto en la mortalidad no es la regla sino la excepción (Bishai et al, 2007).

2.2 Determinantes de la mortalidad infantil

2.2.1 Principales determinantes de la mortalidad infantil

El análisis de la mortalidad infantil y sus factores explicativos tiene la particularidad de haber sido históricamente abordado por distintas disciplinas, principalmente por epidemiólogos, demógrafos y economistas. Los determinantes usualmente utilizados provienen de estas tres ópticas que no se encuentran siempre totalmente integradas. Es así que existen distintos marcos conceptuales para abordar la temática de la mortalidad, vinculados a desarrollos teóricos provenientes de las distintas disciplinas, por lo cual la

elección de factores explicativos no dispone de un marco teórico único (Wolpin, 1997).

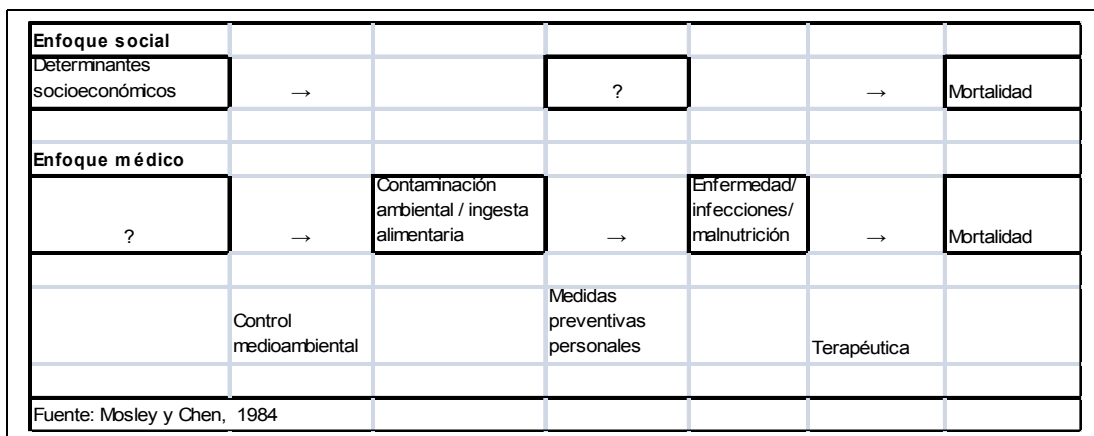
A nivel teórico es posible distinguir al menos dos marcos conceptuales que se han formulado para explicar el descenso de la mortalidad general: la teoría de la transición epidemiológica y la transición sanitaria. En efecto, los cambios en las tendencias de mortalidad y fecundidad en los siglos XIX y XX en Europa Occidental dieron lugar a la formulación de la teoría de la transición demográfica, a la cual siguieron, desde el campo de la epidemiología, la salud pública y las ciencias sociales, la formulación de los primeros conceptos en torno a la transición epidemiológica y las primeras teorías que intentan explicar el descenso de la mortalidad que acompañó la transición demográfica. En tanto el concepto de transición sanitaria, se planteó como una extensión del concepto de transición epidemiológica, pretende ir más allá de la descripción y dar una explicación de los cambios más relevantes que han tenido las condiciones de salud de las poblaciones europeas occidentales a lo largo del siglo XX y contextualizar dichos cambios (Robles González et al, 1996). No obstante, más allá de los aportes de estos marcos conceptuales,⁹ se entiende como más apropiado para el

⁹ Entre los aportes destacados de la transición sanitaria se encuentran, primero el de ser un concepto plural, ampliando los determinantes de la salud establecidos por las teorías clásicas de la transición epidemiológica. En efecto, en tanto estas últimas resaltan la importancia de las mejoras en la salud pública y de los recursos socioeconómicos, la transición sanitaria agrega un grupo de nuevos determinantes culturales, sociales y de comportamiento. Por tanto, supone un cambio desde la preponderancia de las intervenciones médicas a la consideración de cuestiones de salud en general (nutrición, higiene, etc.) así como un mayor interés hacia cuestiones tales como la educación, la equidad y el empoderamiento. Segundo, su búsqueda de los por qué de los cambios en las condiciones de salud de la población a partir de la consideración conjunta de la transición epidemiológica, la de atención sanitaria y la de riesgos (Robles González et al, 1996).

presente trabajo el marco conceptual propuesto por Mosley y Chen (1984) que es un marco analítico propuesto específicamente para explicar los determinantes de la mortalidad infantil de los países en desarrollo (los autores lo definen como marco analítico para la sobrevivencia infantil) e integra en un solo enfoque variables biológicas y sociales.

Como se presenta en el Cuadro 2, los investigadores sociales sobre el tema de la mortalidad infantil tradicionalmente se focalizan en la asociación entre características socioeconómicas y mortalidad infantil, en tanto las causas específicas de muerte no son consideradas, por lo cual los mecanismos a través de los cuales los determinantes socioeconómicos operan para producir la mortalidad observada quedan en una caja negra (se simboliza con un signo de interrogación en el Cuadro 2). Por su parte los estudios médicos se focalizan en los procesos biológicos de la enfermedad y mucho menos frecuentemente en la mortalidad *per se* (Mosley y Chen, 1984).

Cuadro 2. Enfoque social y médico de los determinantes de la mortalidad infantil



Como se señaló previamente, el marco conceptual propuesto por Mosley y Chen (1984) integra ambos enfoques bajo la premisa de que todos los determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil necesariamente operan a través de un conjunto de variables biológicas, denominados determinantes próximos o variables intermedias (Cuadro 3).

Los autores señalan que los determinantes socioeconómicos, pueden ser agrupados en tres categorías de factores: i) factores individuales; ii) factores a nivel del hogar y iii) factores a nivel de la comunidad. Como se verá seguidamente los dos primeros grupos incluyen principalmente variables microeconómicas, aunque varias pueden tener relevancia también a nivel agregado como la educación, en tanto la última refiere a factores macro.

i) Factores individuales

Los factores individuales se pueden dividir a su vez en dos dimensiones: a) factores de productividad, tales como habilidades y conocimientos

(educación del padre y principalmente de la madre), salud y tiempo dedicado por ejemplo a los cuidados del niño; b) factores vinculados a las tradiciones, normas y actitudes, tales como relaciones de poder al interior del hogar, valor asignado a los hijos, creencias acerca de las causas de la enfermedad y hábitos de consumo. En todos estos factores la educación de la madre incide de forma distinta a la de otros adultos del hogar (usualmente el padre). En efecto, en el caso del padre la educación se encuentra fuertemente correlacionada con la ocupación y la capacidad para generar ingresos, y es precisamente a través del ingreso que termina operando sobre las variables intermedias de salud. También puede afectar a través de las preferencias del padre en cuanto al consumo de ciertos bienes o los cuidados de salud seleccionados para el niño. En el caso de la madre, tanto su educación como su salud y su tiempo dedicado al niño, operan directamente sobre las variables intermedias. En primer lugar por el vínculo con el niño durante el embarazo y la lactancia, la salud y nutrición de la madre es determinante para la salud del niño. En segundo lugar por su responsabilidad en los cuidados del niño durante el embarazo y el período de mayor vulnerabilidad de su vida, su educación es fundamental para la higiene, prevención de enfermedades, nutrición, etc., del niño. Para todas estas actividades se requiere tiempo, por lo cual el tiempo dedicado al niño por su madre es también relevante debido al rol tradicional de cuidado atribuido a las mismas.

ii) Factores a nivel del hogar

Los autores vinculan los factores al interior del hogar principalmente con la dimensión ingreso/bienestar y refiere a factores tales como el acceso a alimentos básicos; el acceso y calidad de agua; la calidad de la vivienda; el acceso a la energía para refrigeración de alimentos, hervir agua y cocinar alimentos; al transporte para acceder a los servicios de cuidados y mercados de alimentos; acceso a información adecuada sobre higiene, métodos contraceptivos inmunizaciones, etc.; medios para acceder a una adecuada higiene y cuidados preventivos. No obstante, el acceso efectivo a varios de estos servicios/bienes no depende únicamente de la disponibilidad de medios económicos a nivel del hogar, siendo, por ejemplo, la provisión pública de algunos de ellos fundamental para garantizar dicho acceso. Estas cuestiones son abordadas, al menos en parte, entre los factores a nivel de la comunidad.

iii) Factores a nivel de la comunidad

Los factores a nivel de la comunidad se dividen en tres dimensiones: medioambientales, de política económica y del sistema de salud. Las variables medioambientales tales como el clima, la temperatura y la cantidad de lluvias, pueden afectar de forma importante la disponibilidad y variedad de alimentos disponibles, la disponibilidad de agua, las condiciones para la proliferación de enfermedades, pudiendo afectar también el acceso a facilidades médicas y el tiempo que los padres dedican a sus hijos.

Dentro de la dimensión política económica los autores ubican la organización de la producción, dado que el modo de producción y de distribución de beneficios podría afectar la distribución de recursos; la infraestructura física, carreteras, caminos, electricidad, agua, teléfono, todos factores que afectan los costos e incrementan el tiempo de acceso a servicios básicos particularmente para los pobres; y las instituciones a nivel local y centralizadas.

Finalmente, la dimensión vinculada al sistema de salud refiere a aquellas medidas provenientes del sector público que pueden afectar en forma directa la salud. Las acciones públicas pueden dividirse también en distintos tipos. Incluyen las acciones impuestas por ley desde el Estado, tales como el control de epidemias y los programas de inmunización, que tienen un carácter preventivo y afectan a toda la población. En segundo lugar incluye subsidios de algunos bienes o servicios, política más dirigida a ciertos sectores de la población; la información/educación públicas que actúa a nivel individual, afectando por ejemplo preferencias o creencias, e institucional, influenciando el uso de más recursos o redireccionando los existentes hacia servicios médicos o estrategias para promover la salud. Y finalmente incluye la difusión de tecnología médica e infraestructura vinculada a la salud tales como vacunas, provisión de agua y sistema de saneamiento, drogas y métodos contraceptivos.

A su vez, las variables intermedias que influyen en la aparición de un mayor riesgo de enfermedad, pueden ser clasificadas en cinco grupos. Un primer grupo se vincula a factores maternos (edad, paridez, intervalo entre nacimientos) que tienen un efecto sobre el embarazo y sobre la salud de los niños a través de sus efectos en la salud materna. Un segundo grupo refiere a factores vinculados a la contaminación ambiental (aire, alimentos, agua, insectos) que son las principales rutas de transmisión de enfermedades al niño y a las madres. En tercer lugar se encuentran los factores nutricionales (calorías, vitaminas) dado que la alimentación de la madre durante el embarazo y la lactancia afectan el peso al nacer y la calidad del amamantamiento. Otro grupo refiere a los daños accidentales o intencionales que son reflejo del contexto medioambiental y socioeconómico. Por último, el cuidado personal de la enfermedad, que incluye las medidas preventivas adoptadas por los individuos, tratamientos médicos adoptados una vez que se produce la enfermedad y los cuidados prenatales.

Por último, cabe señalar que Mosley y Chen (1984) destacan que si bien la atención de los científicos sociales se ha centrado en la mortalidad infantil como variable dependiente, ésta no deja de ser un hecho poco frecuente por ser un caso extremo de los problemas de salud, por lo cual aconsejan la inclusión como variable dependiente de la enfermedad o del estado nutricional de los sobrevivientes.

Cuadro 3: marco conceptual para el estudio de la mortalidad infantil

Variables independientes:	Variables intermedias:	Variable dependiente:
Determinantes socioeconómicos	Influencian directamente el riesgo de enfermedad y muerte	Mortalidad y enfermedad
Productividad individual: Educación de la madre y del padre, salud y tiempo disponible	Daños: daños accidentales o intencionales	TMI
Tradiciones y actitudes: relaciones de poder en el hogar, preferencias alimentarias, creencias, etc.	Factores maternos: edad de la madre, paridez, intervalos entre nacimientos	Estado de salud/enfermedad del niño
Ingreso: variable que afecta indirectamente a partir de la posibilidad de adquirir alimentos, agua, condiciones adecuadas de la vivienda, transporte, información, etc.	Contaminación ambiental: contaminación del aire, alimentos, agua, presencia de insectos	
Factores medioambientales: clima, temperatura, etc	Factores nutricionales: dieta durante amamantamiento y embarazo, afecta entre otros el peso al nacer	
Política económica: organización de la producción y distribución de los recursos, infraestructura física (disponibilidad de caminos, agua, teléfono)	Cuidado personal de la enfermedad: medidas preventivas, tratamientos médicos adoptados una vez que se produce la enfermedad, cuidados prenatales	
Instituciones a nivel local y centralizadas		
Sistema de salud a través de: acciones impuestas, subsidios y educación para la salud		
Fuente: elaborado en base a Mosley y Chen, 1984.		

El presente trabajo se focaliza en el análisis de la relevancia de algunos de los determinantes socioeconómicos planteados en el marco conceptual propuesto por Mosley y Chen (1984) para el caso uruguayo. Debido a la escasa disponibilidad de series para todo el período, se seleccionaron el producto por habitante (indicador de medios), el gasto en salud y total (proxy

de intervenciones y programas públicos en salud), gasto en educación y tasa de matriculación combinada en primaria y secundaria (variables vinculadas a la educación de la población). A su vez se analiza la relevancia de dos intervenciones en el entorno de los años 1940 y 1980, variables vinculadas a cambios relevantes en la tecnología médica y en la terapéutica que producirían cambios de nivel en la serie de TMI. Más adelante en este trabajo se profundiza en las razones de la selección de estas covariables. Cabe señalar que la variable dependiente utilizada es la TMI, dado que no hay información disponible sobre el estado de salud, la nutrición, u otras variables que incluyen también a los sobrevivientes.

Finalmente, un aspecto a tener en cuenta es que el análisis de la mortalidad infantil suele descomponerse por convención en dos componentes, neonatal y posneonatal (Rowley et al, 1993). Como se señaló previamente, la tasa de mortalidad infantil neonatal abarca el primer mes de vida y la tasa de mortalidad infantil posneonatal refiere al período comprendido entre el primer mes y los 12 meses.¹⁰ Según señalan Rowley y otros (1993), esta distinción responde al conocimiento empírico acerca de que las causas de muerte que inciden en la mortalidad infantil en el primer mes difieren en forma importante de las enfermedades que desencadenan la muerte de los niños que superan las primeras cuatro semanas de vida, por lo cual también difieren las políticas relevantes en cada caso.

¹⁰ Estrictamente la mortalidad neonatal se produce entre el primer día y el día 27 de vida y la posneonatal entre el día 28 y los 364 días de vida.

En efecto, la mortalidad neonatal se encuentra más asociada a eventos producidos antes del nacimiento, denominados factores endógenos (anomalías congénitas, afecciones de origen perinatal) y al parto, por tanto es más difícil de evitar y requiere de fuertes inversiones en tecnología médica. La mortalidad posneonatal por su parte, sería más sensible a medidas de salud pública menos costosas (por ejemplo vacunaciones), a la difusión de normas de higiene y al entorno ambiental, económico y social dado que se encuentra mayormente determinada por causas exógenas (enfermedades infecciosas y parasitarias, afecciones respiratorias) (Rowley et al, 1993; Wolpin, 1997). En la misma línea Taucher (1979) señala que mientras que la reducción de la mortalidad posneonatal suele responder a las mejoras en la infraestructura urbana (saneamiento, agua potable, etc.), a medidas de higiene pública relativamente fáciles de generalizar (vacunaciones) y medidas preventivas de higiene privada, la mortalidad neonatal exige ser combatida con tecnologías médicas más caras y complejas.

Estas diferencias son las que explicarían que la gran reducción de la mortalidad infantil observada en la primera mitad del siglo en varios países del mundo occidental, fuera resultado del éxito obtenido en la lucha contra la mortalidad posneonatal. Sólo a partir de la segunda mitad del siglo XX se observan avances importantes en la reducción de la mortalidad neonatal, en función de la generalización del cuidado prenatal, la medicalización del parto y el desarrollo de la neonatología (Rowley et al, 1993; Birn et al, 2006).

Si bien la distinción entre mortalidad neonatal y posneonatal que surge de la clasificación de las causas de muerte en endógenas y exógenas es en cierta medida arbitraria dado que un conjunto de causas de muerte afectan tanto a los menores como a los mayores de un mes (Wolpin, 1997), en el presente trabajo se testea la sensibilidad de ambos componentes de la mortalidad infantil ante cambios en las covariables seleccionadas.

Ya se señaló que las intervenciones públicas son un elemento clave en la evolución de la TMI. Dado que el presente trabajo busca ahondar en este aspecto, el siguiente apartado se dedica a considerar los distintos canales por los cuales las intervenciones públicas y, en particular, el gasto en salud, podrían afectar a la misma.

2.2.2 El rol del Estado

Cómo el Estado contribuye al bienestar de la sociedad es claramente una cuestión de perspectiva, y por tanto, susceptible de no tener una respuesta definitiva (Barr, 2004). Más allá de la controversia sobre el rol del Estado en general, en materia de salud existen argumentos económicos de eficiencia y equidad a favor de la intervención pública en su provisión (o regulación de la provisión). En esta línea, Arrow (1963) señaló que las características particulares de un bien como los cuidados de salud, lo hacían distinguible de otros bienes económicos. Entre estas características destacó por un lado la

naturaleza de la demanda, dado que salvo por algunos servicios de tipo preventivo, su satisfacción es requerida en situación de enfermedad, por tanto, es una demanda asociada a algún riesgo de muerte, además la enfermedad tiene un costo en sí misma a parte del costo de cuidados médicos. En segundo lugar destaca el comportamiento esperado de los médicos, que se supone esté gobernado por la comprensión hacia la situación del paciente, no se espera que persigan su propio interés ni sean buscadores de beneficios como otro hombre de negocios; la incertidumbre acerca de la calidad del producto, que no se encuentra en otro tipo de bienes para los cuales se puede aprender a partir de distintas pruebas, esto es especialmente cierto en el caso de enfermedades severas, por lo cual no existe simetría en la información sobre el producto que se adquiere. Finalmente destaca las características de la oferta, tales como las barreras a la entrada y los costos elevados de la formación; y las prácticas de precios, es decir, la discriminación por ingreso.

Barr (2004), por su parte, señala que desde el punto de vista de la eficiencia existen argumentos tales como la información imperfecta, el poder desigual de los consumidores y la existencia de externalidades como causantes de dificultades serias desde el lado de la demanda en un hipotético mercado privado. A su vez, señala que el comportamiento no competitivo de los médicos puede generar problemas por el lado de la oferta. Desde el punto de vista de las mejoras en materia de equidad, las deficiencias en materia de

información o de poder pueden justificar la intervención con el fin de mejorar la equidad horizontal.

Finalmente, Musgrave (1996) señala que desde la teoría económica se dependen tres justificaciones distintas de la intervención estatal en el mercado del cuidado de la salud. En primer lugar, asegurar un nivel óptimo de producción y consumo de bienes públicos, en parte debido a las externalidades, segundo para corregir o compensar los fallos en el mercado de seguros de salud, y tercero, para subsidiar a los consumidores que son demasiado pobres para financiar los costos de la salud o comprar un seguro.

Por lo tanto, el mercado de cuidados médicos está plagado de potenciales problemas tales como información incompleta de los pacientes, asimetría de información entre consumidores y proveedores acerca de lo que los pacientes realmente necesitan, riesgos heterogéneos de contraer enfermedades, etc., que hacen que la provisión libre de cuidados médicos funcione pobremente, y que conduce a los gobiernos a proveer cuidados médicos directamente (Cutler, 2002).

Así, el Estado interviene en el sector salud al menos de tres formas: proveyendo seguros y servicios médicos, fijando impuestos sobre bienes con efectos nocivos para la salud como el alcohol o los cigarrillos y regulando los cuidados de salud. Respecto a esto la *Commission on Social Determinants of Health* (CSDH, 2005) establece que existe un número importante de

formas de intervención pública en distintos niveles que tienen efectos sobre la salud. En primer lugar políticas vinculadas al comportamiento individual que incluye a su vez cuatro categorías: incrementar las opciones saludables, tales como mejorar la comida en las escuelas o mejorar el transporte público; influenciar las preferencias a partir de la provisión de información. En segundo lugar, generar incentivos adecuados, como lo que sucede con los programas de transferencias condicionadas. En tercer lugar se encuentran las políticas de controles de precios, subsidios e impuestos al consumo (por ejemplo a los cigarrillos y el alcohol).

Mosley y Chen (1984) señalan que el sistema formal de salud operaría de las siguientes formas sobre la salud de la población. Primero a través de medidas institucionalizadas impuestas, tales como acciones de control de enfermedades exigidas por la ley, que tendrían impactos sobre la salud de la población en general, lo cual implica que potencialmente, pueden tener un fuerte impacto sobre la mortalidad. Estas medidas podrán ser financiadas y puestas en marcha directamente ya sea por el sistema de salud (medidas de control de la epidemia, vacunas) o por empresas privadas con el sistema sanitario asumiendo la supervisión. Segundo, a través de subvenciones de costos. En tercer lugar encontramos las políticas de información pública, educación y motivación de la educación que puede operar en varios niveles, por ejemplo prácticas tradicionales de trabajadores de la salud, mejorando las habilidades y cambiando las actitudes y preferencias de los padres,

especialmente de las madres, promoviendo así la supervivencia de los niños.

Por último cabe señalar el rol de la tecnología médica, que usualmente se destina al control y prevención de enfermedades específicas (por ejemplo las vacunas y los antibióticos). Dentro del sistema de salud, las tecnologías pueden ser aplicadas por mandato institucional (vacunación, rehidratación oral, drogas, sistemas de alcantarillado, saneamiento adecuado y refrigeración en la elaboración de alimentos comerciales), pueden estar disponibles con un bajo costo (vacunas, medicamentos, vitaminas, anticonceptivos), o su uso puede ser fomentado para uso individual a través de una mayor educación (uso de jabón, agua hervida son algunos ejemplos). Según señalan Mosley y Chen (1984), si bien las tecnologías médicas son intrínsecamente poderosas, su impacto en la salud y la mortalidad de las poblaciones gira en torno a cuestiones tales como qué parte de la población tendrá la tecnología disponible y si se aplican y utilizan en forma efectiva.

Finalmente resaltar que en el caso de la salud infantil la población objetivo tiene una característica particular dado que su salud depende de la conducta de otros consumidores (sus padres o familia), por lo cual la intervención se torna aún más importante.

En síntesis, en el apartado anterior se señaló que dentro de los determinantes relevantes de la TMI se encuentra el gasto público en salud y

los avances tecnológicos vinculados a la salud, particularmente en los países subdesarrollados (Gupta y otros, 2001; Anand y Ravallion, 1993; Issa y Ouattara entre otros). Esta evidencia, sumada a los argumentos teóricos recién planteados, tiene implicaciones políticas importantes para el diseño adecuado de programas de salud que apuntan a mejorar la salud infantil en general y reducir la TMI, en particular. El hecho de que no se ha examinado empíricamente en nuestro país crea un vacío de conocimiento que el presente trabajo pretende contribuir a llenar.

2.2.3 Relación entre la TMI y sus determinantes

Un último aspecto a señalar refiere al debate en torno a la forma en que la TMI y sus determinantes se vinculan. El tema es introducido por el conocido artículo de Preston (1975), donde se establece que la relación entre la mortalidad y la renta nacional *per cápita* es decididamente no lineal, con reducciones de la mortalidad fuertemente decrecientes frente a aumentos sucesivos de los ingresos. Establece esta relación para datos de esperanza de vida e ingreso nacional *per cápita* entre países evaluados durante tres décadas diferentes del siglo XX. El autor sugiere que la explicación obvia para la no linealidad de la relación mortalidad / ingresos es que refleja los rendimientos decrecientes de la primera al aumento de los ingresos.¹¹

¹¹ Cabe señalar que el autor plantea que los datos disponibles indican que es implausible pensar que el crecimiento de la renta nacional explique más de un tercio de los cambios en la esperanza de vida, aunque los datos difieren por regiones y países.

Este vínculo no lineal se encuentra ampliamente aceptado como hecho estilizado, por lo cual, en la bibliografía sobre el tema en general se asume la necesidad de realizarle algún tipo de transformación a la TMI que dé cuenta de esta relación no lineal. No obstante, la forma que debe asumir esta transformación es un tema en discusión. En efecto, la forma más adecuada de transformar la TMI para que puedan ser analizados correctamente sus determinantes, tanto a través del tiempo como entre países, es un tema de controversia en la literatura sobre el tema (Bishai y Opuni, 2009). Si bien la mayor parte de los trabajos realizan una transformación logarítmica de la TMI, en otros trabajos se discute que esta sea la mejor opción (véase por ejemplo Kakwani, 1993 y Bishai y Opuni, 2009). La forma de sortear esta dificultad en el presente estudio se detalla seguidamente.

CAPÍTULO 3: Estrategia empírica

En esta sección se detalla la metodología seguida a la hora de realizar estimaciones tanto de largo como de corto plazo así como la estrategia adoptada para sortear las dificultades que surgen de utilizar la TMI como variable relevante de análisis. Seguidamente se describen las variables y datos utilizados así como algunas limitaciones del análisis.

3.1 Método de análisis

3.1.1 La TMI como variable de análisis

Como se señaló anteriormente, tanto la forma en que la TMI desciende en el tiempo así como el vínculo con sus determinantes, en particular el PIB *per* cápita, son objeto de controversia. En el primer caso lo que se busca determinar es en qué medida la TMI en un momento del tiempo depende del nivel alcanzado previamente (comportamiento univariado de la variable). Mientras en el segundo caso se busca establecer cuál es la mejor forma de representar la relación no lineal entre la TMI y sus determinantes. Este punto hace referencia a las transformaciones requeridas para la TMI o sus determinantes, que capten la relación no lineal entre ambos.

Para poder establecer cuál es la forma en que la TMI desciende en el tiempo en Uruguay, es decir, determinar la existencia o no del efecto Mateo en nuestro país, se sigue la metodología adoptada en el trabajo de Bishai, Opuni y Poon (2006). Esta consiste en testear la correlación entre la primera diferencia de la TMI y su nivel a partir de la significación del parámetro β en la siguiente regresión:

$$\Delta \log(TMI_t) = \alpha + \beta \log(TMI_{t-1}) + \varepsilon_t$$

El test planteado por los autores implica una hipótesis nula de $\beta=0$. De resultar β negativo y significativo resultaría una evidencia a favor de la existencia del efecto Mateo. Por el contrario, un signo positivo y significativo, indicaría que a medida que se alcanzan niveles más reducidos de la TMI, las reducciones posteriores tenderán a ser más pequeñas. Finalmente, si $\beta=0$, las variaciones de la TMI no dependerían de los niveles alcanzados previamente. Cabe señalar que bajo la hipótesis nula de que $\beta=0$, los test convencionales (t-test) no pueden ser utilizados dado que los datos serían no estacionarios (la ecuación se reduce a una caminata aleatoria con deriva). En efecto, dado que testear que $\beta=0$ se reduce a testear la no correlación entre el cambio en la TMI y el nivel de la misma en el período previo, lo que en definitiva se testea es la presencia de una raíz unitaria en la serie.

Respecto a la segunda controversia, dado que la relación no lineal entre la TMI y sus determinantes es un hecho estilizado ampliamente reconocido, en la bibliografía empírica sobre el tema se asume la necesidad de realizarle algún tipo de transformación a la TMI (o a sus determinantes). En efecto, distintos autores señalan que conceptualmente, la relación entre los indicadores de calidad de vida como la esperanza de vida o la tasa de mortalidad infantil y los esfuerzos realizados para mejorar los niveles de estos indicadores no es lineal, en la medida que los primeros alcanzan un límite asintótico, lo cual sugiere la necesidad de realizar esfuerzos cada vez mayores para lograr ganancias de igual magnitud (Pritchett y Summers, 1996, Kakwani, 1993; Anand y Ravallion, 1993; Goldstein, 1985). Es decir, los estudios económicos sobre el tema suelen asumir la existencia de rendimientos decrecientes de los esfuerzos realizados por los países para reducir sus niveles de mortalidad infantil.

No obstante, la forma que debe asumir esta transformación es un tema en discusión. Filmer y Pritchett (1997) señalan que una gran variedad de especificaciones no lineales han sido utilizadas en la literatura, en ocasiones una transformación logística es impuesta a la mortalidad como variable dependiente con el PIB en logaritmo como variable explicativa, otras veces sólo se utiliza el logaritmo para el producto, así como se han utilizado otras especificaciones para el mismo como por ejemplo la cuadrática.

Antes de pasar a las soluciones concretas que se han planteado, cabe señalar que si bien el debate se centra en la relación entre los indicadores de calidad de vida, particularmente la mortalidad, y el producto *per cápita*, dado que el tema fue introducido en esos términos por Preston en 1975, las mismas consideraciones caben para el resto de sus determinantes. La idea por detrás de la polémica es que los esfuerzos y los logros no siguen una relación lineal.

Al respecto, Goldstein (1985) señala que todos los estudios que tratan de ilustrar la relación entre estas variables son por lo general deficientes debido a la incorrecta especificación de un modelo lineal, log-lineales o *piecewise* lineal. Precisamente la mala especificación radica en que estas transformaciones no tienen en cuenta que debe darse mayor peso a la mejora de un país que tiene mayor nivel del indicador de calidad de vida analizado, es decir, es necesario considerar las condiciones iniciales, debido al carácter acotado de la variable. La solución propuesta por el autor implica estimar la siguiente relación: $TMI = \beta(1/PIB \text{ per capita})$, siendo β un parámetro de la eficiencia de los países para lograr mejoras en distintos indicadores de necesidades básicas a un determinado nivel de ingreso.¹²

¹² El autor analiza los factores que afectan la eficiencia de un país para alcanzar los objetivos de mortalidad infantil en relación con su Producto Interno Bruto per cápita. Este parámetro se estima a partir de regresar la TMI sobre la inversa del PIB per cápita sin término de intersección.

Por otra parte, la solución planteada por Kakwani (1993), se basa en un enfoque axiomático para obtener una función de logros normalizada entre 0 y 1 que tenga en cuenta dos factores, entre otros deseables. El primero que la variable en cuestión está acotada; el segundo, que una mejora incremental en un país o momento del tiempo representaría niveles mucho más altos de progreso que similar mejora incremental a partir de una base inferior.¹³ Así, siguiendo a Atkinson (1970), sugiere el uso de la siguiente función de logros:

$$f(h, M_0, M) = [(M - M_0)^{1-\varepsilon} - (M - h)^{1-\varepsilon}] / (M - M_0)^{1-\varepsilon} \text{ si } 0 < \varepsilon < 1$$

$$= [\ln(M - M_0) - \ln(M - h)] / \ln(M - M_0) \text{ si } \varepsilon = 1 \quad [1]$$

Donde M_0 y M son los valores mínimo y máximo alcanzados por un indicador de calidad de vida h (por ejemplo la TMI). Esta función de logros es una función convexa en h y es igual a 0 si $h = M_0$ e igual a 1 si h se aproxima a M . A su vez, el autor sugiere el uso del parámetro $\varepsilon = 1$ a la luz de las propiedades deseables de un indicador de este tipo (véase Kakwani, 1993), el cuál será utilizado en el presente trabajo.¹⁴

Finalmente propone la siguiente ecuación a estimar:

$$f(h, M_0, M)_{it} = \alpha_t + \beta \log(\text{PIB per capita})_{it} + u_{it}$$

¹³ Cabe señalar que la estandarización simple de estos indicadores cumple con estas condiciones pero no con la propiedad de aditividad, también considerada relevante por el autor.

¹⁴ En particular cuando $0 < \varepsilon < 1$ no está garantizada la obtención de un número real.

Cabe señalar que la especificación sugerida por Goldstein (1985), fue testeada por Kakwani (1993) con datos de 80 países y desestimada por tener un menor ajuste incluso que la transformación logarítmica. A su vez, al igual que Goldstein rechaza también especificaciones del tipo $\log(TMI) = \alpha + \beta \log(PIB \text{ per capita})$, dado que viola el supuesto de que será cada vez más difícil reducir la TMI en la medida que se impone una elasticidad constante. Cabe señalar que este tipo de ecuación es la estimada en el caso de Pritchett y Summers (1996), quienes reconociendo sus deficiencias, la utilizan por la simplicidad en la interpretación de los resultados, al tiempo que sugieren que al analizar sólo países en desarrollo, los mismos están lejos del límite inferior donde la relación se vuelve fuertemente no lineal.

En el caso de Anand y Ravallion (1993) al analizar la relevancia del producto y del gasto público en salud *per cápita* para explicar el descenso de la TMI en Sri Lanka, sugieren la estimación de la siguiente relación:

$$\log(TMI-5)_t = \alpha + \beta \log(PIB \text{ per cápita})_t + \delta \log(GPS \text{ per cápita})_t + \log(TMI-5)_{t-1} + u$$

Siendo 5 por 1000 el límite mínimo alcanzado por los países bajo análisis en el período de referencia.¹⁵ Kakwani (1993) refiere a dicha transformación sugiriendo que es similar a la que el mismo plantea.

¹⁵ Según señalan los autores, el rezago de la TMI es incorporado como variable explicativa para captar posibles efectos retardados de las variables explicativas.

En suma, en el presente trabajo se analizará la forma en que la TMI desciende en el tiempo testeando la presencia de una raíz unitaria en la serie. Asimismo, se testeará la robustez de los resultados a una especificación lineal entre la TMI y las covariables seleccionadas y ante la presencia de rendimientos decrecientes en dicha relación, a partir del uso de la transformación sugerida por Kakwani (1993).

3.1.2 Orden de integración de las series y análisis de los determinantes de la mortalidad infantil

Dado que el análisis se realiza a partir del uso de series de tiempo, un primer paso es verificar si todas las variables involucradas son integradas de orden 1 ($I(1)$), es decir, verificar la presencia de una raíz unitaria en cada serie utilizada. Se requiere conocer el orden de integración de las mismas tanto para poder estimar relaciones de largo plazo, como para conocer el número de diferenciaciones necesarias para que las mismas sean estacionarias, lo cual será necesario para estimar las relaciones de corto plazo. El orden de integración se analiza mediante el test de Dickey Fuller Aumentado (ADF por sus siglas en inglés).

Un primer problema a enfrentar a la hora de plantear el test de ADF, es la elección de los regresores determinísticos a ser incluidos. La ecuación más

general a testear incluye intercepto y tendencia determinística adoptando la siguiente forma:

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Podría ser razonable decir que para testear la hipótesis de raíz unitaria ($\gamma=0$), lo más adecuado es utilizar esta expresión que contiene todas las posibilidades que, en caso de no ser relevantes, serían rechazadas ($a_0 = a_1 = \gamma = 0$). El problema con este razonamiento es que la inclusión de parámetros adicionales en la estimación reduce los grados de libertad y el poder del test. A su vez, a diferencia con lo que sucede cuando el proceso es estacionario, el estadístico apropiado para testear $\gamma=0$ depende del número de regresores incluidos en el modelo. Dado que omitir regresores relevantes también genera consecuencias en el poder del test, es relevante utilizar la ecuación que mejor represente el proceso generador de datos (Enders, 1997). Teniendo en cuenta lo anterior se estiman los siguientes modelos i) modelo autorregresivo sin constante ni tendencia determinística; ii) modelo autorregresivo con constante y sin tendencia determinística; iii) modelo autorregresivo con constante y tendencia determinística.

Modelo i) $y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$

Modelo ii) $y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$

Modelo iii) $y_t = a_0 + a_1 t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$

La hipótesis nula (H_0) de dicha prueba para cualquiera de las especificaciones plantea que la serie es no estacionaria y tiene una raíz unitaria ($\gamma = 0$) frente a una situación alternativa (H_1) que no la tiene ($\gamma \neq 0$). El valor del estadístico t de ADF se compara con los valores críticos de la tabla elaborada por MacKinnon. Se toma la significación al 5% y al 10% y el número apropiado de rezagos utilizando el criterio de Schwarz.¹⁶

Cabe señalar que, dado que el test de ADF podría no ser concluyente, se dispone de otros test alternativos, en particular el test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS). En el test de KPSS, la hipótesis nula es la estacionariedad de la serie través del siguiente PGD: $y_t = \delta_t + z_t + u_t$, en donde u es estacionario y la variable z sigue un sendero aleatorio del tipo: $z_t = z_{t-1} + \varepsilon_t$ con $\varepsilon_t \text{ NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$. A partir de este planteamiento, y permitiendo que δ sea igual o distinto de cero, se contrasta la hipótesis nula $\sigma_\varepsilon^2 = 0$, dado que si este es el caso, z es constante y el proceso de y_t es estacionario. La hipótesis nula implica estacionariedad si δ es cero, o estacionariedad con respecto a tendencia si δ es distinto de cero.

Como se adelantó, la TMI presenta un comportamiento desigual a lo largo del período analizado, acentuado por la presencia de al menos un cambio de nivel relevante en los años 1940 y un aparente cambio de tendencia a partir

¹⁶ El criterio de Schwarz se utiliza como criterio de selección de modelos con alternativas no anidadas, es un criterio alternativo al de Akaike, que impone una penalización mayor que éste al uso de coeficientes adicionales.

de los años 1970, donde el descenso de la TMI se acelera (véase Gráfico 1). Por tal motivo, se realizara el test de cambio estructural de Zivot y Andrews para descartar la presencia de dichos quiebres, dado que los mismos podrían sesgar los resultados del test de raíz unitaria estándar (ADF).

El procedimiento es similar al planteado por Perron (1989), pero se elimina la necesidad de determinar exógenamente el punto de quiebre. En efecto, Zivot y Andrews (1992) desarrollaron un test donde la hipótesis nula consiste en que la serie testeada es integrada sin ningún cambio estructural, y una hipótesis alternativa que implica que la serie puede ser representada por un proceso en tendencia estacionario con un punto de corte en un momento incierto del tiempo. El algoritmo que selecciona el punto de corte lo hace de forma tal que el resultado sea el menos favorable para la hipótesis de raíz unitaria (mínimo estadístico t). De esta forma el test permite determinar si hubo un cambio de nivel en la serie (*crash model*), si hubo un cambio en la tasa de crecimiento (*changing growth*) o en ambas variables (Modelos A, B y C).

Tanto Perron como Zivot y Andrews, emplean una estrategia de testeo de la raíz unitaria que implica un ajuste al test tradicional de ADF. Así para los tres modelos mencionados previamente Zivot y Andrews (1992) plantean las siguientes regresiones aumentadas para testear la presencia de raíz unitaria:

$$\text{Modelo A) } y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta} DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta} t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$\text{Modelo B) } y_t = \hat{\mu} + \hat{\gamma} DT_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta} t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$\text{Modelo C) } y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta} DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\gamma} DT_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta} t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

Donde $DU_t(\lambda) = 1$ si $t > T\lambda$ y 0 en otro caso; $DT_t(\lambda) = t - T\lambda$ si $t > T\lambda$ y 0 en otro caso; y λ es el punto de corte. Como se mencionó λ es elegido de tal forma que minimice el estadístico t para testear $\alpha^i = 1$ ($i = A, B, C$), donde el menor valor del estadístico lleva a rechazar la hipótesis nula, $\hat{\lambda}$ denota el valor mínimo para el modelo i .

Una vez establecido el grado de integración de las series, es posible explorar las posibles tendencias comunes o relaciones de largo plazo entre las variables analizadas. En particular se ha señalado que podría existir causalidad inversa entre el producto y la salud dado que una condición de mejor salud puede acarrear un incremento en los ingresos medios. Asimismo, una buena política de salud puede producir efectos positivos en la salud que generarán a su vez mayores ingresos medios (Filmer y Pritchett, 1997). Cabe señalar que si bien esta relación parece clara a nivel individual, no es tan clara a nivel agregado de la economía, al tiempo que es poco probable que la tasa de mortalidad infantil genere mayores ingresos contemporáneamente (Filmer y Pritchett, 1997). Para tener en cuenta este fenómeno es necesario especificar un sistema de ecuaciones que permitan

capturar una posible retroalimentación entre algunas de las variables, lo cual se realizará en el presente trabajo a partir de la aplicación del método de Johansen.

El reconocido método de Johansen (1991) permite determinar si existe una combinación lineal de las variables analizadas $I(1)$, que sea $I(0)$, es decir, la cointegración de las mismas. El test de Johansen nos permite determinar la existencia de parámetros cointegrantes (ajuste a largo plazo) con sus respectivas velocidades de ajuste indicadas por los coeficientes de las variables cointegrantes. A su vez, este método no requiere realizar supuestos a priori acerca de la exogeneidad de las variables. La exogeneidad de las mismas será determinada en el propio análisis y servirá de base para la etapa posterior, que consistirá en la estimación de modelos uniecuacionales.

Antes de realizar el test de cointegración es necesario tener en cuenta que el mismo es muy sensible a la cantidad de rezagos que se especifiquen (Enders, 1997). Por esta razón, se requiere determinar el número óptimo de rezagos. Uno de los procedimientos más comúnmente utilizados consiste en estimar en primer lugar un Vector de Retardos Autoregresivos (VAR por su sigla en inglés) bivariado irrestricto y al aplicar distintos test sobre la estructura del retardo (en particular el criterio de información de Akaike) se determina el número de rezagos óptimo a incluir en el VAR para asegurar que los residuos sean ruido blanco.

Una vez especificado correctamente el VAR, es decir, una vez que se establecen las variables determinísticas a incluir y las transformaciones de las variables requeridas, se aplica el procedimiento de Johansen con el fin de determinar el rango (r) de cointegración del sistema. El procedimiento propuesto por Johansen parte de la especificación de un modelo vectorial autorregresivo con mecanismo de corrección del error (VECM) para un vector n -dimensional X_t de variables (endógenas) no estacionarias:

$$\Delta X_t = A_1 \Delta X_{t-1} + \dots + A_k \Delta X_{t-k} + \mu + \Pi X_{t-k} + \Gamma D_t + \varepsilon_t, t=1, \dots, T$$

donde las innovaciones son independientes e idénticamente distribuidas, μ es un vector de constantes que representan el componente determinístico en la evolución tendencial de cada variable X_{it} y D_t contiene un conjunto de variables binarias y otras variables exógenas que influyen sobre la evolución de X_t . Esta forma de representar el vector de variables endógenas contiene información sobre la dinámica de corto plazo, matrices A_i , y sobre el largo plazo, matriz Π .

Stock y Watson (1988) demostraron que un conjunto de n variables aleatorias $I(1)$ entre las que existen r relaciones de cointegración, tienen $n-r$ tendencias comunes. Por tanto, para describir las características del equilibrio a largo plazo se debe tener en cuenta tres posibles casos acerca del rango de la matriz Π :

- (i) $r = n$, o sea que la matriz Π tiene rango completo, indica que el proceso X_t es estacionario y el modelo multivariante podría ser estimado mediante un procedimiento VAR con las variables en niveles.
- (ii) $r = 0$, o sea que la matriz Π tiene rango nulo, corresponde al caso de un VAR en primeras diferencias.
- (iii) $0 < r < n$, implica que existen dos matrices α y β de órdenes $n \times r$ tales que $\Pi = \alpha\beta'$.

El número de tendencias comunes se determina a partir de dos estadísticos que configuran la prueba de la traza y la prueba del máximo valor propio. Cabe señalar que estas pruebas pueden arrojar resultados contradictorios. En ese caso, se optará por el máximo valor propio, el cual es generalmente preferido a la hora de precisar el número de vectores de cointegración (Enders, 1997).

A la hora de realizarse el test también debe determinarse el modelo a ser utilizado, lo cual implica establecer qué componentes determinísticos se incluyen tanto dentro como fuera de la relación de largo plazo. Las posibilidades son: 1) Los datos en nivel no contienen tendencia determinística y la ecuación de cointegración no contiene intercepto; 2) Los datos en nivel no contienen tendencia determinística y la ecuación de cointegración contiene intercepto; 3) Los datos en nivel contienen tendencia determinística y la ecuación de cointegración no contiene intercepto; 4) Tanto los datos en nivel como la ecuación de cointegración contienen tendencia lineales; 5) Los datos en nivel tienen tendencia cuadrática y la ecuación de

cointegración tendencia lineal. En la práctica los casos 1 y 5 son raramente utilizados. Como regla general, el caso 2 se utiliza si ninguna de las series parecen tener una tendencia, el caso 3 para series con tendencia, si se cree que todas las tendencias son estocásticas, y si se cree que algunas de las series son de tendencia estacionaria, se utiliza el caso 4.

Una vez estimado el modelo VECM, de encontrarse una relación de largo plazo por el método de Johansen, se realiza un análisis de restricciones (tests de exclusión y de exogeneidad). En efecto, se debe probar la significación de las relaciones de cointegración (β) y de los parámetros de ajuste (α). Dichas pruebas se realizan a partir del estadístico de razón de verosimilitud entre el modelo restringido y no restringido. Probar la significación de los β implica evaluar si las variables asociadas a dichos coeficientes integran o no la relación de largo plazo. Por su parte, probar la significación de los α implica determinar si alguna de las variables involucradas en el modelo es exógena débil con respecto a la relación de largo plazo correspondiente. En dicho caso, podría afirmarse que si bien esa variable interviene en la relación de largo plazo, su propia dinámica no se ajusta a dicha relación. También puede determinarse la exogeneidad fuerte analizando la causalidad en el sentido de Granger, lo cual se realiza en el presente trabajo.¹⁷

¹⁷ Hay dos componentes clave en el concepto de causalidad planteado por Granger: la precedencia temporal y el logro de un mayor predictibilidad. El autor plantea que Y_t causa a X_t si estamos en mejores condiciones de predecir a X_t utilizando toda la información disponible, que si utilizamos esa información excepto Y_t , lo cual se evidencia en la reducción del error cuadrático medio. Formalmente Granger (1969) plantea: si denotamos como U_t a toda la información acumulada en el universo desde el momento $t - 1$, y sea $U_t - Y_t$ toda esa información sin tener en cuenta la serie Y_t , tendremos que si $ECM(X|U) < ECM(X|U - Y)$, Y_t causa a X_t , y lo denotaremos $Y_t \rightarrow X_t$. Posteriormente, Granger (1980)

Cabe señalar que las pruebas de cointegración se realizan tanto en Eviews, que es el paquete mayormente utilizado en el presente trabajo, como en Gretl, el cual para el caso del test de cointegración, presenta la ventaja de permitir que se incorporen cambios de nivel en la relación de largo plazo.

En caso de no encontrarse relaciones de cointegración entre las variables analizadas, un tercer paso consiste en estimar distintos modelos uniecuacionales para la variable dependiente TMI y analizar la influencia de las distintas variables exógenas encontradas en la primera etapa. Tomando en cuenta lo expresado en el apartado anterior y que el análisis macroeconómico de la relación entre crecimiento, gasto público y la TMI se realizará a partir del uso de series de tiempo, la expresión básica a estimar será la siguiente:

$$f(TMI)_t = \alpha + \beta(PIB_{pc})_t + \delta(GP_{pc})_t + \eta X_{t+1} + u_t \quad [3]$$

Donde $f(TMI)$ es la transformación utilizada para la TMI; PIB_{pc} es el PIB *per* cápita y GP_{pc} es el gasto público *per* cápita, ya sea el total o en salud, α representa el intercepto y X otro conjunto de variables explicativas (tales como la educación de la madre o el acceso a agua potable). Por último, u es una perturbación que se supone estacionaria e independiente de los valores presentes y pasados de las variables dependientes e independientes. La

plantea que para que la causalidad ocurra, Y_t debe contener alguna información única acerca del valor que X_{t+1} tomará en el futuro inmediato.

linealidad de la relación entre el PIB y el gasto público por un lado y la TMI por otro, implican necesariamente que la relación entre los primeros y el indicador de salud utilizado, será no lineal.

No obstante, una regresión estática de la forma planteada en [3], raramente provee una aproximación útil para datos de series de tiempo dado que imponer una regresión estática a los datos implica que las respuestas de corto y largo plazo de la variable dependiente a las explicativas son idénticas e instantáneas (Hendry et al, 1982). En el caso concreto analizado aquí, es dable suponer que las inversiones estatales en salud, por ejemplo en mortalidad infantil, tardan un determinado número de períodos en afectar los resultados en salud a la vez de que pueden existir efectos acumulativos (construcción de hospitales, inversión en tecnología médica infantil por ejemplo). Por tanto se analizará la relevancia de incluir rezagos de las variables explicativas, en la medida en que varias de estas variables podrían operar de forma retardada y/o acumulativa. Tal como se mencionó antes, en este trabajo se determinará el número óptimo de rezagos en base al criterio de información de Schwarz.

A esto se suman otros problemas tales como la existencia de variables omitidas o errores de medida, así como procesos de medias móviles en los residuos, que generan autocorrelación en los mismos (Hendry et al, 1984). Por tal motivo se tendrá especial cuidado en la obtención de residuos bien

comportados. A tal fin se aplicarán diversos test tales como Ljung-Box y Breusch-Godfrey (véase Anexo 4).

Se estimaría entonces un modelo dinámico, uniecuacional, comúnmente denominado *Autoregressive-Distributed-Lag* (ADL), en este caso de orden 0, m. El mismo puede ser estimado en primeras diferencias por MCO bajo los supuestos de residuos bien comportados y variables explicativas exógenas. A partir de la estrategia planteada, se espera encontrar que el coeficiente δ , asociado a los indicadores de gasto, es significativo para explicar la evolución de la TMI a lo largo del tiempo así como que las variables binarias asociadas a los cambios institucionales y tecnológicos antes mencionados resultarán también significativas.

3.2 Variables e indicadores utilizados

Dentro de los indicadores de salud, la mortalidad infantil ha sido señalada como un indicador de alta sensibilidad al desarrollo social y ampliamente aceptada como indicador de salud de una nación y de calidad de vida de la misma (Goldstein, 1985; Conley y Springer, 2001). Asimismo, posee una alta sensibilidad en el corto plazo a inversiones públicas en cuidados médicos y a la provisión de servicios públicos de salud, a diferencia de lo que sucede con otros indicadores de salud tales como la esperanza de vida, lo cual permite tener una mayor confianza acerca de los resultados obtenidos dado

que reduce el rezago con el cual otras variables actúan sobre ella reduciendo la probabilidad de confundir efectos (Conley y Springer, 2001).¹⁸

Una vez que se opta por trabajar con la TMI, un aspecto a tener en cuenta para el análisis de largo plazo, es la definición de los límites máximos y mínimos históricos considerados deseables o adecuados que permitan, por ejemplo, construir la función de logros mencionada en la estrategia empírica. En el caso de la mortalidad infantil, los límites recomendados por Kakwani (1993) son de 300 y 5 por cada mil nacimientos. Los mismos se establecen en términos al considerar los valores alcanzados por los 80 países bajo estudio, se seleccionan los valores más exigentes dado que los máximos y mínimos están definidos en términos ideales.¹⁹ Cabe señalar que los mismos límites serán utilizados para transformar la TMN y la TMPN.

Respecto al rol del Estado, según se vio previamente, las formas en que el mismo, a través del gasto público, puede impactar sobre la salud y probabilidad de supervivencia de los niños es variada. Por tanto, es posible utilizar una gama amplia de indicadores como formas de medir dichos posibles impactos: programas públicos que mejoren la nutrición de las

¹⁸ Si bien se dispone de una serie de largo plazo de esperanza de vida, y podría ser interesante ver la sensibilidad de otros indicadores relevantes de salud a las variaciones del gasto público y el PIB, la misma fue descartada en el presente trabajo por razones metodológicas. En efecto, la serie de esperanza de vida requiere para su construcción, de datos sobre defunciones por edad y sobre población por edad, siendo en éstos últimos donde radican las principales dificultades dado que solo se encuentran disponibles los censos de 1908, 1963, 1975, 1985 y 1996. Si bien el INE ha publicado y actualizado varias estimaciones de la población por sexo y edad, las mismas solo contemplan estimaciones desde el año 1950 en adelante. A su vez, Miglioni (2001) señala que tanto las estimaciones del INE/CELADE de la población por edad y sexo así como las tablas de vida para varios años en la década de 1950 presentan serias contradicciones con los datos registrados de mortalidad.

¹⁹ Si bien la variación histórica de los límites máximo y mínimo de la mortalidad infantil se encuentra entre 3 y 300 por mil, recientemente fueron alcanzados valores de 2 por mil en el caso por ejemplo de Suecia y Singapur (PNUD, 2010).

madres y sus hijos, que fomenten los cuidados prenatales y reduzcan los comportamientos maternos de riesgo (tales como fumar), políticas destinadas a mejorar el acceso a cuidados infantiles, mayor gasto destinado a incrementar el número de médicos y enfermeros por habitante, el incremento de los recursos destinados a cuidados intensivos infantiles, mejorando las tecnologías médicas. También existen efectos acumulativos, que perduran por más de un período, vinculados a la construcción de infraestructura hospitalaria y a la adopción de tecnología, mejoras en la salud materna, educación de las madres, reducciones en la contaminación ambiental y acondicionamiento urbano.

Más allá del marco teórico, los antecedentes sistematizados y las preguntas que el presente trabajo intenta responder, existe una importante restricción de datos disponible para el largo plazo en el caso de Uruguay. En el marco de estas restricciones, se buscaron indicadores que reflejen cada conjunto de determinantes o variables, los cuales se presentan en el Cuadro 4.

Cuadro 4. Variables utilizadas

	Dimensión	Indicadores
Variable dependiente	Salud	TMI TMI posneonatal TMI neonatal
Variables explicativas	Crecimiento económico	PIB <i>per cápita</i>
	Gasto público	GP en salud • calidad: políticas públicas relevantes • cantidad: gasto en dinero GP total y en educación
	Nivel educativo de la población	Tasa de matriculación combinada en primaria y secundaria GP en educación
	Cuidados médicos	Médicos c/10.000 habitantes
	Infraestructura	Conexiones a agua potable cada 1.000 habitantes

Una característica particular de Uruguay es la recolección temprana (1879) de datos sobre nacimientos y muertes a través del Registro Civil. No obstante, las series asociadas al gasto están disponibles recién desde 1910, por lo cual este será el año de comienzo de la mayoría de las estimaciones. En cuanto al último dato, las series obtenidas están disponibles conjuntamente hasta 2004, por lo cual ese será el año final de la estimación. Por lo tanto, en la mayor parte de las estimaciones realizadas se dispone de un total de 97 datos. Todos los datos utilizados en este trabajo fueron proporcionados por el Programa de Población de la Unidad Multidisciplinaria de la Facultad de Ciencias Sociales y por el Área de Historia Económica del Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas, ambas pertenecientes a la Universidad de la República.

Cabe señalar que no se dispone de series completas sobre niveles educativos o asistencia escolar dividida en sexos. Disponer de esta variable sería relevante en la medida que la educación de la madre es considerada como relevante en la mayoría de los estudios sobre el tema así como a nivel del marco conceptual utilizado. Las variables gasto en educación y tasa de matriculación combinada en primaria y secundaria serán por tanto utilizadas como *proxy*.

Tampoco se incluyen en el análisis el índice de Gini y la tasa de fecundidad general aunque las series están disponibles para el período considerado. La serie del índice de Gini fue calculada por Bértola (2005) empalmando dos series de diferentes períodos (1908-1966 y 1966-2000) realizadas en trabajos previos. Asimismo, agrega una estimación para el período 1880-1908, basada en una transformación logarítmica de la serie de la relación precio de la tierra/salario, que busca recoger el signo de la tendencia más que proporciones de cambio. El autor sugiere que las comparaciones de niveles absolutos entre puntos de la serie estimados con las distintas muestras deben evitarse. La información recogida sí permite apreciar la dirección del cambio en la desigualdad. Por tal motivo finalmente se decidió descartar el uso de esta serie en el presente trabajo. No disponer de una estimación más precisa de la distribución del ingreso constituye una limitante para este trabajo dado que distintos trabajos a nivel internacional señalan que ésta influye en forma relevante en la evolución de la mortalidad (véase por ejemplo Wilkinson, 1996; Deaton, 2001; Becker et al, 2005).

En el caso de la tasa de fecundidad general, la misma fue descartada por dos motivos. En primer lugar dado que la variable más apropiada sería la tasa global de fecundidad (TGF) que es la que corrige efectivamente por la estructura de edades de la población, pero sólo se encuentra disponible recién a partir de 1950. En efecto, la TGF refleja el número hipotético de hijos que en promedio tendría cada mujer de una cohorte de mujeres que cumpliera con dos condiciones, que durante su período fértil tuviera sus hijos de acuerdo a las tasas de fecundidad por edad de la población en estudio, y que no estuviera expuesta a riesgo de mortalidad desde su nacimiento hasta el término de su período fértil. En cambio se dispone para todo el período de la tasa de fecundidad general, que se obtiene por el simple cociente entre la cantidad de nacimientos y las mujeres en edad reproductiva, es decir, entre 15 y 49 años de edad. En segundo lugar, el uso de esta tasa como *proxy* de la fecundidad arrojó resultados contradictorios con la teoría en estudios previos sobre determinantes de la mortalidad infantil (véase Cabella et al, 2009). Esto podría ser un indicio de que la misma no daría cuenta correctamente de la fecundidad en Uruguay a largo plazo. Las pruebas realizadas en el presente trabajo corroboran los problemas encontrados en los trabajos previos. Es decir, la tasa general de fecundidad o no resulta significativa o, de serlo, presenta el signo opuesto al esperado.

Seguidamente se describe brevemente la forma en que fueron construidas las series de datos utilizadas y sus principales limitaciones.

3.3 Características de los datos utilizados

La información utilizada presenta las dificultades propias de las series históricas vinculadas a las posibilidades de obtener información homogénea a lo largo de los años, a lo cual se suman complicaciones propias de cada serie. A continuación se presentan algunas de sus limitaciones.

Las series de gasto en salud, en educación y total, fueron construidas por el Área de Historia Económica del Instituto de Economía de la UDELAR. Según señalan Azar y Bertoni (2007), originalmente las fuentes permitieron la reconstrucción y clasificación del gasto público para el período 1910-2000, pero no en forma continua. En efecto, la información no pudo completarse año a año para las décadas del cuarenta y del sesenta. Señalan que tampoco pudo obtenerse una serie razonablemente continua del gasto ejecutado por las Intendencias Municipales, razón por la cual el ámbito municipal no fue incorporado. Para los años 2002-2005, se dispuso de datos desagregados por Unidad Ejecutora y dentro de ella, por Unidad Organizativa, lo que brinda una visión más precisa sobre el tipo de función a la que se adjudica el gasto. A su vez, dado que a lo largo del siglo la información disponible procedía de distintas fuentes, se realizó un trabajo de compatibilización, no obstante ello, remarcan la confiabilidad de las series. Las principales fuentes de información fueron: Incisos presupuestales, Organismos de seguridad social y Banco de Previsión Social y

Administración de las Obras Sanitarias del Estado.²⁰ Dada la mayor escasez de información, los años faltantes en la series fueron completados posteriormente mediante distintas técnicas de extrapolación.

Respecto a la serie de gasto público en salud, los autores realizan algunas consideraciones adicionales relevantes para este estudio. Primero, que el gasto asociado a los hospitales destinados a enfermos mentales y Asilos fue clasificado por los autores de la serie en la categoría Asistencia social, es decir, no se encuentra incluido dentro del gasto en salud. Para el caso de los organismos de seguridad social, se tomaron las siguientes decisiones. Por un lado, la información se registró separando jubilaciones y pensiones de las prestaciones a activos. Por otro, dentro de estas últimas, los pagos por seguro de enfermedad se clasificaron como gasto social en “salud”, creándose un código especial definido como “seguro de salud”. Se trata de la cobertura de seguros de enfermedad de la Dirección de Seguros Sociales por Enfermedad (DISSE), realizada a través del BPS. Este dato se incluye como parte del gasto público social, porque más allá de cómo efectivamente se provee el servicio de salud, su financiamiento es de carácter coactivo para los trabajadores en relación de dependencia, indicado a través de una decisión de política pública y en la ejecución de la cual el Estado asume un rol fundamental como agente recaudador y como agente regulador. Parte del cambio en la serie de salud que puede darse a partir de 1974 está influido

²⁰ Si bien se exceptúan del análisis los gastos de las empresas públicas, en la medida que son financiados en esencia, por el pago de un precio por parte de los usuarios, la inclusión de OSE se justifica porque su relevancia trasciende la satisfacción de una necesidad individual como contrapartida de un pago monetario, para convertirse en un tema social (Azar y Bertoni, 2007).

por considerar este gasto.²¹ En el caso del gasto en maternidad, dado que se trata de erogaciones realizadas por el BPS para la cobertura de la salud materno-infantil, debería haber regido el mismo criterio. No obstante, como para la mayor parte del período sólo se cuenta con datos agregados en la categoría “carga de familia y maternidad”, no fue posible distribuir ese gasto por funciones y se optó por mantenerlo como gasto en “asistencia social”.²² Por último, según señalan Azar *et al.* (2007), dado que la información manejada no permitió identificar a lo largo de todo el período el gasto en pacientes crónicos y agudos, a nivel global pueden introducirse diferencias que lleven a subestimar el gasto total en salud pública.

En cuanto a las series de mortalidad infantil y población total, fueron construidas por el Programa de Población de la Unidad Multidisciplinaria de la Facultad de Ciencias Sociales de la UDELAR. Los datos sobre nacimientos y defunciones totales de menores de un año y según causa de muerte provienen de las publicaciones de Estadísticas Vitales oficiales nacionales y municipales, generadas por el Registro de Estado Civil y la Oficina de Estadística del Municipio de Montevideo. Según señalan Cabella y otros (2004), la información provista por la estadística vital uruguaya ha sido en general considerada confiable según los estándares internacionales

²¹ La información disponible permite separar el gasto en DISSE del resto del gasto en salud lo cual no fue realizado en el presente trabajo. Este gasto no superó en ningún año considerado el 0.049% del gasto total.

²² Este gasto es menor en el total considerado (representó entre el 70% y el 30%, dependiendo de los años, del gasto en prestaciones a activos que representa a su vez sólo alrededor de 16% del gasto en seguridad social. No obstante, en la actualidad se dispone de un trabajo monográfico que permitiría realizar una desagregación de este gasto a lo largo del siglo, lo cual no fue realizado en el presente trabajo.

y los diversos analistas que han evaluado su cobertura a lo largo del siglo XX, coinciden en que ésta era razonablemente buena ya desde comienzos de siglo. Igualmente, Cabella y otros (2004), realizan una serie de advertencias. Respecto a los nacimientos, suponen que debe haber existido sub-registro, particularmente en los primeros años del siglo, por un lado a causa de las imperfecciones inherentes a un sistema estadístico relativamente nuevo, y por otro, porque varios pediatras de la época denunciaron la inexactitud del registro particularmente entre la población más alejada del casco urbano de la ciudad. Respecto a las defunciones, señalan que es muy probable que su registro haya sido más exigente que el de los nacimientos, ya que históricamente el Estado uruguayo exigió y – controló- que los enterramientos solo fueron realizados con la presentación del certificado médico de defunción. Tampoco han sido encontrados en el país cementerios clandestinos, otra señal usual de subregistro en los países en que las costumbres o la cultura habilitan la práctica de enterrar a los muertos fuera de las zonas indicadas por las autoridades de salubridad pública. Por otro lado, desde mediados del siglo XX el número de defunciones registradas por “causas mal definidas” es muy escaso, lo que también es considerado usualmente un indicador de la cabalidad del registro.

Cabe señalar que en el caso de la TMN, se produce un incremento de la misma entre 1960 y 1967 que sería artificial, en la medida que se habría generado por un mayor cuidado en la declaración de las defunciones

ocurridas al principio de la vida. Cabella y otros (2007) señalan que son varios los factores que ofrecen indicios para pensar que la tasa aumentó por mejoras en el registro. Por un lado en los años cincuenta el sistema de estadísticas vitales uruguayo adopta una nueva definición biológica de nacido vivo recomendada por la OMS, vigente hasta la actualidad. Por otro lado, en 1968 el sistema de estadísticas de clasificación de las defunciones por causa en Uruguay también se ajusta (octava revisión de la CIE, 1965), cambio que en parte obedece a creciente importancia que otorga la OMS a las causas de muerte que rodean al nacimiento y la preocupación por homogeneizar internacionalmente los criterios en las definiciones de nacidos vivos, mortinatos y defunciones fetales. Finalmente, señalan que del análisis de la mortalidad neonatal precoz en este período también surgen elementos que sustentan la idea de que la tasa aumentó a expensas de una mejor declaración de los nacimientos vivos. En efecto, la proporción de niños que mueren antes de cumplir un día, respecto al total de las defunciones ocurridas entre 0 y 6 días de vida, aumenta sistemáticamente en estos años. Este aumento puede atribuirse al traslado de defunciones que antes se consideraban fetales a la categoría de mortalidad neonatal precoz (Cabella et al, 2007). Estas consideraciones son relevantes en la medida que implican una subestimación previa de la TMN.

La realización de censos fue escasa y asistemática en nuestro país. Dado que se requieren series de población total (denominador de algunos indicadores), se utilizaron series brindadas por el Programa de Población, en

las que los datos censales se completan con proyecciones de la población por sexo y edad realizadas por Pellegrino (2001). La misma se basó en la metodología desarrollada por Ronald Lee (1974, 1985) que descansa en el supuesto de que partiendo de una población inicial y datos sobre nacimientos, defunciones y migración, se puede reconstruir la estructura de edades de la población, además de estimar la evolución de su volumen. La proyección estima la población uruguaya para el período 1885-1963, ofreciendo estimaciones puntuales para cada quinquenio de la serie, abiertas por sexo y grupos quinquenales de edad. Las estimaciones anuales fueron obtenidas por medio del supuesto de crecimiento lineal entre un quinquenio y el siguiente. A partir de allí se dispone de proyecciones de población de CELADE.

La construcción de la serie de PIB está basada en los trabajos de Bértola (1998) y Bertino y Tajam (1999). A partir de una amplia base empírica, Bértola (1998) realizó una estimación del PIB entre 1870 y 1936, en tanto Bertino y Tajam (1999) trabajaron el PIB entre 1900 y 1955, período en el cual realizaron una amplia investigación histórica sobre distintos sectores de la economía.

La estimación realizada por Bertino y Tajam (1999) no incorpora todas las actividades que conforman el PIB sino que calcula determinadas actividades que han sido consideradas clave para su evolución. Los sectores estudiados fueron: ganadería, agricultura, comunicaciones, electricidad, gas y agua,

industria manufacturera, construcción, transportes y el Estado. La metodología, a grandes rasgos, consiste en calcular series del valor bruto de producción (VBP) a precios corrientes de cada sector estudiado y luego obtener el valor agregado bruto (VAB) de cada sector restando al VBP los insumos o materias primas, para obtener el PIB agregando el VAB de todos los sectores. Finalmente, a partir de las series de VAB a precios corrientes se proyectaron las series del PIB de Cuentas Nacionales disponibles desde 1955 para todo el periodo. Esta metodología tiene algunas limitaciones que es necesario señalar. Los sectores que se estudiaron representan 56% del PIB de 1955. El 44% que no fue incluido corresponde a los siguientes sectores: Comercio, Sector financiero, Propiedad de vivienda y otros servicios, y algunos subsectores dentro de la Industria manufacturera y Transportes. Por tanto, de existir una dinámica desigual entre sectores incluidos y no incluidos, podrían estarse sobreestimando o subestimando los valores del producto en años previos a 1955.

Por su parte, Bértola y otros (1998) calculan directamente índices de volumen físico de la producción para cada sector, utilizando índices Divisia.²³ Se elaboraron siete series sectoriales: Ganadería, Agricultura, Industria manufacturera, Industria de la Construcción, Servicios no comercializados del Estado, Servicios comercializados, Transporte. Luego, para agregar las series de los sectores se tomó la ponderación de cada uno en el año 1936.

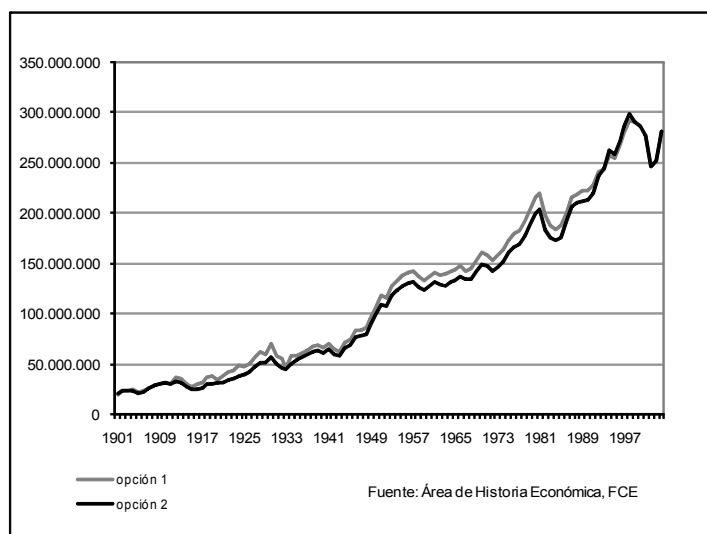
²³ Los índices Divisia son definidos como una cadena de índices Laspeyres, una serie basada en las variaciones porcentuales de año a año de los diferentes componentes de la estructura productiva.

Para ambas estimaciones se utiliza una amplia variedad de fuentes, destacándose los Anuarios Estadísticos, las publicaciones de los distintos ministerios y reparticiones del Gobierno Central, del gobierno municipal de Montevideo, los Presupuestos Generales del Estado, las diversas publicaciones estadísticas del BROU y las revistas de las asociaciones profesionales (Bertino y Tajam, 1999).

Se dispone por tanto de dos series de PIB para el país en el período considerado que esencialmente difieren en el primer tramo de la misma. En efecto, una posibilidad es comenzar con la serie de Bértola y otros (1998) hasta 1936 y a partir de allí empalmarla con la de Bertino y Tajam (1999) hasta 1955, en tanto otra posibilidad es utilizar desde 1900 hasta 1955 la serie de Bertino y Tajam (1999). A partir de 1955 la fuente principal son las Cuentas Nacionales y el BROU, fuente no disponible previamente.

Si bien no existen diferencias relevantes entre ambas (véase Gráfica 2), se analizará la sensibilidad de las estimaciones al uso de ambas series.

Gráfica 2. Evolución del PIB (en miles de pesos, a precios constantes de 1983). 1900-2004.



En el caso de las series de conexiones a agua potable cada 1.000 habitantes, médicos cada 10.000 habitantes y tasa de matriculación combinada, se dispone de mucha menos información acerca de la forma en que fueron construidas. En el caso de la serie de conexiones a agua potable, cabe señalar que los datos provienen de la Administración de las Obras Sanitarias del Estado y sólo se dispone de una serie para el total del país a partir de 1921, pues hasta dicho año los valores de la serie corresponden al área metropolitana.²⁴ En el caso de la serie de cantidad de médicos cada 10.000 habitantes, los datos provienen de los censos de población, la 1ª y 2ª Convención Médica Nacional y del Padrón Médico del Sindicato Médico Uruguayo. La TMC se construye como la cantidad de personas matriculadas en primaria y secundaria sobre la población de 5 a 19 años de edad. Los datos de matriculación provienen principalmente de anuarios de educación

²⁴ Según datos proporcionados por el Programa de Población de la Unidad Multidisciplinaria de la Facultad de Ciencias Sociales, la región metropolitana comprende el departamento de Montevideo y las siguientes localidades: Paso Carrasco, Barra de Carrasco, Parque Carrasco, Fraccionamientos Camino Maldonado, San José de Carrasco, Solymar, Colinas de Solymar, Lagomar, Shangrilá, El Bosque, El Pinar, Las Piedras, La Paz, Progreso, Pando, Toledo, J.A. Artigas, Colonia Nicolich, Suarez y Villa Aeroparque.

siendo la principal dificultad para la construcción de esta serie obtención de datos de población por tramos de edades. Para su construcción se utilizan estadísticas continuas de educación, proyecciones de población realizadas por el Programa de Población (entre 1901 y 1962) y proyecciones de población de CELADE (entre 1963 y 2004). Las tres series fueron provistas por el Programa de Población de la Unidad multidisciplinaria de la Facultad de Ciencias Sociales.

A las posibles limitaciones vinculadas a la construcción de las series de largo plazo se suman las de los indicadores utilizados. Una de ellas es que se encuentran a un nivel alto de agregación no permitiendo captar la heterogeneidad en la calidad de vida de distintos grupos de individuos al interior de cada país (mujeres y hombres por ejemplo) o entre regiones al interior de cada país (rural y urbana por ejemplo). Un análisis más pormenorizado no es posible a largo plazo por falta de información.

A su vez, en este trabajo se consideró implícitamente que la totalidad de las partidas presupuestales son recibidas por los beneficiarios, es decir, que no hay desvíos de las transferencias públicas debido a, por ejemplo, la corrupción o ineficiencias en la provisión de los servicios. Si no fuese éste el caso, se estaría sobrestimando el impacto del gasto público. En sentido contrario, tampoco se consideraron externalidades positivas que pudiesen surgir de estos egresos. No obstante, la principal limitación respecto a la información disponible de gasto público y en particular del gasto en salud,

refiere a la falta de información sobre gasto específico en salud materno-infantil señalada previamente.

CAPÍTULO 4: Evolución de las variables analizadas y resultados

En este capítulo se presenta una descripción de la evolución a lo largo del siglo XX de la mortalidad infantil y sus posibles determinantes en Uruguay a la luz de la bibliografía disponible sobre el tema (sección 4.1). Seguidamente, se presentan los principales resultados de las estimaciones tanto de la relación de la TMI con las distintas covariables, de corto y largo plazo, así como de la forma en que la TMI depende de sus valores previos (testeo de la presencia del efecto Mateo en Uruguay) (sección 4.2).

4.1 Evolución de las variables analizadas

Al iniciarse el siglo XX la tasa de mortalidad infantil en Uruguay había alcanzado valores muy reducidos (100 por mil), únicamente comparables con algunos pocos países desarrollados (Cuadro 5).

Cuadro 5. Evolución de la TMI. Países seleccionados. 1900-2004

Año	Uruguay	Francia	Noruega	Inglaterra
1900	93.3	160	91	154
1910	101.5	113	67	105
1920	107.7	123.2	58	80
1930	92.5	83.8	46	60
1940	85.8	91.4	39	57
1950	62.8	52	28	30
1960	52.4	24	18	23
1970	49	15	13	18
1980	37.4	10	8	12
1990	20.3	7	7	8
2000	13.9	4	4	6
2004	13	4	4	6

Fuente: Birn y otros 2003; Banco Mundial; Unidad Multidisciplinaria de la FCCSS

Pero mientras que en los demás países continuaron el proceso de reducción una vez comenzado el descenso, la mortalidad infantil uruguaya permaneció estancada hasta casi 1940 (Birn et al., 2003), estancamiento que sigue produciendo aún controversia entre los analistas de distintas especialidades. En efecto, la tasa de mortalidad infantil presentó dos períodos de estancamiento, en torno al 100 por mil en las primeras cuatro décadas y en valores próximos a 50 por mil desde fines de la década de 1940 hasta fines de la década de 1970. Recién entonces retoma nuevamente la tendencia descendente, terminando el siglo con valores del orden de 14 defunciones por mil nacimientos. Al igual que lo sucedido con el nivel de la mortalidad general, otros países de la región tales como Costa Rica, Cuba y Chile, que partieron de valores más altos de mortalidad infantil, finalizaron el siglo XX con un indicador de un dígito (Pellegrino et al, 2005).

La salida del estancamiento en la década de 1940, vinculada casi totalmente a la gran caída que registra la mortalidad entre los niños mayores de un mes a partir de 1942, se debería a un complejo conjunto de causas que concurren entre la década de 1930 y 1940 que tuvieron efectos positivos sobre la reducción de las dos principales causas de muerte del período (diarreas y las enfermedades del aparato respiratorio). Dentro de este conjunto de causas, Birn y otros (2005) destacan: el mejoramiento de la infraestructura urbana (acceso a agua potable, saneamiento, etc.), las sustanciales mejoras en la calidad de la leche, las mejoras en la calidad de vida (aumento del salario real, etc.), mejoras en la profilaxis de las

enfermedades y en la atención médica al niño enfermo, adelantos en la legislación social y laboral, la incorporación y expansión de los grandes avances científicos en las terapéuticas con resultados curativos eficaces (plasmoterapia, sulfamidas y antibióticos).

Durante la década de 1950 tanto el componente neonatal como el posneonatal contribuyeron a un nuevo estancamiento, en tanto entre inicios de la década de 1960 y 1977 el estancamiento de la mortalidad infantil fue el resultado de tendencias opuestas en la evolución de los componentes neo y posneonatal (Cabella *et al.*, 2007). Respecto al incremento del componente neonatal, como fue señalado previamente, las autoras señalan que se habría generado principalmente por un mayor cuidado en la declaración de las defunciones ocurridas al principio de la vida.

La década de 1980 se destaca como el período en que se logra la mayor reducción en la mortalidad infantil, a la cual contribuyeron ambos componentes. Se profundiza la reducción de las muertes posneonatales y comienza una etapa de descenso de las defunciones ocurridas en el primer mes de vida. Los estudios sobre el tema señalan que varias medidas adoptadas en materia de políticas de salud contribuirían a explicar este descenso. En efecto, desde mediados de los años setenta se produce una proliferación de centros especializados en la atención de neonatos de alto riesgo en la órbita pública y privada. El desarrollo de la atención neonatológica especializada y la mejor captación de embarazos de riesgo,

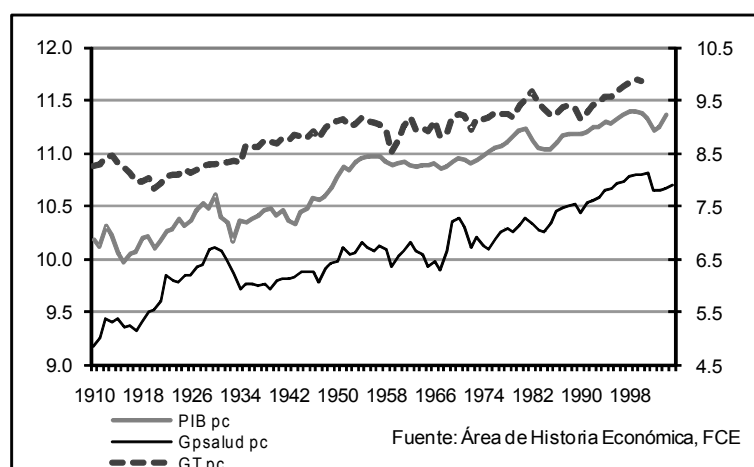
comienzan a recoger efectos sobre la mortalidad neonatal a partir del segundo quinquenio de la década de 1970, a lo cual se sumó la expansión del Programa Aduana. Por otro lado, las campañas de promoción de rehidratación oral implementadas durante toda esta década tienen fuertes efectos sobre la mortalidad por diarrea con un fuerte impacto positivo sobre la sobrevivencia de los lactantes mayores de un mes (Cabella et al, 2007).

A los escasos avances registrados en ambos componentes de la mortalidad infantil durante el período 1990-1994, le siguió un nuevo impulso en su descenso. Finalmente, entre los años 2000-2004, último período analizado en el presente trabajo, se produce nuevamente un descenso muy moderado de ambas porciones de la mortalidad infantil. Cabella y otros (2007) señalan que este nuevo estancamiento relativo se debería al menos en parte a que este período incluye la agudización de la crisis económica en 2002-2003. Las cifras observadas en esos años permiten constatar que en estos dos años no sólo se frenaron los descensos graduales que venían registrándose en los años inmediatamente anteriores, sino que incluso el año 2003 experimentó aumentos en ambos componentes.

Del análisis precedente puede inferirse que el gasto público en salud, materializado en diversos programas enfocados en la salud materno infantil, en el desarrollo de infraestructura de salud, así como en la difusión de nuevas tecnologías médicas, pudo haber desempeñado un rol fundamental en el descenso de la mortalidad infantil y sus componentes.

En un marco del sostenido incremento del gasto público social y su creciente participación en el gasto público total y en el PIB, que constituyen una de las características dominantes del país durante la primera mitad del siglo XX, el gasto en salud mostró un crecimiento sostenido respecto al PIB desde comienzos del siglo XX hasta fines de la década de 1920 (Azar y Bertoni, 2007, Gráfica 3). Este comportamiento se debió principalmente al rol clave desempeñado por el Estado en la asistencia sanitaria de la población con la creación de la Asistencia Pública Nacional en 1910. En efecto, entre 1910 y 1928 el gasto público en salud pasó de representar 0,3% del PIB a 1,3% (Azar *et al.*, 2007). Luego este porcentaje se estabilizó en el entorno de 1% en la década de 1930 con una leve tendencia al alza en la década de 1950. Según señalan Azar y Bertoni (2007), la explicación de este estancamiento relativo debe buscarse en la expansión del sistema mutual de salud que cubrió a una proporción importante de la población desde mediados de los años 1940. Una nueva expansión del gasto en salud se produce en la década de 1970 –se situó alrededor del 2,5% del PIB–, vinculada a la inclusión del seguro de enfermedad en 1986 y el importante incremento del gasto en sanidad policial y militar (que se multiplicó por 4 entre 1974 y 1985). El ascenso continúa en la década de 1990, alcanzando en 2001 niveles cercanos a 4% del PIB (Azar y Bertoni, 2007).

**Gráfica 3. Evolución del PIB, el gasto público total u en salud
(per cápita y en logaritmo). 1910-2004.**



En cuanto al gasto público destinado a la salud materno-infantil, si bien no se dispone de información desagregada acerca de su monto y evolución, sí se dispone de información acerca de los principales cambios institucionales e implementación de programas públicos que la afectaron (véase por ejemplo Cabella et al, 2007; Cabella y Pollero, 2004; Birn et al, 2005), las más relevantes se encuentran sintetizadas en el Cuadro 6.

Ya desde fines del siglo XIX, con la creación en 1895 del Consejo Nacional de Higiene, se centralizó la autoridad de las políticas de salud pública, aunque no garantizó las potestades ni los recursos suficientes para llevar adelante las campañas contra las enfermedades epidémicas (Birn et al, 2005). Entre 1908 y 1910 encontramos varios hechos relevantes, entre los cuales destaca la creación en 1908 del primer centro de asistencia a lactantes de hogares pobres (Gota de Leche) y la inauguración del primer Hospital de Niños (Pereira Rossell).

Cuadro 6: Principales políticas vinculadas con la salud materno-infantil					
1895-1908	1910	1914	1925-26	1933-35	1939-1940
Consejo Nacional de Higiene 1ª Gota de Leche, inauguración Pereira Rossell	Estatización y reorganización de hospitales de caridad, orfanatos y asilos bajo la égida de la Asistencia Pública Nacional	6 nuevas Gotas de Leche, Escuela de Parteras y la Casa de Maternidad	5 Gotas de leche y Casa del niño	Ministerio de Protección a la Infancia, absorbido como "Consejo del Niño" por el Ministerio de Instrucción Pública en 1935. Ley maternidad y Código del niño	Plasmoterapia
1943-1945	1954-55	1957	1966	1969-71	1973-82
Expansión de las sulfas y otros antibióticos	Se crea la especialización en Pediatría y se instalan los primeros ventiladores pediátricos en el Hospital Filtro.	Centro de Recién Nacidos	Dos Centros Pilotos de Rehidratación en Montevideo y varios centros de rehidratación en el interior del país, en el Hospital Pereira Rossell primer servicio de cuidados intensivos polivalentes	Departamento Materno-Infantil en el Ministerio de Salud Pública. Se instala un equipo pediátrico neonatológico en la Maternidad del Hospital Pereira Rossell y se destinan 8 equipos para el interior.	Reformulación en 1973 del servicio de cuidados intensivos polivalentes, que pasó a ser la Unidad de Cuidados Intensivos Neonatales en 1975. Programa Aduana (continúa hasta hoy). Programas para reducir la muerte por problemas pulmonares en neonatales (*)
1987	1994-1999	2000-2004			
Se crea el INAME, que sustituye al viejo Consejo del Niño, se implementan los Centros CAIF, se pone en marcha el Programa Docente en Comunidad en el área Materno-Infantil en la Facultad de Medicina, el MSP impulsa la Atención Primaria en el área materno-infantil	Programa Ampliado de Inmunización (se incluye el hemophilus influenza en CEV, que tiene impacto sobre las enfermedades respiratorias y la meningitis y en 1999 se incluye la vacuna contra la hepatitis B).	Nuevo impulso al Plan Aduana a partir de la incorporación del programa setiembre (atención a puérperas adolescentes)			
Fuente Elaborado en base a Birn y otros (2005 y 2003) y Cabella y otros (2007)					

Nota (*): Cabe señalar que en la década de 1970 se produce una multiplicación de equipos de cuidados neonatológicos y pediátricos en el sector público pero también en el privado. En 1976 se crea la Unidad Neonatológica en el Sanatorio Impasa (CUP) y la Unidad Neonatológica del Sanatorio Americano. Entre los años 1978 y 1979 se crean las Unidades Neonatológicas de Casa de Galicia, el Sanatorio Italiano y el Servicio Centralizado de Recién Nacidos del Hospital Pereira Rossell. Un poco más adelante, en 1984, se crea la Unidad Neonatológica del CASMU Cabella y otros (2007).

En 1910 la estatización y reorganización de hospitales de caridad, orfanatos y asilos bajo la órbita de la Asistencia Pública Nacional, garantizó el derecho de todo individuo privado de recursos a la asistencia gratuita por parte del Estado. La creación de sucesivos centros de Gota de Leche en diferentes puntos de la capital y mas adelante en el resto del país (al promediar el siglo XX habían llegado a nueve), fue relevante en la medida que a excepción de los mismos, la atención pública de la salud infantil estaba fuertemente concentrada en los grandes centros de referencia, particularmente en el Hospital Pereira Rossell. También se crea en este período la Escuela de Parteras y la Casa de Maternidad (Cabella y Pollero, 2004).

En términos de desarrollo institucional e infraestructura de salud, destacan posteriormente la creación del Ministerio de Protección a la Infancia, absorbido como Consejo del Niño por el Ministerio de Instrucción Pública en 1935, que centralizó los servicios sociales y de salud. En 1954 se crea la especialización en Pediatría en la Facultad de Medicina y hacia 1957 se encontraba en funcionamiento el Centro de Recién Nacidos. En 1966 se fundan dos Centros Piloto de Rehidratación en Montevideo y varios centros de rehidratación en el interior del país. En 1969 se crea el Departamento Materno-Infantil en el Ministerio de Salud Pública, en el marco del cual se implanta el Programa Aduana, que comienza a ejecutarse en 1974 y se lleva a nivel nacional en 1982. En cuanto al desarrollo tecnológico, ya a fines de la década de 1960 se había creado en el Hospital Pereira Rossell el primer servicio de cuidados intensivos polivalentes. Éste fue reformado en 1973 y

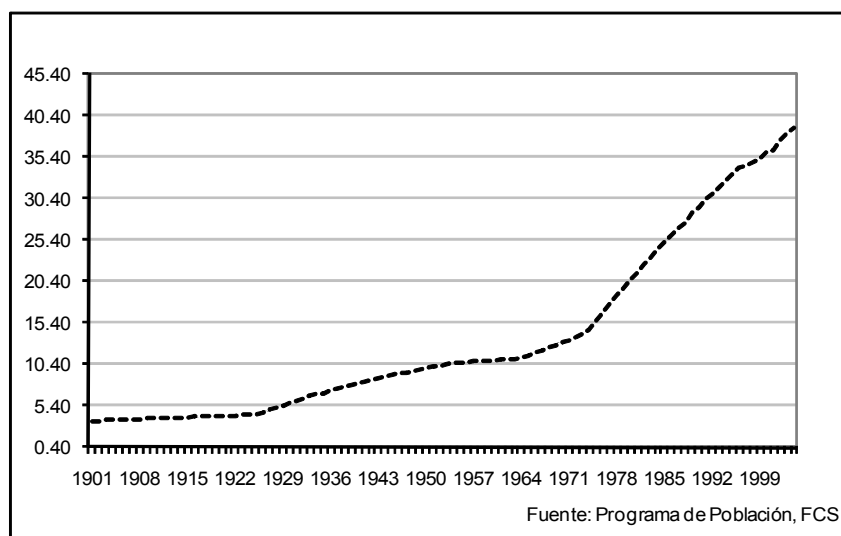
pasó a ser la Unidad de Cuidados Intensivos Neonatales en 1975 (Cabella y Pollero, 2004; Cabella et al, 2007).

En 1987 se crea el Instituto Nacional del Menor (INAME), que sustituye al viejo Consejo del Niño, y se implementan los Centros CAIF, se pone en marcha el Programa Docente en Comunidad en el área Materno-Infantil en la Facultad de Medicina y se firma un convenio entre el MSP y UNICEF para implementar una estrategia de Atención Primaria en el área materno-infantil. En 1994 Uruguay se convierte en el primer país latinoamericano que pone en ejecución el Programa Ampliado de Inmunización (se incluye el hemophilus influenza en el Certificado Esquema de Vacunación, que tiene impacto sobre las enfermedades respiratorias y la meningitis y en 1999 se incluye la vacuna contra la hepatitis B). Sobre el fin del período de estudio se destaca el nuevo impulso dado al Programa Aduana en 1996 y 2002 (Cabella y Pollero, 2004; Cabella et al, 2007).

A esta evolución del gasto en salud, y en particular a los programas vinculados a la salud materno-infantil, debemos sumarle la importante disponibilidad de médicos por habitante de que dispuso el país desde comienzos del siglo XX. La Facultad de Medicina de la Universidad de la República que fue fundada en 1875, poseía en 1911 instalaciones de investigación de última generación y había varias docenas de graduados por año (Birn, 2006). Cuando se comparan los datos de personal de la salud con las necesidades establecidas por organismos internacionales en relación a

profesionales cada 10.000 habitantes, se encuentra que las metas de dotación propuestas por dichos organismos fueron alcanzadas en Uruguay entre las décadas de 1970 y 1980 salvo en lo referente a la existencia de médicos, que supera desde mucho antes las cifras consideradas como óptimas. En efecto, la meta de entre 8 y 10 médicos cada 10.000 habitantes fijada por la OMS, fue alcanzada por Uruguay a mediados de 1940. A lo largo de todo el período la cantidad de médicos sufre una expansión rápida, seguramente por el impacto combinado de los egresos de la Universidad y el estancamiento de la población (Gráfica 4).

Gráfica 4. Médicos cada 10.000 habitantes. 1901-2004.



Como se señaló previamente, también son destacables los tempranos avances en materia de legislación vinculada a la protección a la infancia. En particular la Ley de Protección a la infancia (1919), el Código del Niño (1934), la Ley de licencia por maternidad (1934) y la Ley de asignaciones

familiares (1943) beneficio atado inicialmente al vínculo formal con el mercado de trabajo, pero que fue ampliada sucesivamente (en 1995, 2000 y 2004). No obstante, si bien se reconoce por ejemplo que la aprobación del Código del Niño puso a Uruguay en la vanguardia en el mundo sobre derechos de niño integrando los aspectos médicos de las mejoras en la salud con los de mejor vivienda, saneamiento, educación, etc. (Birn, 2006), no se dispone de evidencia acerca de que estos avances legislativos tuvieran efectos directos sobre la mortalidad infantil.

Los estudios sobre calidad de vida en Uruguay, otorgan un rol poco relevante a la evolución del producto por habitante en la explicación del buen desempeño alcanzado por el país en indicadores tales como la mortalidad infantil (véase por ejemplo Camou y Maubrigades, 2005 y 2007). Esto se debe al magro desempeño del mismo en términos históricos. En efecto, los períodos de rápido crecimiento económico fueron seguidos de crisis y estancamientos, de tal forma que entre 1910 y 2000 el PIB creció a una tasa acumulativa anual de 2,5% y el producto *per cápita* a una tasa de 1,1% (Bértola, 2005).²⁵ En términos comparativos, el país tenía a fines de 1800 una posición que lo acercaba a los países con mayor grado de desarrollo en términos de su producto por habitante, esta posición se volvió más débil durante la primera mitad del siglo XX y desmejoró en buena medida en la

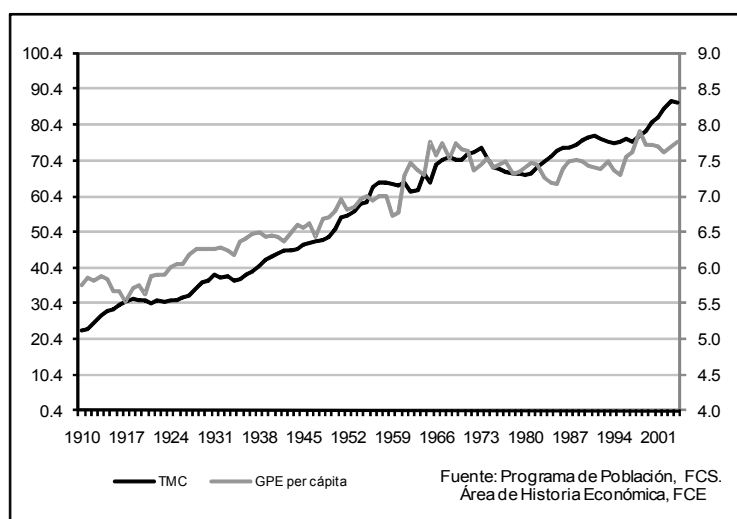
²⁵ Cabe señalar que si se considera la evolución del salario real como indicador de medios, el panorama es menos auspicioso aún. En efecto, si bien durante la mayor parte del período el salario real evolucionó de forma muy similar al PIB *per cápita*, lo hizo muy por debajo de éste durante la década de 1970. A su vez, si bien los salarios se recuperaron en términos reales a partir de mediados de 1980, no han alcanzado hasta el presente los niveles previos a la fuerte caída registrada en dicha década.

década de 1960. En efecto, mientras a fines del siglo XIX eran muy escasos los años en que el PIB por habitante de nuestro país se ubicaba por debajo del 80% del promedio de los cuatro países de mayor nivel de desarrollo relativo, en la primera mitad del siglo XX, Uruguay se ubicó por encima de 60% de dichos países; desde la segunda mitad de la década de 1960 se ubicó por debajo de 40%, y actualmente en una tercera parte (PNUD, 2008). En sintonía con estos resultados, Camou y Maubrigades (2005) señalan que el producto por habitante de Uruguay se ubicaba a comienzos de 1900 en torno al 70% de los países más industrializados, posición que mantiene con altibajos hasta la década de 1940, pero se distancia de ellos a partir de 1954. Por tanto, el PIB *per cápita* de Uruguay relativo al de los países desarrollados se ha deteriorado permanentemente y la tendencia divergente surge como característica de largo plazo.

Como se señaló previamente, la educación, particularmente de las madres, aparece como uno de los determinantes más relevantes del descenso de la mortalidad infantil, en la bibliografía internacional. El gasto en educación, como proporción del PIB, verifica un crecimiento sostenido hasta mediados de los años 1930, momento en que se estabiliza. Luego, tras registrar una caída hacia fines de la década de 1940, se produce un período de expansión (entre 1955-1968) y a partir de allí crece moderadamente como porcentaje del PIB (Azar y Bertoni, 2007).

Respecto a los componentes del gasto en educación, desde mediados de la década de 1910, se procesa una expansión del gasto en educación primaria, que hacia mitad de los años treinta parece llegar a un nivel de equilibrio. De hecho, sería recién durante los años 1960 que este componente verifica una nueva expansión, perdiendo peso nuevamente hacia las décadas de 1970 y 1980. Así se mantiene con una tendencia a la baja hasta mitad de los años 1990, cuando vuelve a ganar espacio fruto del plan de reformas que se centra en la cobertura universal de los niños de cinco años y el avance de la de cuatro años (Azar y Bertoni, 2007). Estos datos concuerdan con la evolución de la tasa de alfabetización de adultos que alcanza tempranamente niveles relativamente altos, siendo en la década de 1960 prácticamente universal (Camou y Maubrigades, 2005). Esta evolución tiene su contracara en la trayectoria del gasto en enseñanza media y terciaria, lo cual se manifiesta a su vez en menores logros en términos de matriculación en estos niveles.

**Gráfica 5. Tasa de matriculación combinada y gasto público en educación
(per cápita y en logaritmo). 1910-2004.**

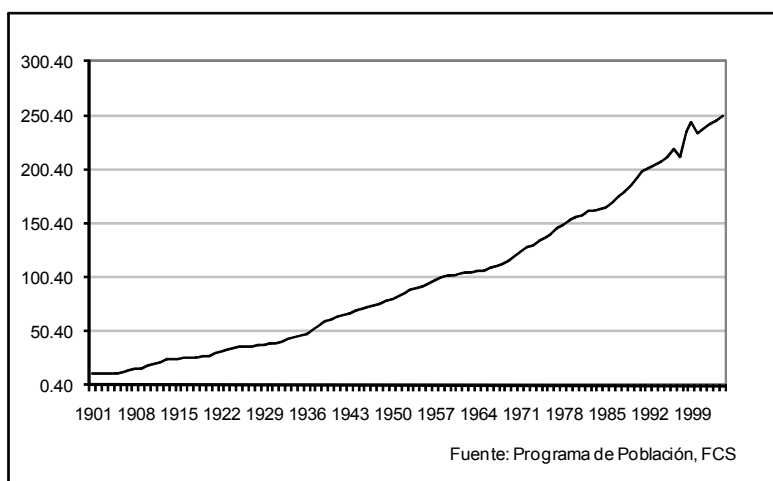


En lo que refiere a la educación media, la ampliación de la participación de este gasto en el producto se observa entre mitad de los años 1930 y fines de los años 1950, incrementándose nuevamente en 1968. En gran medida, esta evolución se corresponde con la demanda de servicios educativos de nivel medio, que se torna creciente en estas décadas, al madurar los esfuerzos realizados en la primera mitad del siglo en materia de enseñanza primaria. La participación del nivel medio en el producto muestra una caída hacia fines de los años 1970 y mantiene una tendencia a contraerse hasta mitad de los noventa. Nuevamente, aquí se encuentra un importante crecimiento, que retrocede algunos puntos en los años 2000 (Azar y Bertoni, 2007).

Finalmente, cabe señalar que la disponibilidad de agua potable en los hogares es una dimensión esencial para comprender las causas de muerte por diarreas y otras enfermedades infecciosas transmisibles por el agua, por lo cual suele destacarse como un determinante relevante de la mortalidad infantil. En el caso de Uruguay, según señalan Cabella y Pollero (2004), las obras de saneamiento comenzaron en Montevideo en la segunda mitad del siglo XIX y hacia la década de 1880 las autoridades se jactaban de que la capital era la primera ciudad latinoamericana que contaba con alcantarillado, servicios de agua potable y sistema cloacal. No obstante, si bien a principios de siglo casi la mitad de las casas de la capital disponía del servicio de agua corriente, fuera de la zona céntrica y en particular en el interior del país la situación no era tan favorable. Fue a partir de los años 1930 que comenzó la

ampliación y adecuación de la red de agua potable a las crecientes necesidades de la vida urbana. A su vez, durante las primeras décadas del siglo XX, el gobierno de la ciudad realiza arduas negociaciones para adquirir las instalaciones de la empresa Montevideo *Waterworks Co.*, proveedora del agua potable, lo cual se hizo efectivo a mediados de los años 1950. Así, entre 1905 y 1948, fecha en que el Estado compra el servicio, el mejoramiento de la red de agua potable se ve continuamente interrumpido o enlentecido, y el agua suministrada por la Compañía era escasa y de mala calidad (Cabella y Pollero, 2004). A partir de allí el servicio se expande hasta que, en la década de 1990, es prácticamente nulo el porcentaje de población sin acceso al agua potable.

Gráfica 6. Conexiones a agua potable cada 1.000 habitantes. 1901-2004.



Pese a las dificultades mencionadas con el servicio y la extensión de la red de agua potable en las primeras décadas del siglo XX, algunos estudios consideran que la expansión de los servicios de agua potable tuvo en la primera mitad del siglo un efecto positivo sobre la reducción de las

enfermedades gastrointestinales y que esta fue decisiva en el descenso general de la mortalidad infantil de mediados del siglo XX (Birn et al, 2005).

4.2 Comportamiento de la TMI y análisis de sus determinantes

En este apartado se analiza, en primer lugar, el comportamiento univariado de la serie de mortalidad infantil, en particular, la presencia o no de raíces unitarias en la misma (sección 4.2.1). Este análisis cumple el doble objetivo de permitir determinar el orden de integración de la serie de TMI así como la forma en que se vinculan los cambios en la TMI con sus niveles previos. En segundo lugar, se presentan los principales resultados del análisis de los determinantes macro de la TMI y sus componentes a partir del uso de series de tiempo. A tal fin, en una primera instancia se analiza la transformación de Box-Cox como forma de testear la relación no lineal entre la TMI y sus determinantes (sección 4.2.2) y, posteriormente se analiza el orden de integración de las covariables (sección 4.2.3). Finalmente, se realiza el análisis de la relación entre la TMI y los determinantes seleccionados a partir del análisis de tendencias de largo plazo (cointegración) y de la especificación de modelos uniecuacionales (secciones 4.2.4 y 4.2.4).

4.2.1 Comportamiento de la serie de TMI

Como se adelantó, una forma de establecer la presencia o no del efecto Mateo en Uruguay, es analizar la presencia de una raíz unitaria en la serie.

No obstante, la TMI presenta un comportamiento desigual a lo largo del período analizado acentuado por la presencia de un cambio de nivel relevante en el entorno de los años 1940 y de los años 1970, donde el descenso de la TMI se acelera (véase Gráfico 1). Estos cambios, que fueron descritos en términos histórico demográficos en secciones previas, introducen importantes dificultades en términos econométricos. En particular, ante la presencia de cambios estructurales, los tests de raíces unitarias presentan un sesgo hacia no rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria aún cuando la serie sea estacionaria entre los períodos del cambio estructural, sesgo que será mayor cuanto mayor la magnitud del quiebre (Enders, 1997).

Una posibilidad para testear raíces unitarias en presencia de cambios estructurales es partir la muestra en el entorno del punto de quiebre y utilizar un test de raíces unitarias en cada submuestra. No obstante, un problema asociado a esta metodología es que los grados de libertad para cada una de las submuestras resultantes disminuyen considerablemente (Enders, 1997). Dado que es preferible disponer de un único test que abarque todo el período, se realiza el test de cambio estructural de Zivot y Andrews. Como se señaló en el apartado metodológico, el test permite determinar si hubo un cambio de nivel en la serie, si hubo un cambio en la tasa de crecimiento o en ambos, al tiempo que no requiere de la determinación exógena de un punto de corte.

Cuadro 7. Test de raíz unitaria de Zivot-Andrews (1901-2005)

Test de raíz unitaria de Zivot-Andrews para la TMI permitiendo un quiebre en la tendencia Mínimo t-statistic -2.533 at 1920 (obs 20) Valor crítico: 1%: -4.93 5%: -4.42
Test de raíz unitaria de Zivot-Andrews para la TMI permitiendo un quiebre en el intercepto Mínimo t-statistic -3.800 at 1944 (obs 44) Valor crítico: 1%: -5.43 5%: -4.80
Test de raíz unitaria de Zivot-Andrews para la TMI permitiendo un quiebre en el intercepto y en la tendencia Mínimo t-statistic -4.069 at 1943 (obs 43) Valor crítico: 1%: -5.57 5%: -5.08
Nota: Selección de rezagos a través del TTest: rezagos de D.tmi incluidos = 3. El número de rezagos es aquel para el cual el último incluido tiene una significancia marginal menor que el límite dado por la opción LEVEL, que tiene un valor predeterminado de 0.10.

La hipótesis nula en el test de Zivot y Andrews implica una serie y_t con raíz unitaria sin un quiebre estructural exógeno y la hipótesis alternativa es la de un proceso en tendencia estacionario con un punto de corte que se produce en un momento incierto del tiempo (Zivot y Andrews, 1992). Por tanto, y dado los valores del estadístico y los valores críticos (tanto al 1% como al 5%), en los tests de quiebre de tendencia, de intercepto y de ambos, puede concluirse que no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para ninguno de ellos (Cuadro 7). Por lo tanto, esto implica que no hay evidencia a favor del quiebre estructural, lo cual permitiría utilizar el test de raíz unitaria de ADF en forma más confiable.

Previamente, dado que el test de Zivot-Andrews sólo permite testear un cambio estructural en la serie y que en el presente estudio se sospecha de la presencia de dos posibles cambios estructurales, se realiza el mismo procedimiento pero con la submuestra 1944-2005, no pudiéndose rechazar la hipótesis de raíz unitaria tampoco en este caso (Cuadro 8).

Cuadro 8. Test de raíz unitaria de Zivot-Andrews (1944-2005)

Test de raíz unitaria de Zivot-Andrews para la TMI permitiendo un quiebre en la tendencia Mínimo t-statistic -3.477 at 1968 (obs 25) Valor crítico: 1%: -4.93 5%: -4.42
Test de raíz unitaria de Zivot-Andrews para la TMI permitiendo un quiebre en el intercepto Mínimo t-statistic -3.971 at 1981 (obs 38) Valor crítico: 1%: -5.43 5%: -4.80
Test de raíz unitaria de Zivot-Andrews para la TMI permitiendo un quiebre en el intercepto y en la tendencia Mínimo t-statistic -4.404 at 1979 (obs 36) Valor crítico: 1%: -5.57 5%: -5.08
Nota: Selección de rezagos a través del TTest: rezagos de D.tmi incluidos = 3. El número de rezagos es aquel para el cual el último incluido tiene una significancia marginal menor que el límite dado por la opción LEVEL, que tiene un valor predeterminado de 0.10.

Dado que el test de Zivot y Andrews no arroja evidencia a favor de la presencia de un quiebre estructural en la serie, se realiza el test de ADF. Si bien, como se verá a continuación, los resultados no son concluyentes en un

100%, la evidencia es mayor a favor de la presencia de una raíz unitaria en la serie.

Tal como se indicó en la metodología, se estimaron tres modelos i) modelo autorregresivo sin constante ni tendencia determinística; ii) modelo autorregresivo con constante y sin tendencia determinística; iii) modelo autorregresivo con constante y tendencia determinística. Se realiza el test para la serie TMI sin transformar, para la TMI en logaritmo y para la TMI transformada según la recomendación de Kakwani. En el primer caso, para los modelos i) y ii) no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 1% y 5% respectivamente,²⁶ pero si se rechaza en el caso del modelo iii) (véase Anexo 1). No obstante, este es el que menos se aproximaría al proceso generador de datos de la TMI a la luz de la evolución en el tiempo de esta variable (dado que implicaría una tendencia cuadrática). En el caso de la serie transformada según la recomendación de Kakwani y de la serie en logaritmo, para todos los modelos no puede rechazarse la hipótesis de raíz unitaria en ninguno de los modelos considerados (véase Anexo 1).

Dado que el test de ADF no fue totalmente concluyente se realiza el test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS). En este test se asume en la hipótesis nula que la serie es en tendencia estacionaria. En este caso, para todos los modelos se rechaza la hipótesis nula de que la serie es en

²⁶ Prueba a cola izquierda, por lo que el 1% es el escenario menos exigente.

tendencia estacionaria al máximo nivel de significación, tanto cuando se toma la serie transformada como sin transformar.

La evidencia parece indicar que la TMI es no estacionaria en Uruguay en el período analizado, este resultado está en línea con otros encontrados para otros países de Europa y América Latina (véase por ejemplo Bishai y otros, 2006; Bishai, 2005). El mismo implicaría que un shock transitorio sobre la TMI tendría efectos que se propagan en forma permanente en el tiempo y que las progresivas reducciones en la TMI no dependen del nivel previamente alcanzado por la misma. Una posible explicación a este comportamiento fue señalada por Bishai y otros (2006). Los autores plantean que la difusión de innovaciones en las prácticas de cuidados de los hijos y en los cuidados médicos tienden a propagarse más que a diluirse y que el nivel alcanzado por la tasa de mortalidad infantil en un determinado momento se debe al conocimiento acumulado de las mejores prácticas en la atención perinatal y a la capacidad de aplicar este conocimiento en términos generales. Los caminos exitosos respecto al cuidado infantil son recordados y socialmente propagados por los padres, enfermeros y médicos; hospitales, vacunación, innovaciones a nivel de cuidado neonatal, son innovaciones perdurables. Así, en relación a la primera pregunta planteada, se encuentra que no existe evidencia a favor de la presencia del efecto Mateo en el caso uruguayo para el período analizado, más aún, la evidencia indica que los cambios en la TMI no dependen mayormente de sus niveles previos.

Cabe señalar, finalmente, que Bishai y otros (2006) estiman la presencia de una raíz unitaria en series de mortalidad infantil para distintos países latinoamericanos, entre ellos Uruguay. En efecto, los autores encuentran que para el período 1935-1988 la serie de mortalidad infantil en Uruguay presenta una raíz unitaria.

Cabe señalar que si bien el resultado obtenido para el período analizado no estaría en línea con un descenso de la TMI en forma convexa, el cual sería más consistente con la idea de rendimientos decrecientes, el hecho de que la TMI sea una variable acotada implica que necesariamente alcanzará un límite inferior a lo largo del tiempo. Por lo tanto, en un análisis como el realizado en el presente trabajo, donde se analiza la evolución de la TMI a lo largo de un siglo y donde al final del período se alcanzan niveles muy reducidos de mortalidad infantil, sigue siendo válida la necesidad de incorporar alguna transformación que dé cuenta de dicho fenómeno.

4.2.2 Orden de integración de las series

El orden de integración de las series se determina con el test de ADF de acuerdo al procedimiento descrito en el apartado metodológico. Como se señaló, es necesario establecer el orden de integración de las series tanto para la correcta estimación de las relaciones de cointegración como de la estimación de las ecuaciones de corto plazo.

Tabla 1: Test de raíz unitaria para el nivel de las series en logaritmo, excepto las tasas.

Período: 1901-2004 (excepto en el caso del GPT y del GPS que comienzan en 1910)

Variable	Estadístico ADF	p-valor	Resultado	Rezagos	Constante	Tendencia
TMPN_k	3,64	0.99	No se rechaza	5	No	No
TMN_k	3.45	0.99	No se rechaza	1	No	No
PIB_pc1	-3.62	0.03	No se rechaza	0	Si	Si
PIB_pc2	-3.36	0.06	No se rechaza	1	Si	Si
GPT_pc	1.28	0.94	No se rechaza	0	No	No
GPS_pc	1.69	0.97	No se rechaza	0	No	No
TMC	-3.90	1.00	No se rechaza	0	No	No
Cantidad de						
médicos	-2.87	0.17	No se rechaza	2	Si	Si
Conexiones a						
agua potable	-1,59	0.78	No se rechaza	0	Si	Si

Los resultados presentados en la Tabla 1 refieren, en el caso de la TMN y de la TMPN a las transformaciones sugeridas por Kakwani (1993), por lo cual se interpretan como tasas de sobrevivencia, el resto de las variables se presentan en logaritmo. Para el caso del PIB por habitante, se presentan los resultados para las dos series disponibles.

El resultado del test de ADF no fue concluyente en el caso del PIB *per cápita* al 5% (tampoco lo fue el test KPSS), considerando ambas series disponibles. No obstante, cuando se analizan los estadísticos descriptivos de la serie del PIB *per cápita*, en particular el desvío estándar, una diferenciación de orden 2 aparece con indicios de sobrediferenciación dado que se incrementa la varianza (Cuadro 9).²⁷ Por tal motivo, en el presente trabajo se considera

²⁷ Uno de los errores que puede cometerse en el proceso de transformación estacionaria de una serie es la sobre-diferenciación, es decir, diferenciarla en exceso. Si el proceso generador de datos de una serie es el siguiente:

$$Y_t = (1 + \phi)Y_{t-1} - \phi Y_{t-2} + a_t \quad \text{con } |\phi| < 1$$

Si se reescribe el proceso como:

$$w_t = \Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = \phi (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + a_t = \phi \Delta Y_{t-1} + a_t \Rightarrow \\ \Rightarrow w_t = \phi w_{t-1} + a_t$$

que la serie del PIB *per* cápita es integrada de orden 1. A esto se suma que usualmente dicha serie es considerada integrada de orden uno por tener un mayor sentido económico.

Cuadro 9. Estadísticas descriptivas del PIB *per* cápita (opción 1)

	LOG(PBI_PC)	DLOG(PBI_PC)	DLOG(PBI_PC,2)
Media	10.715	0.012	-0.000
Mediana	10.862	0.017	-0.000
Máximo	11.399	0.209	0.393
Mínimo	9.972	-0.214	-0.352
Desvío Est.	0.422	0.071	0.105
Apuntamiento	-0.117	-0.441	0.143
Curtosis	1.669	4.328	5.432
Jarque-Bera	7.754	10.80	25.506
Probabilidad	0.020	0.004	0.000
Suma	1092.9	1.240	-0.028
Suma cuadrado de los desvíos	18.059	0.521	1.117
Observaciones	102	102	102

Tabla 2: Test de raíz unitaria para el las primeras diferencias de las series en logaritmo

Periodo: 1901-2004 (excepto en el caso del GPT y del GPS que comienzan en 1910)

Variable	Estadístico ADF	p-valor	Resultado	Rezagos	Constante	Tendencia
TMPN_k	-3.06	0.00	Se rechaza	4	No	No
TMN_k	-6.30	0.00	Se rechaza	1	No	No
PIB_pc1	-10.73	0.00	Se rechaza	0	Si	No
PIB_pc2	-6.92	0.00	Se rechaza	0	Si	No
GPT_pc	-7.25	0.00	Se rechaza	2	Si	No
GPS_pc	-8.95	0.00	Se rechaza	0	Si	No

Vemos que la serie original sigue un proceso ARIMA(1,1,0). La primera diferencia (wt) sigue un proceso AR(1) estacionario, con varianza:

$$\sigma_w^2 = \frac{1}{1-\phi^2} V(a_t) = \frac{\sigma_a^2}{1-\phi^2}$$

Si, por error, se diferencia una vez más, la segunda diferencia, zt, sigue también un proceso AR(1) estacionario, pero ahora el proceso incluye una media móvil no invertible (el polinomio de medidas móviles presenta una raíz unitaria). La varianza en zt es:

$$\sigma_z^2 = \frac{1}{1-\phi^2} V(a_t - a_{t-1}) = \frac{2\sigma_a^2}{1-\phi^2}$$

Es decir, la varianza de la segunda diferencia es el doble de la varianza de la primera diferencia. Este es justamente uno de los criterios para definir el orden de diferenciación apropiado.

TMC	-4.26	0.00	Se rechaza	1	No	No
Cantidad de						
médicos	-2.70	0.07	Se rechaza	1	Si	No
Conexiones a						
agua potable	-6,64	0,00	Se rechaza	0	Si	No

Finalmente se realiza el test a las variables en primeras diferencias (Tabla 2). Una vez diferenciadas, todas las series resultan ser estacionarias, lo cual ratifica la presencia de una sola raíz unitaria en las mismas.²⁸

4.2.3 Análisis de cointegración de las series

En cuanto al análisis de los determinantes de la mortalidad infantil, en una primera instancia se analizan las posibles relaciones de largo plazo entre algunas de las variables involucradas en el análisis. En particular se incluyen dentro de la relación de largo plazo el PIB *per cápita*, la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes y el gasto público en salud *per cápita*. Para estas variables podría sospecharse de la presencia de retroalimentación en el largo plazo. En este sentido, Anand y Ravallion (1993) plantean que una estimación que no tenga en cuenta la posible retroalimentación entre variables como la esperanza de vida y el gasto público en salud podrían resultar sesgadas. Esto se debe a que gastos mayores en salud podrían deberse a la existencia de una mayor esperanza de vida así como una mayor esperanza de vida podría deberse a los mayores gastos en salud realizados. A su vez, Kakwani (1993) señala que a largo plazo podría existir

²⁸ Si la diferencia de orden d (diferencia d -ésima) sigue un proceso ARMA estacionario e invertible, pero no es estacionaria luego de diferenciarla $d-1$ veces, se dice que es integrada de orden d , siendo d el número de raíces unitarias.

retroalimentación entre algunos indicadores de calidad de vida e indicadores como el producto por habitante, esto se debería a que las mejoras en el capital humano de un país pueden redundar en mayores ingresos medios, por lo cual se requiere estimar modelos que capturen la causalidad en ambos sentidos. Finalmente, como se mencionó en el capítulo de antecedentes, Filmer y Pritchett (1997) señalan que las estimaciones de impacto del ingreso en la salud tiene potencialmente serios problemas de causalidad, esto se debería a que un mejor estatus de salud implica mayores ingresos medios, al tiempo que mejores políticas de salud pueden causar mejoras en la salud, que a su vez causarán mayores ingresos. No obstante, plantean que la causalidad bidireccional entre estas tres variables es más clara a nivel individual que agregado y que en el caso de la mortalidad infantil no puede esperarse que la causalidad desde una mejora en la salud hacia los ingresos medios sea contemporánea.

Las pruebas realizadas para determinar la longitud del rezago indican que el retardo óptimo es 2 (Anexo 2).²⁹ Utilizando dos rezagos, el análisis del VAR indica que la relación entre las variables médicos, PIB *per cápita*, GPS *per cápita* y TMI (transformada según la propuesta de Kakwani), mantienen una relación estable, es decir que todas las raíces del polinomio característico caen dentro del círculo unitario (véase resultado de la tabla de raíces autorregresivas en el Anexo 2). Respecto a la autocorrelación de los residuos, ni los gráficos de los residuos ni la Prueba de Breusch Godfrey (o

²⁹ Se comienza el análisis con la especificación de 4 rezagos por ser datos anuales.

Prueba del Multiplicador de Lagrange) indican presencia relevante de autocorrelación. A su vez los residuos son homocedásticos y normales (Anexo 2). Se realiza el test de cointegración y la planilla resumen arroja que bajo todos los modelos especificados no se encuentran relaciones de cointegración (Anexo 2).

El procedimiento se repite para el logaritmo de la TMI obteniendo idénticos resultados. Dado que la matriz Π tiene rango nulo, es decir que no existe retroalimentación entre las variables analizadas, es posible realizar el análisis uniecuacional de las variables en diferencias.

Como control adicional y previo a la estimación de estos modelos, se testeó la causalidad en el sentido de Granger para la TMI, el gasto en salud y total, la cantidad de médicos y el PIB, en ambos sentidos. El concepto de causalidad según Granger implica considerar la magnitud en la que el valor del presente de una variable, por ejemplo y_t , se explica por sus valores pasados y, luego, al incorporar valores pasados de otra variable, x_t , cuánto puede ser mejorada esa explicación. Es decir que y_t será causado por x_t en el sentido de Granger si x_t ayuda a mejorar la predicción de y_t , o en forma equivalente, si el pasado de x_t es estadísticamente significativo en la siguiente regresión:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \varepsilon_t$$

La hipótesis nula implica que los coeficientes β_i , asociados a x_t , sean iguales a cero. La prueba se hace también en sentido inverso, es decir se testea si y_t causa en el sentido de Granger a x_t .

Se encuentra que en tanto no puede rechazarse la hipótesis nula de que el gasto en salud y total, el PIB y la cantidad de médicos causen a la TMI en el sentido de Granger, si se rechaza que la TMI cause a dichas variables (Anexo 3). Estos resultados habilitan la estimación de relaciones de corto plazo entre las variables analizadas, estimaciones que asumen la exogeneidad de las variables explicativas respecto a la dependiente.

4.2.4 Modelización de corto plazo

Para analizar las dinámicas de corto plazo de las series (en diferencias), se adoptan varios modelos uniecuacionales con y sin rezagos. Se utiliza como variable dependiente la TMI con las dos transformaciones descritas y como variables explicativas el PIB *per* cápita, el gasto en salud y el gasto en educación *per* cápita (o alternatively el gasto total *per* cápita), la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes, las conexiones a agua potable cada 1.000 habitantes y la tasa de matriculación combinada de primaria y secundaria. Las ecuaciones se especifican utilizando dos modalidades de la variable dependiente: el doble logaritmo (se asume elasticidad constante) y transformando la TMI según la recomendación de Kakwani, de modo de tener en cuenta la relación no lineal entre la TMI y sus determinantes.

Finalmente, se analiza si existen diferencias en el vínculo entre dichas covariables y los componentes de la TMI, la tasa de mortalidad posneonatal (TMPN) y neonatal (TMN).

Un aspecto importante a destacar es que, como se señaló antes, parte de los resultados presentados en este apartado corresponden a la variable dependiente TMI con la transformación sugerida por Kakwani. Dado que la referida transformación solo es posible en el caso de variables crecientes, se redefine la TMI como tasa de sobrevivencia de la siguiente forma: $(\log(300-5)-\log(TMI-5))/\log(300-5)$. Siendo 300 y 5 los valores máximos y mínimos alcanzados por el indicador en términos ideales (véase capítulo 3). Se sigue el mismo procedimiento en el caso de las tasas de mortalidad neo y posneonatal para lo cual se utilizaron los mismos máximos y mínimos que en el caso de la TMI. Por lo tanto, la relación esperada entre la TMI (o sus componentes) y sus determinantes presentará signo positivo. En cambio, cuando se utiliza el doble logaritmo, se espera que la relación sea negativa.

A continuación se presentan los resultados obtenidos cuando se transforma la TMI siguiendo a Kakwani, más concretamente se presenta el signo, el coeficiente asociado y la significación de las variables incluidas en cada ecuación que resultaron ser significativas (en caso de no resultar significativa se anota No). Asimismo, se presentan las intervenciones que fueron requeridas para lograr residuos correctamente comportados y su posible

justificación,³⁰ el valor del R^2 ajustado y del ajuste total del modelo según el criterio de Akaike. Los resultados para la TMI se presentan para las ecuaciones con y sin rezagos y con dos variantes respecto al gasto público considerado relevante. En un principio se desagrega el gasto en salud y educación y se incorporan indicadores de conexión a agua potable. Luego se sustituyen estas variables por el gasto público total que incluye estos gastos y otros que pueden ser relevantes para explicar la evolución de la TMI tales como gastos en vivienda, infraestructura urbana y asistencia social. Cabe señalar que si bien la variable de acceso a agua potable no refiere al gasto sino a las conexiones efectivamente realizadas, se decidió eliminar esta variable cuando se introduce el gasto total debido a la alta correlación entre el gasto del organismo público competente en obras sanitarias (OSE) y las conexiones realizadas a partir de mediados de los años 1950. Salvo la variable dependiente, todas las variables se expresan en logaritmo.

Finalmente, se presentan los resultados considerando como variables dependientes a la TMN y a la TMPN por separado. Esto se debe a que, como se señaló anteriormente, sus determinantes podrían diferir.

Los resultados correspondientes a la variable TMI en logaritmo se presentan en el Anexo 4. Cabe adelantar que los resultados de las estimaciones en cuanto a la significación de las variables son similares a los obtenidos con la

³⁰ Cabe señalar que las variables que resultaron ser significativas son robustas a la inclusión de las mencionadas intervenciones.

transformación sugerida por Kakwani (1993). Dado que tampoco se encuentran diferencias para las dos series de PIB disponibles, se presentan los resultados para la opción 1.

- **Análisis de resultados: Tasa de mortalidad infantil**

Tabla 3: Modelo especificado en primeras diferencias de las series seleccionadas (sin rezagos)

Período: 1910-2004. Variable dependiente: TMI_k

	Ec 1	Ec 2	Ec 3	Ec 4	Ec 5	Ec 6
Intercepto	No	No	No	No	No	No
D(PIB)	0.048 **	No	No	No	No	No
D(GPS)	...	0.025 **	0.022 **	0.022 **	0.020 *	0.020 *
D(Médicos)			0.094 ***	0.107 **	0.109 **	0.050 **
D(Agua)	...	...	...	No	No	No
D(GPE)	...	...	...	...	No	No
D(TMC)	...	...	...	...	...	No
Ma(1)	***	***	***	***	***	***

Intervenciones y	1944 1982	1944 1982	1944 1982			
cambios de nivel	1987	1987	1987	1944 1987	1944 1987	1944 1987
AIC	-5.20	-5.18	-5.24	-5.18	-5.17	-5.15
R2(aj)	0.18	0.18	0.24	0.20	0.19	0.19

Nota: significación de acuerdo al siguiente detalle; * al 10%, ** al 5%, *** al 1%

Un primer resultado general es que el intercepto no resultó significativo en ninguna de las especificaciones, por lo cual puede decirse que la TMI (y sus componentes) no se explican por un componente determinístico. Un segundo resultado general fue la necesidad de incluir un componente de medias móviles en los modelos, el cual resultó altamente significativo.³¹

Tabla 4: Modelo especificado en primeras diferencias de las series seleccionadas (con rezagos)

Período: 1910-2004. Variable dependiente: TMI_k

	Ec 1	Ec 2	Ec 3	Ec 4	Ec 5	Ec 6
Intercepto	No	No	No	No	No	No
D(PBI(-5))	0.067 ***	0.057 **	No	0.040 *	No	No
D(GPS)	...	0.027 ***	0.025 ***	0.029 ***	0.029 ***	0.030 ***
D(Médicos(-5))	...	...	0.112 ***	0.191 ***	0.219 ***	0.220 ***
D(Agua(-2))	...	...	...	-0.074 **	-0.111 **	No
D(GPE(-8))	...	...	...	...	No	No
D(TMC(-8))	...	...	...	...	...	No
Ma(1)	***	***	***	***	***	***
Intervenciones y	1944 1982	1944 1982	1944 1982			
cambios de nivel	1987	1987	1987	1944 1987	1944 1987	1944 1987

³¹ Se analizó si la inclusión de la variable endógena rezagada permitía eliminar la autocorrelación de modo de no requerir la inclusión de un componente de medias móviles. En la mayor parte de las ecuaciones estimadas la TMI rezagada no resultó significativa. Cabe señalar que si bien cuando se detecta autocorrelación en una regresión estimada por MCO, la inclusión de la variable endógena rezagada con frecuencia elimina la correlación serial de los residuos, Achen (2000) demuestra que esta es una estrategia riesgosa dado que pueden introducirse sesgos en la estimación de los coeficientes, aún cuando teóricamente sea apropiado incluir la endógena rezagada. En este último caso el problema sería más complejo dado que excluir la endógena rezagada generará problemas de especificación.

AIC	-5.19	-5.23	-5.32	-5.33	-5.36	-5.34
R2(aj)	0.17	0.22	0.29	0.30	0.30	0.29

Nota: significación de acuerdo al siguiente detalle; * al 10%, ** al 5%, *** al 1%

La primera ecuación especificada relaciona los cambios en la mortalidad infantil con los cambios en el PIB *per cápita*. Tanto para la TMI en logaritmos como transformada según Kakwani se encuentra que los cambios en el PIB son significativos para explicar los cambios en la TMI y con el signo esperado (se encuentra una correlación negativa cuando la variable se especifica en logaritmo y una correlación positiva cuando se define como indicador de logros, dado que el indicador se define como tasa de sobrevivencia). No obstante, cuando se controla por los cambios en el GPS *per cápita*, el PIB pierde significación, totalmente en el caso de las especificaciones sin rezagos (Tabla 3), y para algunas de las ecuaciones en el caso de las especificaciones con rezagos (Tabla 4). En tanto que los cambios en el GPS *per cápita* y en la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes son significativas para explicar los cambios en la TMI en todas las ecuaciones estimadas. Cabe destacar que también a nivel internacional existen indicios de que la correlación entre PIB *per cápita* y distintos indicadores de calidad de vida tiende a funcionar a través de un aumento en el gasto público y de una reducción de la pobreza (véase Anand y Kanbur, 1991; Anand y Sen, 1994). Este resultado no implica que el producto por habitante no sea relevante dado que, entre otros, podría estar operando indirectamente a partir del incremento en los recursos disponibles a ser destinados a la salud de la población. Según señalan Anand y Ravallion

(1993), lo que estos resultados indican es que mucho depende de cómo se asignen los frutos del crecimiento económico, en particular la porción que les toca a los pobres, así como de la medida en la que los recursos se usan para apoyar servicios públicos. Por lo tanto, se encuentra evidencia a favor de la relevancia del gasto en salud para explicar los cambios en la mortalidad infantil en Uruguay en el período analizado. La elasticidad de la TMI ante cambios en el gasto en salud es de -0,12 si se considera la ecuación 3 (de -0,10 en el caso de la transformación logarítmica).³² Este resultado está en línea con el encontrado por Abbas (2009) que encuentra una elasticidad de largo plazo de -0,11.

Si bien el PIB *per* cápita no resultó ser una variable robusta para explicar los cambios en la mortalidad infantil, se presenta, a efectos comparativos, la elasticidad de la TMI respecto al PIB *per* cápita encontrada para Uruguay. Tomando la ecuación 1 (sin rezagos), la misma es de -0,27 en el caso de la transformación de Kakwani y de -0,26 en la especificación logarítmica (Anexo 4). Estos valores se encuentran en línea con los encontrados en algunos trabajos previos tales como los de Pritchett y Summers (1996) y Conley y Springer (2001) que encuentran valores entre -0,18 y -0,4 y algo por debajo de los encontrados por Kakwani (1993) y Filmer y Pritchett (1997), que estiman valores entre -0,5 y -0,6. Finalmente, Birn y otros (2009), encuentran para Uruguay elasticidades algo menores, entre -0,17 y

³² Para obtener la elasticidad de la TMI en el caso de la transformación de Kakwani se deshizo la transformación para los valores estimados en relación a la tasa de sobrevivencia.

-0,22 para modelos que incluyen médicos cada 10.000 habitantes, conexiones a agua potable, TMC y tasa de fecundidad general.

Cabe señalar que el impacto de un cambio en la cantidad de médicos sobre la mortalidad infantil es muy superior al del resto de las variables analizadas (la elasticidad en este caso se sitúa entre -0,4 y -0,5 dependiendo de la transformación utilizada). No obstante, este resultado se encuentra por debajo del encontrado por Abbas (2009) para el caso de Pakistan (encuentra una elasticidad de largo plazo de -0,84).

Llama la atención que otras variables que aparecían como relevantes en términos teóricos y en buena parte de los estudios relevados, no resultaron significativas para explicar los cambios en la TMI en Uruguay: las conexiones a agua potable cada mil habitantes y la educación (medida a través del gasto en educación *per cápita* y la tasa de matriculación combinada, GPE y TMC respectivamente). Si bien no se dispone de información que permita establecer si este resultado se debe a que las variables utilizadas son *proxies* deficientes de las variables que se quieren captar (ya sea por su definición o por problemas en su construcción), o si son variables no relevantes para la mortalidad infantil en Uruguay, a continuación se presentan algunas hipótesis al respecto.

Como se señaló anteriormente (véase apartados de Antecedentes y Marco teórico), diversos estudios sobre el tema destacan a los factores vinculados

a las condiciones sanitarias, grado de urbanización, saneamiento y acceso al agua potable, como determinantes relevantes de la mortalidad infantil. Por tanto, el resultado encontrado sobre el efecto de las conexiones a agua potable, mayoritariamente no significativo y en los casos en que resultó significativo fue con el signo contrario al esperado, resulta sorprendente. La ampliación y adecuación de la red de agua potable se dio en el país a partir de la década de 1930, siendo hasta ese momento mucho más extendida en la capital que en el interior del país. De hecho, las estadísticas se encuentran disponibles para el interior del país a partir de 1920. Birn y otros (2003) señalan que resulta factible que el gran crecimiento demográfico de la capital haya estimulado la propagación de enfermedades infecciosas, y exacerbado las desventajas sanitarias de la vida urbana, especialmente agravadas por la insuficiencia de los servicios cloacales y de agua corriente. A esto se suma que hasta mediados del siglo XX, cuando el Estado asume la provisión de este servicio, el servicio de agua potable se interrumpía frecuentemente y el agua disponible era de mala calidad (Cabella y Pollero, 2004). La correlación entre los efectos negativos iniciales de la urbanización y la extensión de la red de agua potable, sumados a la calidad del servicio, podrían explicar el impacto nulo de los cambios en las conexiones a agua potable sobre los cambios en la TMI. Asimismo, podría pensarse que pese a las dificultades señaladas, la difusión del servicio de agua potable tuviera un efecto fuerte inicial que luego tendiera a diluirse a lo largo del siglo. Por último, esta serie presenta algunos problemas en su construcción que fueron señalados previamente. En particular los datos para el total del país no se

encuentran disponibles desde principios de siglo, por lo cual la serie en un comienzo refiere a las conexiones de la capital únicamente. No obstante, sería necesario seguir ahondando sobre este punto en particular en futuras investigaciones, debido a que algunos estudios sobre el tema señalan a la extensión de la red de agua potable como uno de los factores relevantes a la hora de entender la caída en la TMI en el entorno de los años 1940 en el país. Cabe señalar que este resultado se encuentra en otros trabajos previos. En efecto, Filmer y Pritchett (1997) tampoco encuentran que el porcentaje de población con conexión a agua potable sea significativo para explicar la mortalidad infantil. Si bien manifiestan que este resultado es sorprendente, reconocen que esta variable depende de otras en la regresión, en particular del ingreso, lo cual podría implicar una pequeña variación independiente que permita identificar su efecto.

En cuanto a la educación de la población, y particularmente la de la madre, distintos autores han señalado que es uno de los determinantes más importantes de la TMI (Deaton y otros, 2006 por ejemplo). No obstante, otros señalan que las líneas de causalidad no están claras y que no hay evidencia suficiente para establecerlas dado que la educación de la madre puede estar actuando como proxy de otros atributos como la posición socioeconómica y el área de residencia (Cabella et al, 2007). Otro aspecto a señalar refiere a la universalización temprana de la educación primaria en el país. Si este fuera el componente más relevante de la educación, y dado que en la década de 1960 su expansión era prácticamente universal, tal vez perdiera

desde mediados del siglo XX parte de su poder explicativo. Finalmente, como se adelantó previamente, se utilizaron datos de matriculación general y no sólo de las mujeres, lo cual sería más apropiado para captar un posible efecto de esta variable sobre la mortalidad dado que la educación de la madre impacta más directamente sobre la mortalidad (véase apartado sobre Marco Teórico). Dadas estas dificultades, se espera poder avanzar en el futuro sobre la temática de la mortalidad infantil a partir de un estudio microeconómico.

Finalmente, en un estudio previo realizado con series de tiempo para Uruguay, Birn y otros (2009) encuentran que la TMC no parece tener efectos significativos sobre la TMI y sus componentes. En tanto en el caso de las conexiones a agua potable tampoco presenta efectos sobre la TMI y la TMN pero sí presenta efectos negativos sobre la variable mortalidad por causas mal definidas y sobre la TMPN presenta un efecto ambiguo dependiendo de la especificación.

Intervenciones y cambios de nivel

En el caso de la TMI, tanto en la especificación con y sin rezagos, las intervenciones necesarias para que los residuos de la ecuación estén bien comportados son en los años: 1944, 1982 y 1987. Los años 1944 y 1987 están vinculados a cambios de nivel importantes en la serie de mortalidad infantil asociados a avances médicos en el entorno de dichos años. Bishai y

Opuni (2009), señalan que la historia del descenso de la TMI sugiere que los tiempos del proceso estuvieron fuertemente marcados por innovaciones puntuales en materia de salud pública que se fueron difundiendo entre países. Estas innovaciones pueden producir cambios permanentes en los niveles de mortalidad y alteraciones en el ritmo de declive, así como el surgimiento de nuevas epidemias, como el HIV, pueden producir alteraciones en el mismo.

En el caso uruguayo, en las décadas de 1930 y 1940 se destaca la incorporación y expansión de grandes avances científicos en las terapéuticas con resultados curativos eficaces (plasmoterapia, sulfamidas y antibióticos) así como sustanciales mejoras en la profilaxis de las enfermedades y en la atención médica al niño enfermo. Cabe señalar, que en la salida del primer estancamiento producido en la década de 1940, también se producen otros cambios tales como mejoras en la calidad de la leche, las mejoras en la calidad de vida (aumento del salario real, disminución del precio de la leche) y mejoramiento de la infraestructura urbana que han sido señalados como relevantes en la explicación de la misma (Birn et al, 2005).

Por su parte, en las décadas de 1970 y 1980, primer período en el cual se produce un fuerte descenso de la tasa de mortalidad neonatal, confluyen la instalación de centros especializados en la atención de neonatos de alto riesgo (tanto en la órbita pública como privada) así como la expansión del

Programa Aduana y las campañas de promoción de rehidratación oral (Cabella et al, 2007).

En el caso de la intervención realizada en 1982, estaría asociada a la importante crisis económica que se produjo en el país en dicho año. Esta intervención es menos robusta que las anteriores, dado que para algunas especificaciones el año 1982 no resultó significativo.

Ajuste del modelo

En el caso de las especificaciones sin rezagos, la ecuación que presenta un mayor AIC en valor absoluto es la 3, donde las variables explicativas significativas son los cambios en el GPS *per cápita* y en la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes, así como son significativos los cambios de nivel en 1944, 1982 y 1987. Los coeficientes asociados a esta ecuación indican que los cambios en la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes es la que más influye, seguida por el impacto de los cambios en el gasto en salud.

Cuando se incorporan rezagos a las ecuaciones especificadas, los coeficientes se incrementan al tiempo que también lo hacen los R^2 ajustados y ambos criterios de información, lo cual sería un indicio de que los modelos dinámicos son preferibles a los estáticos. En efecto, salvo por el gasto en salud, el resto de las variables presentan un mejor ajuste en términos

rezagados, es decir, su impacto sobre la mortalidad infantil no sería inmediato.

En este caso en cambio, es más complejo seleccionar entre las distintas ecuaciones especificadas dado que la que tiene mejor ajuste sería la ecuación 4 pero presenta una inconsistencia respecto al signo de la variable conexiones a agua potable cada 1.000 habitantes, al tiempo que el PIB, de comportamiento ambiguo, resulta significativo pero al 10%. También llama la atención el salto que se produce en el coeficiente de los médicos cada 10.000 habitantes al incluir las conexiones al agua potable como variable explicativa (se incrementa alrededor de 10 décimas). Por lo que nuevamente la ecuación 3 aparece como la más consistente.

Gasto total

Cuando se utiliza el gasto total como variable explicativa en lugar del GPS, GPE y conexiones a agua potable, aumentan tanto los coeficientes como el R^2 ajustado (Tabla 5), indicio de que dentro del gasto total existen otros componentes relevantes distintos al GPS para explicar los cambios en la mortalidad infantil. Algunos de estos componentes podrían ser los referidos a vivienda, acondicionamiento urbano (saneamiento, carreteras) y asistencia social (cargas de familia y maternidad-cubiertas por el BPS, que comprenden los pagos de asignaciones familiares y el programa Materno-Infantil del BPS, y alimentación y asistencia a personas física y mentalmente

incapacitadas, cubiertas por el presupuesto). Además debe tenerse en cuenta que el impacto del GPS debe medirse no sólo a partir del coeficiente asociado a dicha variable sino también al de las variables binarias en el entorno de los años 1940 y 1980 que continúan siendo significativas.

Tabla 5: Modelo especificado en primeras diferencias de las series seleccionadas (sin rezagos)

Período: 1910-2004

Variable dependiente: TMI_k

	Ec 1	Ec 2	Ec 3	Ec 4
Intercepto	No	No	No	No
D(PIB)	0.048 **	No	No	No
D(GT)	...	0.049 ***	0.043 ***	0.044 ***
D(Médicos)	...	...	0.075 **	0.072 **
D(TMC)	...	...	...	No
Ma(1)	***	***	***	***
				1944
Intervenciones y	1944 1982	1944 1982	1944 1982	1982
cambios de nivel	1987	1987	1987	1987
AIC	-5.20	-5.26	-5.30	-5.28
R2(aj)	0.15	0.24	0.28	0.27

Nota: significación de acuerdo al siguiente detalle; * al 10%, ** al 5%,

*** al 1%

Una diferencia adicional radica en que en el caso de las especificaciones con rezagos (Tabla 6), se encuentra que si bien los cambios en el PIB *per* cápita pierden poder explicativo al incorporar las variables de gasto total y cantidad de médicos al análisis (se reduce el coeficiente asociado), continúa siendo significativo en todas las especificaciones.

Tabla 6: Modelo especificado en primeras diferencias de las series seleccionadas (con rezagos)

Período: 1910-2004

Variable dependiente: TMI_k

	Ec 1	Ec 2	Ec 3	Ec 4
Intercepto	No	No	No	No
D(PIB(-5))	0.067 ***	0.053 **	0.034 *	0.044 **
D(GT)	...	0.052 ***	0.042 ***	0.038 ***
D(Médicos(-5))	...	...	0.082 **	0.100 ***
D(TMC(-2))	...	...	...	No
Ma(1)	***	***	***	*** 1944
Intervenciones y cambios de nivel	1944 1982 1987	1944 1982 1987	1944 1982 1987	1982 1987
AIC	-5.19	-5.32	-5.36	-5.36
R2(aj)	0.17	0.28	0.32	0.33

Nota: significación de acuerdo al siguiente detalle; * al 10%, ** al 5%,

*** al 1%

La ecuación 3, sigue siendo la más ajustada utilizando como criterios de selección los criterios de AIC y Schwarz, así como los cambios en la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes es la que mayor poder explicativo presenta para explicar los cambios en la mortalidad infantil.

La variable vinculada a la educación, en este caso sólo la TMC, no resultó significativa para ninguna de las transformaciones.

- Análisis de resultados: Tasa de mortalidad neonatal**

Tabla 7: Modelo especificado en primeras diferencias de las series seleccionadas (sin rezagos)

Período: 1910-2004

Variable dependiente: TMN_k

Ec 1	Ec 2	Ec 3	Ec 4	Ec 5	Ec 6
------	------	------	------	------	------

Intercepto	No	No	No	No	No	No
D(PIB)	0.029 ***	No	No	No	No	No
D(GPS)	...	0.025 ***	0.026 ***	0.022 ***	0.026 ***	0.027 ***
D(Médicos)	...	...	0.079 ***	0.079 **	0.079 **	0.076 **
D(Agua)	...	...	...	No	No	No
D(GPE)	...	...	...	...	No	No
D(TMC)	...	...	...	...	...	No
Ma(1)	*** 1981	*** 1968 1981	*** 1968 1981	*** 1968 1981	*** 1968 1981	*** 1968 1981
	1988	1988	1988	1988	1988	1988
Intervenciones y	1996	1996	1996	1996	1996	1996
cambios de nivel	2000	2000	2000	2000	2000	2000
AIC	-5.37	-5.36	-5.43	-5.41	-5.39	-5.38
R2(aj)	0.31	0.38	0.43	0.43	0.43	0.44

Nota: significación de acuerdo al siguiente detalle; * al 10%, ** al 5%, *** al 1%

En el caso de los cambios en mortalidad infantil antes de cumplirse el primer mes de vida, las variables que aparecen con mayor poder explicativo son nuevamente el GPS y la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes (Tabla 7).

Tabla 8: Modelo especificado en primeras diferencias de las series seleccionadas (con rezagos)

Período: 1910-2004

Variable dependiente: TMN_k

	Ec 1	Ec 2	Ec 3	Ec 4	Ec 5	Ec 6
Intercepto	No	No	No	No	No	No
D(PIB)	0.029 ***	No	No	No	No	No
D(GPS)	...	0.025 ***	0.026 ***	0.028 ***	0.028 ***	0.027 ***
D(Médicos(-3))	...	...	0.079 ***	0.154 ***	0.153 ***	0.142 ***
D(Agua)	...	...	...	-0.092 ***	-0.079 **	No
D(GPE(-5))	...	...	...	...	No	No
D(TMC(-5))	...	...	...	...	...	No

Ma(1)	*** 1981	*** 1968 1981	*** 1968 1981	*** 1968 1981	*** 1968 1981	*** 1968 1981
	1988	1988	1988	1988	1988	1988
Intervenciones y	1996	1996	1996	1996	1996	1996
cambios de nivel	2000	2000	2000	2000	2000	2000
AIC	-5.37	-5.36	-5.47	-5.58	-5.62	-5.60
R2(aj)	0.31	0.38	0.45	0.52	0.57	0.57

Nota: significación de acuerdo al siguiente detalle; * al 10%, ** al 5%, *** al 1%

Como en los casos anteriores la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes es la variable con mayor poder explicativo, pero a diferencia de éstos, la inclusión de rezagos en las ecuaciones no mejora el poder explicativo del PIB *per* cápita (Tabla 8). De hecho, según el criterio de información de Schwarz, el mejor ajuste se produce cuando no se incorporan rezagos a esta variable. Es decir que de tener efectos en este tipo de mortalidad, la variación del producto interno por habitante tendría efectos contemporáneos. Cabe señalar que este resultado es similar al encontrado en trabajos previos para el país. En efecto Birn y otros (2009) encuentran que en tanto para la TMI y para la TMPN los rezagos óptimos del PIB *per* cápita se encuentran entre 4 y 5, para el caso de la TMN, es de sólo un rezago. Este resultado podría deberse a que en la mortalidad que se produce entre el mes y el año de vida juegan factores culturales, sociales y económicos que se modifican lentamente, como la educación de la madre o los hábitos de higiene, en tanto en la mortalidad neonatal jugarían aspectos que pueden modificarse más rápidamente como la adquisición de una nueva tecnología. No obstante, generalmente se entiende que la mortalidad posneonatal es mucho mas sensible a intervenciones puntuales como el uso de una nueva vacuna.

Nuevamente, no se encuentra evidencia a favor de un impacto significativo de las variables vinculadas a la educación y el efecto del agua es ambiguo e inconsistente en cuanto al signo esperado. Como se señaló anteriormente esto podría deberse tanto a que las variables utilizadas como *proxies* no fueran adecuadas como a la irrelevancia de las mismas para explicar la mortalidad en el caso uruguayo. Por lo tanto, sería necesario continuar profundizando en las posibles explicaciones de este resultado.

Intervenciones y cambios de nivel

En el caso de la TMN, las intervenciones realizadas fueron en los años 1968, 1981, 1988, 1996 y 2000. La mortalidad en los neonatos tiene un comportamiento marcadamente diferente a la mortalidad posneonatal y a la mortalidad general. Como se señaló antes, dada la complejidad de este tipo de mortalidad, es necesario esperar hasta la década de 1970 y la década de 1980 para encontrar avances significativos en la reducción de las causas de muerte asociadas a este tramo de edad. En efecto, según se señala en distintos estudios sobre el tema, el desarrollo de la atención neonatológica especializada y probablemente la mejor captación de embarazos de riesgo, comienzan a recoger efectos sobre la mortalidad neonatal en el segundo quinquenio de la década de 1970 y arrojan resultados notables en el correr

de los ochenta. Precisamente, en torno a 1988 la serie de mortalidad neonatal presenta un cambio de nivel.

Como ya se señaló, la evolución de la TMI se caracterizó por la presencia de importantes irregularidades hasta fines de los años 1970, y en particular en el año 1968 se registra un incremento importante y un fuerte descenso posterior. No obstante, mientras que la tasa de mortalidad posneonatal comenzó a reducirse a partir de 1969 a un ritmo relativamente lento, pero constante, en el caso del componente neonatal, experimentó aumentos moderados desde inicios de 1960 y hasta 1977. También con un crecimiento importante en 1968, evolución que condujo a que en 1969 la tasa de mortalidad neonatal supera por primera vez a la tasa de mortalidad posneonatal. Este ascenso podría explicar que se requiera una intervención en dicho año.³³ Finalmente, el segundo quinquenio de los años 1990 se caracteriza por un nuevo impulso descendente de la TMI en general y de la neonatal en particular, luego de que en el quinquenio anterior se manifestara un relativo estancamiento. En particular, la TMN desciende en forma importante en 1996 y luego mantiene la tendencia descendente hasta el advenimiento de la crisis donde presenta incrementos en el año 2000 y particularmente en 2003.

³³ Cabella y otros (2006) señalan que este ascenso de la TMN se trata de un incremento artificial, generado por un mayor cuidado en la declaración de las defunciones ocurridas al principio de la vida, generada por la mayor atención prestada por los pediatras a la mortalidad neonatal a partir de la década de 1960.

Nuevamente los años 1981 y 2000 estarían asociados a los efectos sobre la mortalidad de las crisis producidas en dichos años.

Ajuste del modelo

En el caso de las especificaciones sin rezagos la ecuación 3 es la que presenta el mejor ajuste. No obstante, en el caso de las especificaciones dinámicas, nuevamente se presenta el problema de interpretación del signo de la variable conexiones a agua potable cada 1.000 habitantes. El R^2 ajustado es mayor en este caso que en el caso de la mortalidad infantil en general (ronda el 40%). No obstante, como se verá seguidamente, es bastante menor que en el caso de las muertes después del primer mes de vida.

- **Análisis de resultados: Tasa de mortalidad posneonatal**

Tabla 9: Modelo especificado en primeras diferencias de las series seleccionadas (sin rezagos)

Período: 1910-2004

Variable dependiente: TMPN_k

	Ec 1	Ec 2	Ec 3	Ec 4	Ec 5	Ec 6
Intercepto	No	No	No	No	No	No
D(PIB)	0.068 ***	No	No	No	No	No
D(GPS)	...	0.027 *	No	No	No	No
D(Médicos)	...	...	0.114 ***	0.117 **	0.118 **	0.111 **
D(Agua)	...	...	...	No	No	No
D(GPE)	...	...	...	...	No	No
D(TMC)	...	...	...	...	...	No

Ma(1)	***	***	***	***	***	***
	1944 1982	1944 1982	1944 1982	1944 1982	1944 1982	1944 1982
	1987	1987	1987	1987	1987	1987
	1999	1999	1999	1999	1999	1999
Intervenciones y	2003	2003	2003	2003	2003	2003
cambios de nivel	2004	2004	2004	2004	2004	2004
AIC	-4.45	-4.40	-4.47	-4.45	-4.43	-4.43
R2(aj)	0.68	0.69	0.72	0.71	0.71	0.71

Nota: significación de acuerdo al siguiente detalle; * al 10%, ** al 5%, *** al 1%

Las ecuaciones estáticas indican que la única variable robusta en el caso de la TMPN es la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes. Esto no implica que las intervenciones públicas en salud no sean relevantes en la medida que los dos cambios de nivel asociados a cambios en las políticas de salud y en la incorporación de nuevas tecnologías médicas sí resultaron significativos (Tabla 9).

Tabla 10: Modelo especificado en primeras diferencias de las series seleccionadas (con rezagos)

Período: 1910-2004

Variable dependiente: TMPN_k

	Ec 1	Ec 2	Ec 3	Ec 4	Ec 5	Ec 6
Intercepto	No	No	No	No	No	No
D(PIB (-5))	0.079 **	0.063 *	No	No	No	No
D(GPS)	...	0.031 **	0.026 **	0.029 **	0.031 **	0.023 **
D(Médicos(-3))	...	...	0.118 ***	0.162 ***	0.173 **	0.144 **
D(Agua(-1))	...	...	...	No	No	No
D(GPE(-5))	...	...	...	...	No	No
D(TMC(-5))	...	...	...	...	...	No
Ma(1)	***	***	***	***	***	***
Intervenciones y	1944 1982	1944 1982	1944 1982	1944 1982	1944 1982	1944 1982
cambios de nivel	1987	1987	1987	1987	1987	1987
	1999	1999	1999	1999	1999	1999
	2003	2003	2003	2003	2003	2003

	2004	2004	2004	2004	2004	2004
AIC	-4.42	-4.43	-4.49	-4.48	-4.47	-4.46
R2(aj)	0.69	0.70	0.72	0.72	0.73	0.73

Nota: significación de acuerdo al siguiente detalle; * al 10%, ** al 5%, *** al 1%

Asimismo, cuando se incorporan rezagos a las ecuaciones, el GPS también resulta significativo en todas ellas, aunque con un coeficiente menor que el de los médicos (Tabla 10).

Intervenciones y cambios de nivel

Las intervenciones en este caso son en los años 1944, 1982 y 1987 al igual que en el caso de la TMI, pero se agregan los años en torno a las crisis de 2002. La similitud en la evolución de la TMI y la TMPN hacen que no sea sorprendente que deban realizarse intervenciones en torno a los mismos años. Por su parte, la necesidad de realizar intervenciones en los años en torno a la crisis podría vincularse a la mayor sensibilidad de la TMPN a factores socioeconómicos. En efecto, en tanto las muertes en los neonatos se asocian a factores genéticos y los asociados a la atención médica en el entorno del período de embarazo y parto, entre los que superan el primer mes de vida prevalecen factores que tienen que ver con las características de la madre y factores socioeconómicos asociados al entorno del niño. No obstante, cabe señalar que ambos componentes se incrementan en dichos años. Finalmente, los años de crisis afectaron negativamente tanto al PIB como al GPS.

Ajuste del modelo

Un primer aspecto a destacar es que en el caso de la TMPN los R^2 ajustados que se obtienen son mucho más grandes que en los casos anteriores (en el entorno de 70%). Esto indicaría que variables como el GPS y la cantidad de médicos tienen un mayor poder explicativo de la mortalidad de los niños que superaron el primer mes de vida que de la mortalidad infantil en general y la neonatal.

Tanto para las ecuaciones estáticas como dinámicas la ecuación con mejor ajuste es la 3, con la diferencia de que en el caso sin rezagos ni el PIB *per cápita* ni el GPS *per cápita* resultaron significativas, en tanto cuando se incorporan rezagos resultan significativas tanto el GPS *per cápita* como la cantidad de médicos. Tanto el R^2 como el AIC son algo mayores en las ecuaciones dinámicas.

- **Resumen de los principales resultados**

En la Tabla 11 se resumen los resultados de la ecuación 3, que resultó ser en términos generales la de mejor ajuste tanto en el caso de la TMI como de

sus componentes. Un primer aspecto a resaltar de los resultados obtenidos es que la inclusión del GPS como variable explicativa de la mortalidad de los menores de un año implicó la pérdida del poder explicativo del PIB por habitante en la reducción de la misma. En segundo lugar, la variable médicos cada 10.000 habitantes resultó ser la más robusta a distintas especificaciones para todas las variables dependientes utilizadas, así como la que presenta el mayor impacto. En tercer lugar, la variable GPS, también aparece como robusta aunque con un impacto menor, sólo no resulta significativa para explicar los cambios en la TMPN cuando no se incorporan rezagos a las ecuaciones. Se encuentra una elasticidad de 0,12 en el caso del gasto y de 0,53 en el caso de la cantidad de médicos (los coeficientes ascienden a 0,10 y a 0,43 para la especificación logarítmica). Estos resultados son similares a los encontrados por Abbas (2009) en un estudio realizado para Pakistán.

Tabla 11: Resumen de resultados ecuación 3

Variable dependiente							
Sin rezagos				Con rezagos			
	TMI	TMN	TMPN	TMI	TMN	TMPN	
Intercepto	No	No	No	No	No	No	
D(PIB)	No	No	No	No	No	No	
D(GPS)	0.022	0.026	No	0.025	0.026	0.026	
D(Médicos)	0.094	0.079	0.114	0.112	0.079	0.118	
D(Agua)	...	...	...	...	...	...	
D(GPE)	...	...	...	...	...	...	
D(TMC)	...	...	...	...	...	...	
		1968 1981	1944 1982		1968 1981	1944 1982	
Cambios de	1944	1988 1996	1987 1999	1944 1987	1988 1996	1987 1999	
nivel	1987 1982	2000	2003 2004	1982	2000	2003 2004	

MA	1	1	1	1	1	1
AIC	-5.24	-5.43	-4.47	-5.32	-5.47	-4.49
R ² aj	0.24	0.43	0.72	0.29	0.45	0.72

La evidencia parece indicar que los niños mayores de un mes son más sensibles a la disponibilidad de médicos que los neonatos. Asimismo, tanto las intervenciones vinculadas con los cambios de nivel producidos en los años 1940 como en los años 1980 aparecen como altamente significativas, lo cual indicaría que los avances médicos y programas públicos implementados en estas décadas fueron relevantes para explicar la reducción de la mortalidad infantil. Finalmente, la mortalidad infantil parece verse afectada por los períodos de crisis que atravesó el país en los años 1980 y particularmente por la crisis de fines de los años 1990.

Tabla 12: Resumen de resultados ecuación 3

	Variable dependiente			
	Sin rezagos		Con rezagos	
TMI				
Intercepto	No		No	
D(PIB)	No		0.034	
D(GPT)	0.043		0.042	
D(Médicos)	0.075		0.082	
D(TMC)	...		...	
Cambios de	1944	1987	1944	1987
nivel	1982		1982	
MA	1		1	
AIC	-5.3		-5.36	
R ² aj	0.28		0.32	

Cuando se incluye el GT como variable explicativa, el impacto sobre la tasa de mortalidad es aún mayor, en tanto la cantidad de médicos cada 10.000

habitantes mantiene un impacto similar (Tabla 12). Por su parte el PIB por habitante aparece como significativo sólo en la especificación con rezagos.

Por último señalar que si bien en algunos casos la incorporación de las conexiones a agua potable mejoraba el ajuste de la ecuación (ecuación 4), la misma resultó poco robusta y con signo contrario al esperado. Asimismo, las variables vinculadas a la educación no resultaron significativas en ninguna de las especificaciones. Estos resultados no están en consonancia con lo esperado por lo cual es necesario seguir ahondando en las causas del mismo.

COMENTARIOS FINALES

La evidencia parece indicar que la TMI es no estacionaria en Uruguay en el período analizado. La presencia de una raíz unitaria en la serie de mortalidad infantil indicaría que la difusión de innovaciones en las prácticas de cuidados de los hijos y en los cuidados médicos tienden a propagarse más que a diluirse y el nivel alcanzado por la tasa de mortalidad infantil en un determinado momento podría deberse al conocimiento acumulado de las mejores prácticas en la atención a la salud infantil y a la capacidad de aplicar este conocimiento en términos generales. El hecho de que los shocks sobre la TMI se propaguen en forma permanente en el tiempo, tiene relevantes implicancias desde el punto de vista de la efectividad de las políticas, las cuales tendrían efectos de largo plazo.

Asimismo, este resultado indica que las reducciones en la mortalidad infantil producidas a lo largo del siglo XX no presentaron una dependencia relevante de los niveles alcanzados previamente, es decir, no se encuentra evidencia de que los cambios en la mortalidad infantil dependan en forma negativa (efecto Mateo) o positiva de los niveles alcanzados previamente.

En cuanto al análisis de los determinantes macro de la mortalidad infantil, el análisis de cointegración indica que no existen relaciones estables de largo plazo entre la TMI, el producto por habitante, el gasto en salud y la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes. Cabe señalar que estas relaciones eran

factibles dado que en el largo plazo no puede descartarse a priori que exista retroalimentación entre algunas de estas variables (véase Anand y Ravallion, 1993; Kakwani, 1993; Filmer y Pritchett, 1997). Se encuentra a su vez que si bien no puede rechazarse la hipótesis nula de que el gasto en salud y total, el PIB y la cantidad de médicos causen a la TMI en el sentido de Granger, si se rechaza que la TMI cause a dichas variables. Estos resultados habilitan la estimación de relaciones de corto plazo entre las variables analizadas, estimaciones que asumen la exogeneidad de las variables explicativas respecto a la dependiente.

Respecto al comportamiento de corto plazo de la TMI, se encuentra que los cambios en el PIB *per cápita* pierden relevancia para explicar los cambios en la misma, cuando se controla por los cambios en el GPS *per cápita* y la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes en las ecuaciones estáticas, en tanto su impacto se torna ambiguo en el caso de las ecuaciones dinámicas siendo significativo sólo para algunas especificaciones. Por su parte, los cambios en el GPS *per cápita* así como en la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes son significativos para explicar los cambios en la TMI y sus componentes en casi todas las ecuaciones estimadas. La elasticidad de la TMI ante cambios en el gasto en salud se ubica en torno a -0,12. Este resultado está en línea con el encontrado por Abbas (2009) que encuentra una elasticidad de largo plazo de -0,11 y es robusto a las dos transformaciones realizadas a la TMI.

Por lo tanto, si bien el crecimiento económico es una variable relevante para explicar cambios en distintos indicadores de calidad de vida, el impacto del mismo depende de cómo se compartan los frutos del crecimiento económico, así como de la medida en la que los recursos se usan para apoyar servicios públicos (Anand y Ravallion, 1993). Así, una estrategia de reducción de la mortalidad infantil debería tener en cuenta no sólo la prosperidad económica sino también la forma en que se utilizan los recursos adicionales, siendo el gasto público un componente relevante en el descenso de la mortalidad infantil en Uruguay en el período considerado.

La única salvedad a este resultado general se da en el caso de la TMPN. En efecto, para el caso de las ecuaciones, la única variable robusta en el caso de la TMPN es la cantidad de médicos cada 10.000 habitantes. No obstante, cuando se incorporan rezagos a las ecuaciones, el GPS también resulta significativo en todas ellas, aunque con un coeficiente menor que el de los médicos.

Dado que se disponía de datos sobre el gasto público total, el cual contiene componentes relevantes distintos al GPS para explicar los cambios en la mortalidad infantil tales como los gastos en vivienda, infraestructura urbana (saneamiento, carreteras) y asistencia social (cargas de familia y maternidad cubiertas por el BPS, que comprenden los pagos de asignaciones familiares y el programa Materno-Infantil del BPS, y alimentación y asistencia a personas física y mentalmente incapacitadas, cubiertas por el presupuesto),

se utilizó también esta variable como explicativa de los cambios en la TMI. Se encuentra que en este caso aumentan tanto la magnitud de los coeficientes como el ajuste del modelo, indicio de que otros componentes del gasto total distintos del gasto en salud y educación estarían afectando los cambios en la mortalidad infantil. En este caso, y para las ecuaciones dinámicas, se encuentra que si bien los cambios en el PIB *per cápita* pierden poder explicativo al incorporar las variables de gasto total y cantidad de médicos al análisis, continúa siendo significativo en todas las especificaciones.

Asimismo, un resultado general del análisis es que las intervenciones realizadas en el entorno de los años en que se producen los dos cambios de nivel relevantes de la serie de mortalidad infantil resultaron también significativas para explicar los cambios tanto en la TMI como en la TMPN. En el caso de la mortalidad neonatal, sólo el cambio de nivel que se produce en los años 1980 resultó significativo. Este comportamiento era esperable dado que la reducción en la mortalidad infantil en los años 1940 se debió exclusivamente al descenso del componente posneonatal. Cabe señalar que estos cambios de nivel se asocian a avances médicos y campañas públicas de salud en el entorno de dichos años. Para las tres tasas de mortalidad analizadas, las intervenciones en torno a los años de crisis económica resultaron significativas para explicar los cambios en las mismas, siendo la TMPN particularmente sensible a las fluctuaciones económicas.

Otro resultado general es que cuando se incorporan rezagos a las ecuaciones especificadas, los coeficientes se incrementan al tiempo que también lo hacen los R^2 ajustados y ambos criterios de información, lo cual sería un indicio de que los modelos dinámicos son preferibles a los estáticos. En efecto, salvo por el gasto en salud, el resto de las variables presentan un mejor ajuste en términos rezagados, es decir, su impacto sobre la mortalidad infantil no sería inmediato.

Un resultado sorprendente a la luz tanto del marco teórico utilizado como de los antecedentes analizados, fue que variables que a priori aparecen como relevantes, tales como la educación (medida a través del gasto público y la tasa de matriculación combinada) y las conexiones a agua potable, en la mayoría de los casos no resultaron significativas para explicar los cambios en la TMI y sus componentes. Incluso en el caso del agua potable, cuando resultó significativa presentó el signo contrario al esperado. Estos resultados podrían deberse, en el caso de la educación, a la rápida expansión de la educación primaria en las primeras décadas del siglo XX así como al hecho de no disponer de información sobre la educación de las madres sino de la población en general. En el caso del agua potable, la correlación entre los efectos negativos iniciales de la urbanización y la extensión de la red de agua potable, sumados a la mala calidad del servicio hasta mediados del siglo XX, podría explicar el impacto nulo de los cambios en las conexiones a agua potable sobre los cambios en la TMI.

No obstante estas hipótesis preliminares, es necesario seguir profundizando en estas como en otras posibles explicaciones así como en aspectos más de tipo metodológico, de construcción de las series involucradas. También pueden ser objeto de investigaciones futuras otros aspectos no abordados en el presente trabajo tales como los señalados por Filmer y Pritchett (1997). Los autores destacan que para realizar una correcta interpretación de los resultados empíricos encontrados y sus implicancias de política, deben tenerse en cuenta tres aspectos adicionales al nivel de gasto público: el costo efectividad del gasto público, la eficiencia del sector público y el impacto neto de la provisión pública adicional. Asimismo, podría realizarse un análisis de sensibilidad de los resultados a la adopción de distintos valores extremos de la TMI y en particular de sus componentes. Finalmente, también la serie de gasto público en salud podría ser mejorada para los fines de este trabajo. En particular podría testearse la sensibilidad de los resultados a la inclusión del gasto en DISSE y a la incorporación del gasto en salud materno infantil del BPS que no fue incluido en la serie original por razones ya expuestas.

Varios de los aspectos señalados en el párrafo anterior requieren la utilización de microdatos, los cuales están disponibles para los últimos veinte años. Se espera continuar con este análisis en futuras investigaciones.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abbas, F. (2009). "Social, demographic and economic determinants of health status in Pakistan: a time series analysis". Centre of development research, Germany.
- Alarcón, D. (2000). "Medición de condiciones de vida". Banco Interamericano de Desarrollo, Instituto Interamericano para el Desarrollo Social (INDES).
- Anand, S. y Sen A. (1994). "Desarrollo Humano Sostenible: Conceptos y Prioridades". Disponible en: [http://portal.unu.org.do/contenidos/archivos/\(%20traducci%C3%B3n%20Desarrollo%20humano%20sostenible.pdf](http://portal.unu.org.do/contenidos/archivos/(%20traducci%C3%B3n%20Desarrollo%20humano%20sostenible.pdf)
- _____ y Ravallion M. (1993). *Human Development in Poor Countries: On the Role of Private Incomes and Public Services*. Journal of Economic Perspectives, Vol. 7, No. 1, 133-150.
- _____ y Kanbur, S. M. Ravi. (1991). **Public Policy and Basic Needs Provision: Intervention and Achievement in Sri Lanka**. In Jean Dreze and Amartya Sen, eds., *The political economy of hunger*, Vol. 3. Oxford: Clarendon, 1991, pp. 59-92.
- Arrow, K. (1963). *Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care*. The American Economic Review, Number 5, pp. 851-883.
- Astorga, P.; Bergés, A.R. y FitzGerald, V. (2004). *The Standard of Living in Latin America during the Twentieth Century*. University of Oxford Discussion Papers in Economic and Social History 54.
- Atkinson, A.B. (1970). *On Measurement of Inequality*. Journal of Economic Theory 2: 244-63.
- _____ y Stiglitz (1980). **Lectures on Public Economic**. McGraw-Hill.
- Azar, P. y Bertoni, R. (2007). "El papel de la fiscalidad en la construcción de los modelos de bienestar en Uruguay durante el siglo XX". Encuentro preparatorio del la sesión De la beneficiencia al Estado de Bienestar del Congreso de la Asociación Española de Historia Económica (Murcia, 2008). Sevilla, 18-19 de octubre de 2007.
- Azar, P.; Bertoni, R.; García, U.; Silveira M. y Terra, F. (2007). **Identificación y análisis del gasto público social en Uruguay - 1910/2006**. MIDES, Uruguay Social, vol.01.
- Barreix A.; Roca J. y Villela, L. (2005). "Política Fiscal y Equidad. Estimación de la progresividad y capacidad redistributiva de los impuestos y el gasto público social en los países de la comunidad andina". Cooperación Técnica DFID-BID-CAN. Resumen Ejecutivo. Disponible en: http://www.comunidadandina.org/public/libro_EquidadFiscal_bid.pdf
- Becker, G.; Philipson, T. y Soares, R. (2005). *The quantity and quality of life and the evolution of world inequality*. American Economic Review, 2005, 95(1), 277-291.
- Bertino, M. y Tajam, H. (1999). "El PBI de Uruguay 1900-1955". Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.
- Bértola, L.; Camou, M.; Maubrigades, S. y Melgar, N. (2007). **Human Development and Inequality in the 20th Century the Mercosur Countries in a comparative perspective**. En *The Standard of Living in Latin America*. Eds: Amílcar Challu, John Coastworth y Ricardo Salvatore.
- _____ ; Calicchio, L., Camou, M., Rivero, L. (1998). "El PBI Uruguayo 1870-1936 y otras estimaciones". Programa de Historia Económica, Facultad de Ciencias Sociales
- Bidani, B. y Ravallion, M. (1997). *Decomposing Social Indicators using Distributional Data*. Journal of Econometrics, 77:125-139.
- Bishai D. y Opuni, M. (2009). "Are infant mortality rate declines exponential? The general pattern of 20th century infant mortality rate decline". Population Health Metrics 2009. Disponible en: <http://www.biomedcentral.com/content/pdf/1478-7954-7-13.pdf>
- _____ , Opuni M, Poon A. (2006). *Does the level of infant mortality affect the rate of decline? Time series data from 21 countries*. Econ Hum Biol 2007, 5(1):74-81.
- _____ (1995). *Infant mortality time series are random walks with drift: are they cointegrated with socioeconomic variables*. Health Econ 1995, 4(3):157-167.
- Birn, A.; Cabella, W.; Llambí, C. y Sanroman, G. (2009). "Determinants of Infant Mortality Rates in Uruguay over the XX Century". Mimeo.

- _____ (2006). *The national-international nexus in public health: Uruguay and the circulation of child health and welfare policies, 1890-1940*. In *História, Ciências, Saúde – Manguinhos*, 13 (3): 33-64.
- _____; Cabella, W. y Pollero, R. (2005). "La mortalidad infantil uruguaya en la primera mitad del siglo XX: un análisis por causas del pasado al presente." En VII Jornadas Argentinas de Estudios de Población (Asociación de Estudios de Población de la Argentina), 2003, I: 37-154, Universidad Nacional de Tucumán, Tafí del Valle, Tucumán.
- _____, Cabella W., and Pollero R. (2003). *No se debe llorar sobre leche derramada: el pensamiento epidemiológico y la mortalidad infantil en Uruguay, 1900-1940*. In *Estudios Interdisciplinarios de América Latina y el Caribe* 14 (1):35-65.
- Cabella, W.; Ciganda, D.; Fostik, A.; Pollero, R.; Vigorito, A. (2007). "La mortalidad infantil en Uruguay: del segundo estancamiento hasta el presente (1950-2003)". Informe de investigación, Universidad de la República.
- _____ y Pollero, R. (2004). "El descenso de la mortalidad infantil en Montevideo y Buenos Aires entre 1890 y 1950". Trabajo presentado en el I Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, ALAP, realizado en Caxambú –MG- Brasil, del 18 al 20 de Septiembre de 2004
- Camou, M. y Maubrigades, S. (2007). "Desigualdades de género en Uruguay en perspectiva histórica" Workshop on Human Capital, Inequality and Gender: a Comparative Perspective. Departamento de Economía y negocios de la Universidad Pompeu Fabra.
- _____ y Maubrigades, S. (2005). "La calidad de vida bajo la lupa: 100 años de evolución de los principales indicadores" en *Boletín de Historia Económica*, No.4. Commission On Social Determinants Of Health. (2005) "Towards a Conceptual Framework for Analysis and on the Social Determinants of Health". Discussion paper for the Commission on Social Determinants of Health.
- Comin, F. y Hirai, T. (2009). Predecessors of HDI. Presentado en la Conferencia de desarrollo humano y capacidades en Lima Perú:
http://www.capabilityapproach.com/ConPapers_09.php?year=conference2009
- Conley, D. y Springer, K. (2001). *Welfare State and Infant Mortality*. University of Chicago. *AJS* Volume 107 Number 3 (November 2001): 768–807
- Cutler, DM. (2002). [Health care and the public sector](#). Handbook of public economics.
- Deaton, A.; Cutler, M. y Lleras-Muney, A. (2006). "The determinants of mortality". Working Paper 11963, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA 02138 January 2006. <http://www.nber.org/papers/w11963>.
- _____ and Paxson C. (2001). *Mortality, education, income, and inequality among American cohorts*. In David Wise, editor, *Themes in the Economics of aging*, Chicago University Press for NBER. (NBER Working Paper No. 7140)
- Enders, W. (1997). **Applied Econometric Time Series**. Iowa State University.
- Filmer, D.; Hammer, J. y Pritchett, L. (1997). "Health Policy: Weak Links in the Chain?" mimeo, Development Research Group, The World Bank. Washington, DC.
- Goldstein, Joshua S. (1985). "Basic human needs: The plateau curve". *World Development* 13, 595-609.
- Gupta, S., Verhoeven, M., and Tiongson, E. (2001). "Public Spending on Health Care and the Poor" IMF Working Paper, Fiscal Affairs Department.
- Hendry, D. y Richard, J. (1982). *On the formulation of empirical models in dynamic econometrics*. *Journal of econometrics* 20, 1982 3-33.
- Issa, H. y Ouattara, B. (2005). "The Effect of Private and Public Health Expenditure on Infant Mortality Rates: does the level of development matters?".
- Isenman, P. (1980). "Basic needs: The case of Sri Lanka". *World Development*.
- Jewell, R.; Triunfo P. y Aguirre R. (2004a). "Impacto de los cuidados Prenatales en el Peso al Nacer: El Caso del Uruguay". UDELAR FCCSS. Departamento de Economía. Doc N° 07/04.
- _____. (2004b). "Los factores de riesgo y el peso al nacer en Uruguay."
- Kakwani, N. (1993). *Performance in Living Standards: An International Comparison*.

- Journal of Development Economics, August 1993, 41(2), pp. 307-36.
- Lee R. (1993). "Methods and Models in Macro-Demographic History: An Update and Assessment" in *Old and New Methods in Historical Demography*, Oxford University Press.
- Mosley, W., Cohen, L. (1984). *An analytical Framework for the study of child survival in developing Countries*. Population and Development Review 1984, 10 Suppl: 25- 45.
- Molina, G. y Purser, M. (2010). "Human Development Trends since 1970: A Social Convergence Story". Human Development Research Paper 2010/02.
- Musgrove, P. (1996). "Public and Private Roles in Health: Theory and Financing Patterns". Health, Nutrition and Population (HNP) Discussion Paper, World Bank.
- Noblía, V. y Reino, D. (2006). "La mortalidad infantil en Uruguay". Trabajo monográfico. Universidad de la República.
- Pampel, F. C., and V. K. Pillai (1986). *Patterns and Determinants of Infant Mortality in Developed Nations, 1950–1975*. Demography 23:525–42.
- Pellegrino, A.; Cabella, W.; Paredes, M. y Pollero, R. (2005). "De una transición a otra: la dinámica demográfica del Uruguay en el siglo XX". Facultad de Ciencias Sociales. En: http://www.programadepoblacion.edu.uy/enlazar/de_una_transicion_a_otra.doc
- _____ (2001). "Un ensayo de estimación de la población del Uruguay entre 1885-1963". Facultad de Ciencias Sociales.
- PNUD (2010) *Informe sobre desarrollo humano 2010. La verdadera riqueza de las naciones: Caminos al desarrollo humano*.
- _____ (2005) *Desarrollo humano en Uruguay*, Montevideo: PNUD.
- _____ (2003), *Desarrollo humano Informe 2003*, Ediciones Mundi-Prensa. PNUD.
- _____ (1990), *Desarrollo humano Informe 1990*, Tercer Mundo Editores, Colombia.
- Prados de la Escosura, L. (2004). "When did Latin America fall behind? Evidence from long-run international inequality". Universidad Carlos III de Madrid, Working Paper 04-66, December.
- Preston, S. H. (1980). **Causes and consequences of mortality declines in less Developed countries during the 20th century**. In R. A. Easterlin, ed., *Population and economic change in developing countries*. Chicago. University of Chicago Press for National Bureau of Economic Research.
- _____ (1975). "The Changing Relation Between Mortality and Level of Economic Development", *Population Studies*, 29(2), 231-248.
- Pritchett, L. y Summers L. (1996). *Wealthier is Healthier*. Journal of Human Resources, 31(4):841-868.
- Perron, P. (1989). *The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis*. Econometrica, 57, 1361-1401.
- Rowley DL, Iyasu S, MacDorman MF, Atrash HK (1993). "Neonatal and postneonatal Mortality". In: Wilcox LS, Marks JS, eds. *Data to Action: CDC's Public Health Surveillance for Women, Infants, and Children*. CDC Monograph. Centers for Disease Control and Prevention, Public Health Service, US Department of Health and Human Services; Hyattsville, MD: US Department of Health and Human Services; 251–262
- Robles González, E., Mestre B., Benavides, J. (1996). "La Transición Sanitaria: una revisión conceptual". En *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, XIV.
- Sickles, R. y Taubman, P. (1997). **Mortality and Morbidity among Adults and the elderly**. Handbook of Population and Family economics, 14(1a), pp 561-627.
- Sen, A. (1999) **Development as freedom**. Alfred A. Knopf, Nueva York.
- _____ (1998). *Mortality as an indicator of economic success and failure*. The Economic Journal 108, pp: 1-25.
- _____ (1984). "The living standar". Oxford Economic Papers, New Series, Vol. 36, Supplement: Economic Theory and Hicksian Themes, November, 1984, pp. 74-90
- _____ (1981) "Public Action and the Quality of Life in Developing Countries." Oxford Bulletin of Economics and Statistics, November 1981, 43(4), pp. 287-319.
- Stock, J. and Watson M. (1988). *Testing for common trends*. Journal of the American Statistical Association 83, 1097–1107.

- Taucher, E. (1979). "La mortalidad infantil en Chile". Notas de Población, N° 20.
- Wilkinson, R. (1996). "Unhealthy societies: the afflictions of inequality". London, Routledge.
- Wolpin, K. (1997). **Determinants and consequences of the mortality and health of infants and children** Handbook of Population and Family economics, 14(1a), pp 487-555.
- Zivot, E. y Andrews, D. (1992). *Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis*. Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 10 N° 3.

ANEXOS

Anexo 1. Series utilizadas y Test de ADF

Año	TMI	TMN	TMNP	tmc	agua	médicos	pbi_pc	gps_pc	gpe_pc	gtotal_pc
1901	89,8	31,6	58,2	24,8	11,7	3,6	21.422			
1902	93,7	32,2	61,5	25,1	11,4	3,6	24.663			
1903	96,0	33,0	63,0	23,3	11,6	3,6	24.723			
1904	94,4	32,0	62,4	21,3	11,8	3,7	25.248			
1905	92,9	31,1	61,8	20,5	12,0	3,7	21.510			
1906	96,1	31,7	64,4	19,2	12,5	3,7	22.885			
1907	95,7	33,4	62,4	19,5	14,4	3,7	24.447			
1908	88,5	31,8	56,8	20,2	15,2	3,8	26.395			
1909	88,6	30,5	58,1	22,6	16,1	3,8	26.312			
1910	101,5	32,8	68,7	22,9	18,6	3,8	26.483	126	317	3.819
1911	100,5	32,3	68,2	23,3	20,7	3,9	24.558	150	354	3.983
1912	108,7	32,4	76,3	24,9	22,3	3,9	30.001	211	336	4.488
1913	86,7	28,3	58,4	27,1	24,3	4,0	27.799	203	357	4.748
1914	86,8	29,2	57,6	28,1	24,6	4,0	23.296	214	342	4.100
1915	103,4	30,8	72,6	28,8	24,7	4,0	21.431	180	292	3.685
1916	113,7	35,8	77,9	29,9	25,7	4,1	23.033	189	288	3.382
1917	97,1	29,7	67,3	31,0	26,3	4,1	23.478	173	252	2.847
1918	102,2	32,9	69,3	31,8	26,7	4,2	26.843	198	304	2.900
1919	92,9	31,3	61,6	31,4	27,3	4,2	27.219	247	316	3.098
1920	107,7	32,1	75,6	31,1	28,2	4,2	24.424	253	280	2.473
1921	97,6	32,8	65,0	30,2	30,5	4,2	25.837	298	358	2.725
1922	85,9	27,6	58,4	31,3	31,7	4,2	28.407	484	369	3.163
1923	95,1	29,7	65,4	31,0	33,4	4,3	28.934	445	369	3.225
1924	100,0	31,4	68,6	31,2	34,3	4,3	32.275	432	403	3.233
1925	107,4	30,3	77,1	31,4	35,7	4,3	30.039	490	424	3.561
1926	87,3	28,1	59,2	32,1	36,4	4,6	31.591	480	421	3.422
1927	97,8	31,9	65,9	32,5	36,6	4,9	34.794	574	477	3.620
1928	91,3	26,8	64,4	34,6	37,2	5,2	37.008	600	529	3.888
1929	86,0	26,9	59,1	36,2	38,2	5,5	35.412	805	524	3.972
1930	92,5	25,8	66,6	36,6	38,6	5,7	40.631	830	520	3.941
1931	101,7	29,5	72,2	38,4	39,2	6,0	32.776	778	520	4.060
1932	91,3	27,0	64,3	37,5	40,8	6,2	30.998	647	533	4.044
1933	84,5	27,7	56,8	37,9	43,1	6,6	25.797	502	515	4.184
1934	89,1	27,7	61,3	36,9	44,9	6,8	31.812	375	476	4.169
1935	95,4	28,5	66,9	37,1	46,3	7,0	30.998	415	587	5.789
1936	86,3	26,6	59,7	38,6	48,7	7,2	32.155	410	611	5.457
1937	93,4	28,4	65,1	39,1	52,3	7,4	33.084	407	642	5.458
1938	95,2	28,1	67,3	40,8	56,0	7,7	34.748	412	658	6.337
1939	80,8	24,6	56,2	42,6	59,4	7,9	35.281	370	616	6.023
1940	85,8	27,2	58,7	43,3	61,4	8,1	33.189	445	630	5.979
1941	84,9	26,3	58,6	44,2	64,0	8,3	34.817	459	620	6.490
1942	92,8	29,2	63,6	45,1	65,8	8,5	31.477	450	579	6.238
1943	78,0	24,8	53,1	45,1	67,6	8,7	30.337	477	664	6.968
1944	67,6	25,5	42,0	45,6	69,6	9,0	34.418	524	736	6.813
1945	60,3	22,8	37,6	46,7	71,5	9,1	35.626	516	699	6.453
1946	55,9	21,3	34,7	47,4	72,8	9,3	39.178	514	750	7.347

1947	65,2	23,2	42,1	47,8	74,3	9,4	38.678	429	625	6.462
1948	58,4	23,2	35,2	48,0	76,4	9,6	39.566	562	792	8.026
1949	50,6	20,5	30,1	49,0	79,1	9,8	43.474	616	813	8.802
1950	62,8	23,2	39,6	51,3	80,4	10,0	47.726	637	897	9.098
1951	53,6	21,0	32,6	54,3	83,3	10,1	52.206	830	1.046	9.223
1952	50,0	22,5	27,5	55,0	86,5	10,3	50.859	733	900	8.142
1953	50,2	21,3	28,9	56,2	88,3	10,4	55.390	752	945	8.358
1954	48,4	21,8	26,6	58,2	90,1	10,5	56.914	918	1.051	9.616
1955	52,4	23,7	28,6	58,9	92,3	10,6	58.169	825	1.095	8.946
1956	48,6	22,8	25,8	62,9	94,2	10,7	58.409	768	1.032	8.657
1957	58,3	24,4	33,9	64,1	97,1	10,7	58.170	852	1.093	8.413
1958	52,2	22,2	30,0	64,4	100,1	10,8	55.342	792	1.095	7.384
1959	60,5	24,7	35,7	63,6	101,4	10,9	53.058	571	839	5.076
1960	52,4	22,5	29,8	63,5	102,4	10,9	54.225	700	867	6.217
1961	47,6	22,0	25,5	64,3	103,3	11,0	55.076	762	1.477	8.132
1962	47,7	21,1	26,6	61,8	104,5	11,0	53.162	910	1.732	9.550
1963	47,3	22,2	25,1	61,9	105,0	11,1	52.777	772	1.556	7.594
1964	49,6	23,7	25,9	66,6	106,1	11,2	53.223	720	1.479	7.892
1965	54,3	23,2	31,2	64,4	106,3	11,5	53.269	567	2.324	7.342
1966	48,6	23,8	24,8	69,4	109,0	11,8	54.534	640	1.924	8.950
1967	55,7	26,1	29,6	70,5	110,4	12,1	51.774	530	2.294	6.615
1968	60,4	28,5	31,9	71,5	112,6	12,4	52.134	767	1.851	7.189
1969	50,9	25,7	25,2	70,5	114,8	12,7	54.902	1.354	2.310	9.493
1970	49,0	25,7	23,3	70,5	119,5	13,0	57.141	1.428	2.124	10.205
1971	46,4	24,6	21,9	72,1	124,4	13,4	56.401	1.207	2.070	9.834
1972	48,6	27,3	21,3	72,6	127,8	13,8	54.382	830	1.577	7.544
1973	49,2	26,8	22,5	73,8	130,5	14,2	56.187	986	1.715	9.452
1974	47,1	26,0	21,2	70,8	134,2	14,6	57.868	850	1.873	9.229
1975	47,6	26,0	21,6	68,4	137,5	15,7	61.160	792	1.647	9.549
1976	45,0	24,9	20,1	67,9	140,6	16,7	63.333	977	1.726	10.483
1977	47,8	26,5	21,2	67,1	145,6	17,7	63.673	1.091	1.770	10.246
1978	43,1	24,2	18,9	66,9	148,8	18,7	66.606	1.170	1.513	10.395
1979	39,0	23,4	15,6	66,5	153,4	19,6	70.247	1.103	1.553	9.625
1980	37,4	22,4	14,9	66,1	155,7	20,6	74.012	1.246	1.634	12.039
1981	32,9	19,3	13,6	66,7	158,3	21,5	74.973	1.429	1.729	13.310
1982	29,4	18,4	11,0	68,3	161,9	22,5	67.447	1.322	1.713	15.794
1983	28,1	17,4	10,7	70,1	162,5	23,4	63.089	1.127	1.401	12.423
1984	29,6	17,5	12,2	71,2	163,2	24,3	61.608	1.088	1.329	11.170
1985	29,4	17,2	12,2	73,0	164,7	25,2	62.352	1.292	1.294	9.994
1986	27,3	15,4	12,0	74,0	169,7	26,0	66.172	1.625	1.610	10.259
1987	23,7	14,2	9,4	74,0	174,8	26,9	71.021	1.743	1.792	11.784
1988	20,7	12,6	8,1	74,9	179,8	27,5	71.182	1.819	1.824	12.064
1989	20,8	12,4	8,5	76,1	185,4	28,8	71.913	1.866	1.797	11.394
1990	20,3	11,4	8,8	76,8	193,0	29,3	71.502	1.611	1.688	9.386
1991	20,8	12,1	8,7	77,2	198,6	30,4	72.660	1.952	1.636	10.721
1992	18,4	10,4	8,0	76,3	201,5	31,1	76.515	2.017	1.614	12.284
1993	19,9	11,5	8,3	75,6	204,6	31,9	76.729	2.111	1.782	12.817
1994	18,7	11,1	7,5	75,1	208,1	32,6	80.553	2.430	1.555	14.039
1995	19,3	10,6	8,7	75,6	211,3	33,4	79.254	2.485	1.485	14.372
1996	17,2	9,5	7,8	76,3	219,8	34,2	82.844	2.739	1.901	15.555
1997	16,8	9,0	7,7	75,7	212,2	34,4	85.872	2.890	2.003	17.422

1998	16,2	8,6	7,8	77,4	234,9	34,7	89.293	3.196	2.695	18.521
1999	14,1	8,3	5,8	78,4	244,6	35,1	88.418	3.272	2.228	20.079
2000	13,9	7,8	6,1	81,2	233,9	36,0	86.826	3.211	2.241	19.416
2001	13,7	7,8	5,9	82,4	238,1	36,3	83.697	3.326	2.218	
2002	13,5	7,8	5,7	85,1	242,7	37,4	74.459	2.452	2.009	
2003	14,8	8,3	6,5	86,8	246,2	38,4	76.194	2.440	2.185	
2004	13,0	7,6	5,4	86,4	249,5	38,9	85.246	2.531	2.350	
2005	12,7							2.709	2.337	

1) Serie TMI

Null Hypothesis: TMI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.685582	0.0013
Test critical values:	1% level	-4.048682	
	5% level	-3.453601	
	10% level	-3.152400	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TMI)

Method: Least Squares

Date: 07/17/10 Time: 14:35

Sample(adjusted): 1902 2005

Included observations: 104 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TMI(-1)	-0.326598	0.069703	-4.685582	0.0000
C	36.45562	7.912143	4.607553	0.0000
@TREND(1901)	-0.323362	0.069775	-4.634329	0.0000
R-squared	0.180551	Mean dependent var		-0.741307
Adjusted R-squared	0.164325	S.D. dependent var		6.996476
S.E. of regression	6.395848	Akaike info criterion		6.577597
Sum squared resid	4131.595	Schwarz criterion		6.653878
Log likelihood	-339.0351	F-statistic		11.12679
Durbin-Watson stat	2.253342	Prob(F-statistic)		0.000043

Null Hypothesis: TMI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.218963	0.9726
Test critical values:	1% level	-3.496346	
	5% level	-2.890327	
	10% level	-2.582196	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TMI)

Method: Least Squares

Date: 07/17/10 Time: 15:09

Sample(adjusted): 1905 2005

Included observations: 101 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TMI(-1)	0.004744	0.021664	0.218963	0.8271
D(TMI(-1))	-0.464537	0.100056	-4.642776	0.0000
D(TMI(-2))	-0.386961	0.102454	-3.776903	0.0003
D(TMI(-3))	-0.281737	0.098403	-2.863085	0.0052
C	-1.995192	1.510953	-1.320486	0.1898
R-squared	0.226139	Mean dependent var		-0.809111
Adjusted R-squared	0.193895	S.D. dependent var		7.077910

S.E. of regression	6.354784	Akaike info criterion	6.584531
Sum squared resid	3876.795	Schwarz criterion	6.713992
Log likelihood	-327.5188	F-statistic	7.013332
Durbin-Watson stat	2.040073	Prob(F-statistic)	0.000054

Null Hypothesis: TMI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.227465	0.0257
Test critical values:		
1% level	-2.588059	
5% level	-1.944039	
10% level	-1.614637	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TMI)

Method: Least Squares

Date: 07/17/10 Time: 15:11

Sample(adjusted): 1905 2005

Included observations: 101 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TMI(-1)	-0.021028	0.009440	-2.227465	0.0282
D(TMI(-1))	-0.428980	0.096733	-4.434675	0.0000
D(TMI(-2))	-0.354726	0.099885	-3.551359	0.0006
D(TMI(-3))	-0.255629	0.096765	-2.641739	0.0096
R-squared	0.212083	Mean dependent var		-0.809111
Adjusted R-squared	0.187715	S.D. dependent var		7.077910
S.E. of regression	6.379098	Akaike info criterion		6.582729
Sum squared resid	3947.211	Schwarz criterion		6.686298
Log likelihood	-328.4278	Durbin-Watson stat		2.020300

Null Hypothesis: TMI is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 9 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	1.096022
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	917.3691
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	8281.818

KPSS Test Equation

Dependent Variable: TMI

Method: Least Squares

Date: 07/17/10 Time: 15:52

Sample: 1901 2005

Included observations: 105

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	61.44358	2.969993	20.68812	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		61.44358
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		30.43337
S.E. of regression	30.43337	Akaike info criterion		9.678435
Sum squared resid	96323.76	Schwarz criterion		9.703710
Log likelihood	-507.1178	Durbin-Watson stat		0.052937

Null Hypothesis: TMI is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.110861
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000

10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	80.19538
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	409.2055

KPSS Test Equation
Dependent Variable: TMI
Method: Least Squares
Date: 07/17/10 Time: 15:52
Sample: 1901 2005
Included observations: 105

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	111.0836	1.752231	63.39555	0.0000
@TREND(1901)	-0.954616	0.029112	-32.79078	0.0000
R-squared	0.912581	Mean dependent var		61.44358
Adjusted R-squared	0.911732	S.D. dependent var		30.43337
S.E. of regression	9.041713	Akaike info criterion		7.260438
Sum squared resid	8420.515	Schwarz criterion		7.310990
Log likelihood	-379.1730	F-statistic		1075.235
Durbin-Watson stat	0.599328	Prob(F-statistic)		0.000000

2) Serie logaritmo de la TMI

Null Hypothesis: LTMI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.718137	0.7363
Test critical values:		
1% level	-4.049586	
5% level	-3.454032	
10% level	-3.152652	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LTMI)
Method: Least Squares
Date: 07/17/10 Time: 15:17
Sample(adjusted): 1903 2005
Included observations: 103 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTMI(-1)	-0.070033	0.040761	-1.718137	0.0889
D(LTMI(-1))	-0.252004	0.096815	-2.602929	0.0107
C	0.356711	0.204228	1.746632	0.0838
@TREND(1901)	-0.001953	0.000843	-2.317603	0.0225
R-squared	0.126564	Mean dependent var		-0.019406
Adjusted R-squared	0.100096	S.D. dependent var		0.095950
S.E. of regression	0.091021	Akaike info criterion		-1.917392
Sum squared resid	0.820198	Schwarz criterion		-1.815072
Log likelihood	102.7457	F-statistic		4.781826
Durbin-Watson stat	2.083453	Prob(F-statistic)		0.003735

Null Hypothesis: LTMI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.194878	0.9980
Test critical values:		
1% level	-3.495021	
5% level	-2.889753	
10% level	-2.581890	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTMI)

Method: Least Squares

Date: 07/17/10 Time: 15:19

Sample(adjusted): 1903 2005

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTMI(-1)	0.018021	0.015082	1.194878	0.2350
D(LTMI(-1))	-0.281563	0.098047	-2.871728	0.0050
C	-0.096042	0.060835	-1.578716	0.1176
R-squared	0.079176	Mean dependent var		-0.019406
Adjusted R-squared	0.060759	S.D. dependent var		0.095950
S.E. of regression	0.092989	Akaike info criterion		-1.883974
Sum squared resid	0.864698	Schwarz criterion		-1.807235
Log likelihood	100.0247	F-statistic		4.299169
Durbin-Watson stat	2.100068	Prob(F-statistic)		0.016175

Null Hypothesis: LTMI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.361755	0.0183
Test critical values:		
1% level	-2.587607	
5% level	-1.943974	
10% level	-1.614676	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTMI)

Method: Least Squares

Date: 07/17/10 Time: 15:20

Sample(adjusted): 1903 2005

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTMI(-1)	-0.005507	0.002332	-2.361755	0.0201
D(LTMI(-1))	-0.244306	0.095865	-2.548447	0.0123
R-squared	0.056225	Mean dependent var		-0.019406
Adjusted R-squared	0.046881	S.D. dependent var		0.095950
S.E. of regression	0.093674	Akaike info criterion		-1.878774
Sum squared resid	0.886249	Schwarz criterion		-1.827614
Log likelihood	98.75686	Durbin-Watson stat		2.065491

Null Hypothesis: LTMI is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 9 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	1.045982
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.401329
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3.561367

KPSS Test Equation

Dependent Variable: LTMI

Method: Least Squares

Date: 07/17/10 Time: 15:50

Sample: 1901 2005

Included observations: 105

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.951352	0.062120	63.60807	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		3.951352
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.636544
S.E. of regression	0.636544	Akaike info criterion		1.943951
Sum squared resid	42.13954	Schwarz criterion		1.969227

Log likelihood	-101.0574	Durbin-Watson stat	0.023248
----------------	-----------	--------------------	----------

Null Hypothesis: LTMI is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.246139
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
Residual variance (no correction)		0.053109
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.370719

KPSS Test Equation
Dependent Variable: LTMI
Method: Least Squares
Date: 07/17/10 Time: 15:51
Sample: 1901 2005
Included observations: 105

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.963750	0.045092	110.0800	0.0000
@TREND(1901)	-0.019469	0.000749	-25.98726	0.0000
R-squared	0.867667	Mean dependent var		3.951352
Adjusted R-squared	0.866382	S.D. dependent var		0.636544
S.E. of regression	0.232681	Akaike info criterion		-0.059433
Sum squared resid	5.576465	Schwarz criterion		-0.008881
Log likelihood	5.120227	F-statistic		675.3375
Durbin-Watson stat	0.169093	Prob(F-statistic)		0.000000

3) Serie TMI transformada según la recomendación de Kakwani

Null Hypothesis: TMI_K has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.220019	0.9007
Test critical values:	1% level	-4.049586	
	5% level	-3.454032	
	10% level	-3.152652	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TMI_K)
Method: Least Squares
Date: 08/15/10 Time: 16:07
Sample(adjusted): 1903 2005
Included observations: 103 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TMI_K(-1)	-0.044483	0.036461	-1.220019	0.2254
D(TMI_K(-1))	-0.261888	0.097509	-2.685798	0.0085
C	0.002994	0.005627	0.532171	0.5958
@TREND(1901)	0.000317	0.000155	2.043144	0.0437
R-squared	0.122313	Mean dependent var		0.004173
Adjusted R-squared	0.095717	S.D. dependent var		0.018980
S.E. of regression	0.018049	Akaike info criterion		-5.153390
Sum squared resid	0.032251	Schwarz criterion		-5.051070
Log likelihood	269.3996	F-statistic		4.598836
Durbin-Watson stat	2.077327	Prob(F-statistic)		0.004679

Null Hypothesis: TMI_K has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
--	-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.653003	0.9995
Test critical values:	1% level	-3.495021	
	5% level	-2.889753	
	10% level	-2.581890	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 08/15/10 Time: 16:09

Sample(adjusted): 1903 2005

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TMI_K(-1)	0.024032	0.014538	1.653003	0.1015
D(TMI_K(-1))	-0.284569	0.098400	-2.891955	0.0047
C	-0.002539	0.005010	-0.506733	0.6135
R-squared	0.085305	Mean dependent var		0.004173
Adjusted R-squared	0.067011	S.D. dependent var		0.018980
S.E. of regression	0.018333	Akaike info criterion		-5.131506
Sum squared resid	0.033611	Schwarz criterion		-5.054766
Log likelihood	267.2726	F-statistic		4.663012
Durbin-Watson stat	2.089736	Prob(F-statistic)		0.011583

Null Hypothesis: TMI_K has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.218161	0.9996
Test critical values:	1% level	-2.587607
	5% level	-1.943974
	10% level	-1.614676

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 08/15/10 Time: 16:09

Sample(adjusted): 1903 2005

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TMI_K(-1)	0.017184	0.005340	3.218161	0.0017
D(TMI_K(-1))	-0.277041	0.096914	-2.858633	0.0052
R-squared	0.082956	Mean dependent var		0.004173
Adjusted R-squared	0.073876	S.D. dependent var		0.018980
S.E. of regression	0.018266	Akaike info criterion		-5.148359
Sum squared resid	0.033697	Schwarz criterion		-5.097199
Log likelihood	267.1405	Durbin-Watson stat		2.083588

Anexo 2. Análisis de cointegración

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: TMI_K LOG(GPS_PC) LOG(MEDICOS) LOG(PBI_PC)

Exogenous variables: C D(FE>=1926) D(FE>=1975) D(FE>=1944) DLOG(AGUA) DLOG(TMC)

Date: 08/15/10 Time: 09:44

Sample: 1901 2005

Included observations: 89

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	150.9118	NA	6.79E-07	-2.851951	-2.180858	-2.581453
1	673.7152	928.1228	7.71E-12	-14.24079	-13.12230	-13.78996
2	736.8701	106.4408*	2.69E-12*	-15.30045*	-13.73457*	-14.66929*
3	747.7691	17.38955	3.05E-12	-15.18582	-13.17254	-14.37433
4	759.3984	17.50919	3.43E-12	-15.08760	-12.62693	-14.09578

5

6

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: TMI_K LOG(GPS_PC) LOG(MEDICOS)

LOG(PBI_PC)

Exogenous variables: C D(FE>=1926) D(FE>=1975)

D(FE>=1944) DLOG(AGUA) DLOG(TMC)

Lag specification: 1 2

Date: 08/15/10 Time: 09:45

Root	Modulus
0.988287	0.988287
0.942523	0.942523
0.834845 - 0.028928i	0.835346
0.834845 + 0.028928i	0.835346
0.664586	0.664586
-0.105795 - 0.051535i	0.117680
-0.105795 + 0.051535i	0.117680
0.014136	0.014136

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Date: 08/15/10 Time: 09:48

Sample: 1901 2005

Included observations: 93

Lags	LM-Stat	Prob
1	30.95595	0.0136
2	12.62108	0.7002
3	21.14375	0.1731
4	11.71013	0.7637

Probs from chi-square with 16 df.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 08/15/10 Time: 09:50

Sample: 1901 2005

Included observations: 93

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
246.7226	230	0.2140

Individual components:

Dependent	R-squared	F(23,69)	Prob.	Chi-sq(23)	Prob.
res1*res1	0.220529	0.848763	0.6609	20.50918	0.6110
res2*res2	0.157158	0.559385	0.9398	14.61568	0.9079
res3*res3	0.225596	0.873946	0.6300	20.98042	0.5823
res4*res4	0.500559	3.006717	0.0002	46.55200	0.0026
res2*res1	0.188348	0.696165	0.8333	17.51636	0.7832
res3*res1	0.201908	0.758964	0.7670	18.77742	0.7141
res3*res2	0.212902	0.811469	0.7061	19.79988	0.6540
res4*res1	0.208045	0.788095	0.7337	19.34820	0.6808
res4*res2	0.346967	1.593950	0.0712	32.26795	0.0947
res4*res3	0.201296	0.756083	0.7702	18.72049	0.7173

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Date: 08/15/10 Time: 09:51

Sample: 1901 2005

Included observations: 93

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.154787	0.371363	1	0.5423
2	0.207809	0.669359	1	0.4133
3	0.452091	3.167985	1	0.0751
4	-0.210300	0.685502	1	0.4077
Joint		4.894208	4	0.2983

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.625573	7.320069	1	0.0068
2	2.722826	0.297699	1	0.5853
3	3.247156	0.236708	1	0.6266
4	2.963244	0.005235	1	0.9423
Joint		7.859712	4	0.0969

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	7.691432	2	0.0214
2	0.967058	2	0.6166
3	3.404694	2	0.1823
4	0.690737	2	0.7080
Joint	12.75392	8	0.1206

Date: 08/15/10 Time: 09:53

Sample: 1901 2005

Included observations: 92

Series: TMI_K LOG(GPS_PC) LOG(MEDICOS) LOG(PBI_PC)

Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	696.6835	696.6835	700.0717	700.0717	702.5232
1	705.3789	709.8746	712.7448	712.7912	714.0855
2	710.8340	716.1353	718.9694	722.6341	723.3259
3	713.6493	719.2200	720.9994	728.5946	729.2296
4	713.8554	721.1939	721.1939	729.8176	729.8176
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-14.44964	-14.44964	-14.43634	-14.43634	-14.40268
1	-14.46476	-14.54075*	-14.53793	-14.51720	-14.48012
2	-14.40943	-14.48120	-14.49933	-14.53552	-14.50709
3	-14.29672	-14.35261	-14.36955	-14.46945	-14.46151
4	-14.12729	-14.19987	-14.19987	-14.30038	-14.30038
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					

0	-13.57250*	-13.57250*	-13.44956	-13.44956	-13.30625
1	-13.36833	-13.41691	-13.33186	-13.28372	-13.16440
2	-13.09372	-13.11067	-13.07398	-13.05534	-12.97208
3	-12.76172	-12.73538	-12.72491	-12.74257	-12.70723
4	-12.37300	-12.33594	-12.33594	-12.32681	-12.32681

Anexo 3. Causalidad en el sentido de Granger

- Causalidad de Granger entre la TMI_k y el PIB_pc

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 09/17/10 Time: 10:58

Sample(adjusted): 1906 2005

Included observations: 100 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TMI_K(-1))	-0.282976	0.104445	-2.709328	0.0081
D(TMI_K(-2))	-0.027915	0.106998	-0.260893	0.7948
D(TMI_K(-3))	0.034362	0.106641	0.322223	0.7480
D(TMI_K(-4))	0.123214	0.103879	1.186137	0.2387
DLOG(PIB_PC(-1))	0.054451	0.027624	1.971104	0.0518
DLOG(PIB_PC(-2))	0.038338	0.027474	1.395438	0.1663
DLOG(PIB_PC(-3))	-0.021846	0.027268	-0.801168	0.4251
DLOG(PIB_PC(-4))	-0.014333	0.027731	-0.516878	0.6065
D(FE>=1944)	0.043138	0.019797	2.179013	0.0319
R-squared	0.099464	Mean dependent var		0.004281
Adjusted R-squared	0.020296	S.D. dependent var		0.019245
S.E. of regression	0.019049	Akaike info criterion		-4.997931
Sum squared resid	0.033020	Schwarz criterion		-4.763466
Log likelihood	258.8965	Durbin-Watson stat		2.088255

Dependent Variable: DLOG(PIB_PC)

Method: Least Squares

Date: 09/17/10 Time: 10:57

Sample(adjusted): 1906 2004

Included observations: 99 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TMI_K(-1))	-0.078741	0.391904	-0.200919	0.8412
D(TMI_K(-2))	0.312709	0.397880	0.785938	0.4340
D(TMI_K(-3))	-0.525311	0.395610	-1.327852	0.1876
D(TMI_K(-4))	0.212366	0.385624	0.550708	0.5832
DLOG(PIB_PC(-1))	0.034432	0.103326	0.333240	0.7397
DLOG(PIB_PC(-2))	0.027731	0.101898	0.272148	0.7861
DLOG(PIB_PC(-3))	-0.197514	0.102575	-1.925554	0.0573
DLOG(PIB_PC(-4))	0.085060	0.102854	0.827006	0.4104
D(FE>=1944)	0.156080	0.073424	2.125734	0.0363
R-squared	0.085813	Mean dependent var		0.013910
Adjusted R-squared	0.004552	S.D. dependent var		0.070806
S.E. of regression	0.070645	Akaike info criterion		-2.375803
Sum squared resid	0.449159	Schwarz criterion		-2.139883
Log likelihood	126.6022	Durbin-Watson stat		1.965974

- Causalidad de Granger entre la TMI_k y el GPS_pc

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 09/17/10 Time: 10:56

Sample(adjusted): 1915 2005

Included observations: 91 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TMI_K(-1))	-0.275031	0.112774	-2.438791	0.0169
D(TMI_K(-2))	-0.004258	0.113700	-0.037452	0.9702
D(TMI_K(-3))	0.047338	0.112876	0.419377	0.6760
D(TMI_K(-4))	0.140269	0.108046	1.298232	0.1978
DLOG(GPS_PC(-1))	0.036232	0.012575	2.881218	0.0051
DLOG(GPS_PC(-2))	-0.008583	0.013058	-0.657275	0.5128
DLOG(GPS_PC(-3))	0.014929	0.012867	1.160260	0.2493
DLOG(GPS_PC(-4))	-0.008360	0.013139	-0.636297	0.5264
D(FE>=1944)	0.036121	0.019349	1.866825	0.0655
R-squared	0.140478	Mean dependent var		0.004566
Adjusted R-squared	0.056623	S.D. dependent var		0.019364

S.E. of regression	0.018807	Akaike info criterion	-5.015472
Sum squared resid	0.029005	Schwarz criterion	-4.767145
Log likelihood	237.2040	Durbin-Watson stat	2.017172

Dependent Variable: DLOG(GPS_PC)

Method: Least Squares

Date: 09/17/10 Time: 11:01

Sample(adjusted): 1915 2005

Included observations: 91 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TMI_K(-1))	-1.042894	0.988677	-1.054838	0.2946
D(TMI_K(-2))	-0.075963	1.001527	-0.075847	0.9397
D(TMI_K(-3))	0.320085	0.990462	0.323168	0.7474
D(TMI_K(-4))	-0.076643	0.947611	-0.080880	0.9357
DLOG(GPS_PC(-1))	0.151368	0.110867	1.365310	0.1759
DLOG(GPS_PC(-2))	-0.029759	0.115234	-0.258249	0.7969
DLOG(GPS_PC(-3))	-0.041845	0.115052	-0.363705	0.7170
DLOG(GPS_PC(-4))	-0.092876	0.114705	-0.809693	0.4205
D(FE>=1968)	0.365021	0.172760	2.112881	0.0377
R-squared	0.074281	Mean dependent var		0.027869
Adjusted R-squared	-0.016034	S.D. dependent var		0.163974
S.E. of regression	0.165283	Akaike info criterion		-0.668649
Sum squared resid	2.240124	Schwarz criterion		-0.420322
Log likelihood	39.42353	Durbin-Watson stat		2.127725

- Causalidad de Granger entre la TMI_k y médicos

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 09/17/10 Time: 11:05

Sample(adjusted): 1906 2005

Included observations: 100 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TMI_K(-1))	-0.341786	0.102516	-3.333971	0.0012
D(TMI_K(-2))	-0.139710	0.103329	-1.352087	0.1798
D(TMI_K(-3))	-0.225536	0.107412	-2.099722	0.0386
D(TMI_K(-4))	-0.139213	0.104755	-1.328938	0.1873
DLOG(MEDICOS(-1))	-0.166424	0.172224	-0.966327	0.3365
DLOG(MEDICOS(-2))	-0.029039	0.200419	-0.144893	0.8851
DLOG(MEDICOS(-3))	0.476703	0.205674	2.317759	0.0228
DLOG(MEDICOS(-4))	0.079367	0.176138	0.450597	0.6534
D(FE>=1950)	-0.038669	0.018101	-2.136278	0.0354
D(FE>=1968)	-0.035272	0.018351	-1.922042	0.0578
D(FE>=1931)	-0.046356	0.018652	-2.485320	0.0148
R-squared	0.257736	Mean dependent var		0.004281
Adjusted R-squared	0.174336	S.D. dependent var		0.019245
S.E. of regression	0.017487	Akaike info criterion		-5.151216
Sum squared resid	0.027217	Schwarz criterion		-4.864648
Log likelihood	268.5608	Durbin-Watson stat		1.907729

Dependent Variable: DLOG(MEDICOS)

Method: Least Squares

Date: 09/17/10 Time: 11:08

Sample(adjusted): 1906 2004

Included observations: 99 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TMI_K(-1))	-0.004219	0.052549	-0.080295	0.9362
D(TMI_K(-2))	-0.071658	0.053781	-1.332400	0.1861
D(TMI_K(-3))	-0.037420	0.054918	-0.681384	0.4974
D(TMI_K(-4))	0.019371	0.052739	0.367290	0.7143
DLOG(MEDICOS(-1))	0.686870	0.089521	7.672726	0.0000
DLOG(MEDICOS(-2))	0.234611	0.104910	2.236310	0.0278
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.039586	0.106598	-0.371361	0.7112
DLOG(MEDICOS(-4))	0.083330	0.092183	0.903965	0.3684
D(FE>=1926)	0.060572	0.009344	6.482351	0.0000
R-squared	0.735085	Mean dependent var		0.023772
Adjusted R-squared	0.711537	S.D. dependent var		0.016841

S.E. of regression	0.009045	Akaike info criterion	-6.486670
Sum squared resid	0.007363	Schwarz criterion	-6.250750
Log likelihood	330.0902	Durbin-Watson stat	2.236901

- Causalidad de Granger entre la TMI_k y gasto total

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 09/17/10 Time: 13:04

Sample(adjusted): 1915 2001

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TMI_K(-1))	-0.215798	0.113046	-1.908932	0.0600
D(TMI_K(-2))	0.106035	0.116177	0.912698	0.3643
D(TMI_K(-3))	0.098300	0.120472	0.815955	0.4170
D(TMI_K(-4))	0.267782	0.114089	2.347143	0.0215
DLOG(GTO_CORR(-1))	0.038093	0.016847	2.261043	0.0266
DLOG(GTO_CORR(-2))	-0.033489	0.017224	-1.944359	0.0555
DLOG(GTO_CORR(-3))	-0.004642	0.017054	-0.272222	0.7862
DLOG(GTO_CORR(-4))	-0.019213	0.017075	-1.125215	0.2640
D(FE>=1947)	-0.044741	0.019620	-2.280322	0.0254
D(FE>=1999)	0.038349	0.018635	2.057957	0.0430
R-squared	0.192231	Mean dependent var		0.004536
Adjusted R-squared	0.097816	S.D. dependent var		0.019232
S.E. of regression	0.018268	Akaike info criterion		-5.059588
Sum squared resid	0.025695	Schwarz criterion		-4.776151
Log likelihood	230.0921	Durbin-Watson stat		1.980810

Dependent Variable: DLOG(GTO_CORR)

Method: Least Squares

Date: 09/17/10 Time: 13:08

Sample(adjusted): 1915 2000

Included observations: 86 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TMI_K(-1))	0.066339	0.769598	0.086200	0.9315
D(TMI_K(-2))	0.741625	0.791138	0.937416	0.3515
D(TMI_K(-3))	-0.274471	0.789626	-0.347596	0.7291
D(TMI_K(-4))	-0.214107	0.751940	-0.284739	0.7766
DLOG(GTO_CORR(-1))	-0.079952	0.116111	-0.688587	0.4932
DLOG(GTO_CORR(-2))	-0.206651	0.114466	-1.805350	0.0750
DLOG(GTO_CORR(-3))	-0.167878	0.114714	-1.463445	0.1475
DLOG(GTO_CORR(-4))	-0.024019	0.118393	-0.202872	0.8398
D(FE>=1959)	-0.372839	0.129572	-2.877466	0.0052
D(FE>=1967)	-0.290843	0.128994	-2.254692	0.0270
R-squared	0.208035	Mean dependent var		0.018083
Adjusted R-squared	0.114249	S.D. dependent var		0.130511
S.E. of regression	0.122830	Akaike info criterion		-1.247088
Sum squared resid	1.146627	Schwarz criterion		-0.961698
Log likelihood	63.62476	Durbin-Watson stat		1.881155

Anexo 4. Modelos uniecuacionales

4.1 Breve reseña de los test utilizados

Jarque Bera: es un estadístico que permite testear la distribución normal de la serie a partir de la comparación entre la asimetría y curtosis de la serie con los de la distribución normal.

$$JarqueBera = ((N - k) / 6)(S^2 + (k - 3)^2 / 4)$$

Donde S es el coeficiente de asimetría y k el de curtosis.

Bajo la hipótesis nula de normalidad el estadístico de J-B se distribuye χ^2 con dos grados de libertad. La probabilidad reportada por el test es la probabilidad de que el estadístico de Jarque-Bera exceda (en valor absoluto) el valor observado bajo la hipótesis nula de normalidad.

Ljung-Box Q-Statistic: es un test que permite testear la hipótesis nula de que no existe autocorrelación hasta el orden k y se computa como:

$$Q_{LB} = T(T + 2) \sum_{j=1}^k \tau_j^2 / T - J$$

Donde τ_j es la j-ésima autocorrelación y T el número de observaciones. El principal problema radica en la selección apropiada de lags a ser utilizados por el test. Si se selecciona un número pequeño podría no detectarse la autocorrelación de orden superior. Si se selecciona un número demasiado grande el test pierde poder. Por tratarse de series anuales en este caso se utilizaron 12 rezagos.

Durbin-Watson statistic: es una medida de la correlación serial de los residuos y se computa como:

$$DW = \sum_{t=2}^T (\hat{e}_t - \hat{e}_{t-1})^2 / \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2$$

Se utiliza el entorno de 2 como umbral, así un D-W inferior a 2 se toma como evidencia de correlación serial positiva.

Breusch-Godfrey Lagrange multiplier test: también se utiliza para detectar correlación serial en los residuos, aunque es considerado más general que el DW. El test de autocorrelación está basado en una regresión auxiliar en base a los residuos de la regresión original, rezagados hasta el orden p y todas las variables utilizadas en la regresión original. Esencialmente lo que se testea es que los coeficientes de los residuos rezagados sean cero en la regresión auxiliar.

Si la ecuación original es:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t,1} + \alpha_2 X_{t,2} + u_t$$

Donde los residuos siguen un proceso AR(p) como sigue:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t$$

Primero se estima la regresión por MCO y se obtiene la estimación de los residuos, construyéndose la siguiente regresión auxiliar:

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t,1} + \alpha_2 X_{t,2} + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \rho_p \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t$$

Si el R^2 usual se calcula para este modelo, el estadístico de prueba será:

$$nR^2 \rightarrow X_p^2$$

La hipótesis nula es que no hay correlación serial en los residuos hasta el orden especificado, es decir que: $\rho_i = 0$ para todo i .

4.2 Salidas

4.2.1 Sin rezagos

1) Variable dependiente TMI_k

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 06/13/10 Time: 12:30

Sample(adjusted): 1902 2004

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 9 iterations

Backcast: 1901

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.048856	0.022592	2.162580	0.0330
D(FE>=1944)	0.043645	0.016052	2.718982	0.0077
D(FE>=1982)	0.048149	0.016464	2.924449	0.0043
D(FE>=1987)	0.047757	0.015811	3.020429	0.0032
MA(1)	-0.455591	0.095173	-4.786986	0.0000
R-squared	0.182815	Mean dependent var		0.004024
Adjusted R-squared	0.149461	S.D. dependent var		0.019015
S.E. of regression	0.017537	Akaike info criterion		-5.201729
Sum squared resid	0.030138	Schwarz criterion		-5.073829
Log likelihood	272.8890	Durbin-Watson stat		2.035533
Inverted MA Roots	.46			

Jarque Bera: 2.83

Prob: 0.24

Date: 06/13/10 Time: 12:33

Sample: 1902 2004

Included observations: 103

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	-0.074	-0.074	0.5813
. .	. .	2	-0.030	-0.036	0.6795
. .	. .	3	0.050	0.045	0.9446
. .	. .	4	0.006	0.012	0.9483
. .	. .	5	-0.024	-0.019	1.0093
. .	. .	6	-0.011	-0.016	1.0233
. *	. .	7	0.068	0.065	1.5461
. *	. *	8	0.097	0.109	2.6105
. *	. *	9	0.147	0.173	5.1011
. *	. *	10	0.153	0.192	7.8330
. * .	. .	11	-0.089	-0.055	8.7563
. .	. .	12	0.010	-0.007	8.7679

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.379447	Probability	0.685261
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/13/10 Time: 12:35

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.001898	0.022845	-0.083066	0.9340
D(FE>=1944)	0.000328	0.016180	0.020299	0.9838
D(FE>=1982)	-0.003192	0.016973	-0.188036	0.8512
D(FE>=1987)	5.20E-05	0.015913	0.003267	0.9974
MA(1)	0.345692	0.428701	0.806371	0.4220
RESID(-1)	-0.372852	0.439363	-0.848621	0.3982
RESID(-2)	-0.137464	0.219255	-0.626960	0.5322
R-squared	-0.037682	Mean dependent var		0.003583
Adjusted R-squared	-0.102537	S.D. dependent var		0.016808
S.E. of regression	0.017649	Akaike info criterion		-5.170768
Sum squared resid	0.029902	Schwarz criterion		-4.991709
Log likelihood	273.2945	Durbin-Watson stat		1.981174

Dependent Variable: D(TMI_K)
Method: Least Squares
Date: 06/13/10 Time: 13:26
Sample(adjusted): 1911 2004
Included observations: 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 15 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.026237	0.026767	0.980202	0.3297
DLOG(GPS_PC)	0.025261	0.010914	2.314648	0.0230
D(FE>=1944)	0.043680	0.016095	2.713893	0.0080
D(FE>=1982)	0.046752	0.016586	2.818763	0.0060
D(FE>=1987)	0.044441	0.015913	2.792781	0.0064
MA(1)	-0.455958	0.102505	-4.448134	0.0000
R-squared	0.231753	Mean dependent var		0.004651
Adjusted R-squared	0.188103	S.D. dependent var		0.019542
S.E. of regression	0.017609	Akaike info criterion		-5.179156
Sum squared resid	0.027286	Schwarz criterion		-5.016818
Log likelihood	249.4203	Durbin-Watson stat		2.080174
Inverted MA Roots	.46			

Jarque Bera: 2.20
Prob: 0.33
Date: 06/13/10 Time: 13:30
Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.098	-0.098	0.9329	
. .	. .	2 -0.001	-0.011	0.9331	0.334
. .	. .	3 0.054	0.053	1.2199	0.543
. .	. .	4 0.050	0.061	1.4695	0.689
. .	. .	5 -0.036	-0.025	1.5981	0.809
. .	. .	6 -0.022	-0.031	1.6481	0.895
. .	. .	7 0.102	0.092	2.7237	0.843
. .	. .	8 0.016	0.037	2.7501	0.907
. .	. .	9 0.111	0.126	4.0648	0.851
. .	. .	10 0.120	0.140	5.6023	0.779
. .	. .	11 -0.059	-0.047	5.9811	0.817
. .	. .	12 -0.001	-0.023	5.9811	0.875

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.022199	Probability	0.364132
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 06/13/10 Time: 13:31
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.001042	0.026924	-0.038720	0.9692
DLOG(GPS_PC)	0.000234	0.010924	0.021399	0.9830

D(FE>=1944)	0.000938	0.016141	0.058131	0.9538
D(FE>=1982)	-0.005524	0.017026	-0.324427	0.7464
D(FE>=1987)	-6.98E-05	0.015920	-0.004383	0.9965
MA(1)	0.617768	0.486905	1.268765	0.2079
RESID(-1)	-0.672550	0.501686	-1.340579	0.1836
RESID(-2)	-0.230717	0.246091	-0.937528	0.3511
R-squared	-0.023334	Mean dependent var		0.003634
Adjusted R-squared	-0.106629	S.D. dependent var		0.016735
S.E. of regression	0.017604	Akaike info criterion		-5.160097
Sum squared resid	0.026652	Schwarz criterion		-4.943646
Log likelihood	250.5246	Durbin-Watson stat		1.996486

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 06/13/10 Time: 13:45

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 9 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.021834	0.010412	2.097010	0.0389
DLOG(PBI_PC)	0.013704	0.025802	0.531138	0.5967
DLOG(MEDICOS)	0.094477	0.033516	2.818838	0.0060
D(FE>=1944)	0.041491	0.014972	2.771277	0.0068
D(FE>=1982)	0.036237	0.016025	2.261228	0.0262
D(FE>=1987)	0.039805	0.014988	2.655841	0.0094
MA(1)	-0.517616	0.098128	-5.274901	0.0000
R-squared	0.292647	Mean dependent var		0.004651
Adjusted R-squared	0.243864	S.D. dependent var		0.019542
S.E. of regression	0.016993	Akaike info criterion		-5.240461
Sum squared resid	0.025123	Schwarz criterion		-5.051067
Log likelihood	253.3017	Durbin-Watson stat		2.046900
Inverted MA Roots	.52			

Jarque_Bera: 2,14

Prob: 0,34

Date: 06/13/10 Time: 13:50

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.033	-0.033	0.1058
. .	. .	2	0.033	0.032	0.2154
. .	. .	3	0.050	0.052	0.4643
. .	. .	4	0.036	0.038	0.5933
. .	. .	5	-0.048	-0.049	0.8255
. .	. .	6	-0.042	-0.051	1.0088
. *	. *	7	0.096	0.093	1.9654
. .	. *	8	0.064	0.079	2.3898
. *	. *	9	0.148	0.158	4.7091
. *	. *	10	0.151	0.157	7.1548
. .	. .	11	-0.032	-0.047	7.2670
. .	. .	12	0.008	-0.023	7.2737

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.214736	Probability	0.807191
Obs*R-squared	0.457399	Probability	0.795568

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/13/10 Time: 13:50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.000160	0.010524	0.015200	0.9879
DLOG(PBI_PC)	-0.000200	0.026182	-0.007640	0.9939
DLOG(MEDICOS)	0.002012	0.033970	0.059223	0.9529

D(FE>=1944)	0.000998	0.015199	0.065641	0.9478
D(FE>=1982)	-0.001358	0.016305	-0.083303	0.9338
D(FE>=1987)	0.000318	0.015142	0.020971	0.9833
MA(1)	0.175143	0.363000	0.482489	0.6307
RESID(-1)	-0.208724	0.379290	-0.550302	0.5836
RESID(-2)	-0.055357	0.218491	-0.253363	0.8006
R-squared	0.004866	Mean dependent var		0.000208
Adjusted R-squared	-0.088794	S.D. dependent var		0.016435
S.E. of regression	0.017149	Akaike info criterion		-5.202948
Sum squared resid	0.024996	Schwarz criterion		-4.959441
Log likelihood	253.5386	Durbin-Watson stat		1.987759

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 06/13/10 Time: 14:15

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 10 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.022253	0.010935	2.034991	0.0449
DLOG(PBI_PC)	-0.000206	0.026319	-0.007836	0.9938
DLOG(MEDICOS)	0.107207	0.050523	2.121957	0.0367
DLOG(AGUA)	0.018312	0.048618	0.376643	0.7074
D(FE>=1987)	0.037981	0.015989	2.375493	0.0197
D(FE>=1944)	0.039186	0.016010	2.447613	0.0164
MA(1)	-0.453081	0.099832	-4.538454	0.0000
R-squared	0.253599	Mean dependent var		0.004651
Adjusted R-squared	0.202123	S.D. dependent var		0.019542
S.E. of regression	0.017456	Akaike info criterion		-5.186728
Sum squared resid	0.026510	Schwarz criterion		-4.997333
Log likelihood	250.7762	Durbin-Watson stat		2.031770
Inverted MA Roots	.45			

Jarque-Bera: 2,84

Prob: 0,24

Date: 06/13/10 Time: 14:17

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.026	-0.026	0.0658
. .	. .	2	0.032	0.031	0.1646
. .	. .	3	0.050	0.051	0.4078
. .	. .	4	0.058	0.060	0.7470
. .	. .	5	-0.045	-0.045	0.9510
. .	. .	6	-0.034	-0.043	1.0710
. *	. *	7	0.081	0.077	1.7562
. *	. *	8	0.068	0.078	2.2419
. *	. *	9	0.128	0.139	3.9740
. *	. *	10	0.159	0.164	6.6834
. .	. .	11	-0.037	-0.054	6.8354
. .	. .	12	0.023	-0.009	6.8912

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.178494	Probability	0.836842
Obs*R-squared	0.378540	Probability	0.827563

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/13/10 Time: 14:17

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	-0.000276	0.011087	-0.024896	0.9802
DLOG(PBI_PC)	0.000900	0.026853	0.033531	0.9733
DLOG(MEDICOS)	0.001682	0.051107	0.032914	0.9738

DLOG(AGUA)	-0.000349	0.049099	-0.007104	0.9943
D(FE>=1987)	-0.000416	0.016217	-0.025663	0.9796
D(FE>=1944)	0.001213	0.016309	0.074367	0.9409
MA(1)	0.214550	0.471037	0.455484	0.6499
RESID(-1)	-0.243167	0.487406	-0.498899	0.6191
RESID(-2)	-0.065478	0.243906	-0.268455	0.7890
R-squared	0.004027	Mean dependent var		-0.000210
Adjusted R-squared	-0.089712	S.D. dependent var		0.016882
S.E. of regression	0.017623	Akaike info criterion		-5.148366
Sum squared resid	0.026399	Schwarz criterion		-4.904859
Log likelihood	250.9732	Durbin-Watson stat		1.984705

Dependent Variable: D(TMI_K)
Method: Least Squares
Date: 06/13/10 Time: 14:20
Sample(adjusted): 1911 2004
Included observations: 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 11 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.020134	0.011380	1.769155	0.0804
DLOG(PBI_PC)	-0.003417	0.026800	-0.127498	0.8988
DLOG(MEDICOS)	0.109678	0.050869	2.156105	0.0339
DLOG(AGUA)	0.014414	0.049207	0.292932	0.7703
DLOG(GPE_PC)	0.010429	0.014899	0.699956	0.4858
D(FE>=1944)	0.038542	0.016082	2.396552	0.0187
D(FE>=1987)	0.036872	0.016112	2.288445	0.0246
MA(1)	-0.452437	0.100434	-4.504803	0.0000
R-squared	0.257829	Mean dependent var		0.004651
Adjusted R-squared	0.197420	S.D. dependent var		0.019542
S.E. of regression	0.017507	Akaike info criterion		-5.171135
Sum squared resid	0.026359	Schwarz criterion		-4.954684
Log likelihood	251.0433	Durbin-Watson stat		2.045818
Inverted MA Roots	.45			

Jarque-Bera: 2,74
Prob: 0,25
Date: 06/13/10 Time: 14:21
Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.033	-0.033	0.1048	
. .	. .	2 0.040	0.039	0.2586	0.611
. .	. .	3 0.058	0.061	0.5943	0.743
. .	. .	4 0.063	0.066	0.9888	0.804
. .	. .	5 -0.043	-0.044	1.1775	0.882
. .	. .	6 -0.020	-0.032	1.2184	0.943
. *	. *	7 0.097	0.092	2.1901	0.901
. *	. *	8 0.069	0.081	2.6865	0.912
. *	. *	9 0.127	0.137	4.3989	0.819
. *	. *	10 0.165	0.167	7.3277	0.603
. .	. .	11 -0.031	-0.048	7.4315	0.684
. .	. .	12 0.032	-0.002	7.5420	0.754

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.285925	Probability	0.752047
Obs*R-squared	0.606728	Probability	0.738330

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 06/13/10 Time: 14:21
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

DLOG(GPS_PC)	-0.000434	0.011521	-0.037629	0.9701
DLOG(PBI_PC)	0.001047	0.027272	0.038403	0.9695
DLOG(MEDICOS)	0.002176	0.051399	0.042326	0.9663
DLOG(AGUA)	-0.000202	0.049632	-0.004063	0.9968
DLOG(GPE_PC)	0.000216	0.015028	0.014404	0.9885
D(FE>=1944)	0.001435	0.016348	0.087770	0.9303
D(FE>=1987)	-0.000711	0.016340	-0.043539	0.9654
MA(1)	0.278955	0.477653	0.584012	0.5608
RESID(-1)	-0.315475	0.495343	-0.636882	0.5259
RESID(-2)	-0.086912	0.246614	-0.352420	0.7254
R-squared	0.006455	Mean dependent var		-0.000294
Adjusted R-squared	-0.099997	S.D. dependent var		0.016833
S.E. of regression	0.017654	Akaike info criterion		-5.135366
Sum squared resid	0.026181	Schwarz criterion		-4.864803
Log likelihood	251.3622	Durbin-Watson stat		1.986709

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 06/13/10 Time: 14:34

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 15 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.020585	0.011462	1.795891	0.0761
DLOG(PBI_PC)	-0.004782	0.027034	-0.176881	0.8600
DLOG(MEDICOS)	0.110952	0.050694	2.188666	0.0314
DLOG(AGUA)	0.025041	0.055265	0.453107	0.6516
DLOG(GPE_PC)	0.010006	0.014975	0.668167	0.5058
DLOG(TMC)	-0.026670	0.057533	-0.463557	0.6441
D(FE>=1944)	0.038947	0.016104	2.418462	0.0177
D(FE>=1987)	0.036907	0.016147	2.285728	0.0248
MA(1)	-0.458848	0.101506	-4.520390	0.0000
R-squared	0.259684	Mean dependent var		0.004651
Adjusted R-squared	0.190007	S.D. dependent var		0.019542
S.E. of regression	0.017588	Akaike info criterion		-5.152360
Sum squared resid	0.026294	Schwarz criterion		-4.908853
Log likelihood	251.1609	Durbin-Watson stat		2.049751
Inverted MA Roots	.46			

Jarque-Bera: 2,80

Prob: 0,24

Date: 06/13/10 Time: 14:36

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.035	-0.035	0.1178	
. .	. .	2 0.040	0.039	0.2760	0.599
. .	. .	3 0.061	0.064	0.6407	0.726
. *	. *	4 0.066	0.069	1.0759	0.783
. .	. .	5 -0.035	-0.036	1.2030	0.878
. .	. .	6 -0.023	-0.036	1.2577	0.939
. *	. *	7 0.093	0.086	2.1472	0.906
. *	. *	8 0.066	0.077	2.6024	0.919
. *	. *	9 0.122	0.132	4.1777	0.841
. *	. *	10 0.166	0.170	7.1403	0.623
. .	. .	11 -0.040	-0.057	7.3161	0.695
. .	. .	12 0.027	-0.011	7.3955	0.766

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.340116	Probability	0.712675
Obs*R-squared	0.751747	Probability	0.686689

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/13/10 Time: 14:36

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	-0.000335	0.011582	-0.028926	0.9770
DLOG(PBI_PC)	0.000937	0.027443	0.034143	0.9728
DLOG(MEDICOS)	0.003201	0.051268	0.062436	0.9504
DLOG(AGUA)	0.003843	0.055892	0.068761	0.9453
DLOG(GPE_PC)	0.000170	0.015094	0.011282	0.9910
DLOG(TMC)	-0.009923	0.059284	-0.167384	0.8675
D(FE>=1944)	0.001559	0.016362	0.095269	0.9243
D(FE>=1987)	-0.001125	0.016399	-0.068600	0.9455
MA(1)	0.317216	0.480629	0.660001	0.5111
RESID(-1)	-0.355844	0.497723	-0.714945	0.4766
RESID(-2)	-0.104209	0.248619	-0.419151	0.6762
R-squared	0.007997	Mean dependent var		-0.000193
Adjusted R-squared	-0.111521	S.D. dependent var		0.016813
S.E. of regression	0.017726	Akaike info criterion		-5.117969
Sum squared resid	0.026080	Schwarz criterion		-4.820350
Log likelihood	251.5446	Durbin-Watson stat		1.993414

2) Variable dependiente log(TMI)

Dependent Variable: DLOG(TMI)

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 14:37

Sample(adjusted): 1902 2004

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 10 iterations

Backcast: 1901

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.258555	0.108434	-2.384453	0.0190
D(FE>=1944)	-0.249128	0.076105	-3.273495	0.0015
D(FE>=1982)	-0.256218	0.078934	-3.245974	0.0016
D(FE>=1987)	-0.228593	0.074849	-3.054060	0.0029
MA(1)	-0.530731	0.091926	-5.773427	0.0000
R-squared	0.212117	Mean dependent var		-0.018740
Adjusted R-squared	0.179958	S.D. dependent var		0.096144
S.E. of regression	0.087064	Akaike info criterion		-1.997022
Sum squared resid	0.742853	Schwarz criterion		-1.869123
Log likelihood	107.8466	Durbin-Watson stat		2.011085
Inverted MA Roots	.53			

Jarque-Bera: 3.06

Prob: 0.22

Date: 09/16/10 Time: 14:47

Sample: 1902 2004

Included observations: 103

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.054	-0.054	0.3054
. * .	. * .	2	-0.065	-0.068	0.7597
. .	. .	3	0.032	0.025	0.8704
. .	. .	4	-0.005	-0.006	0.8728
. .	. .	5	-0.044	-0.042	1.0904
. .	. .	6	-0.013	-0.020	1.1097
. *	. .	7	0.066	0.060	1.6061
. *	. *	8	0.086	0.094	2.4452
. *	. *	9	0.158	0.181	5.3222
. *	. *	10	0.148	0.187	7.8646
. * .	. .	11	-0.095	-0.051	8.9207
. .	. .	12	-0.007	0.001	8.9270

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.220800	Probability	0.802283
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 14:47

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.006980	0.110054	0.063427	0.9496
D(FE>=1944)	0.001103	0.076835	0.014356	0.9886
D(FE>=1982)	0.011563	0.082133	0.140779	0.8883
D(FE>=1987)	0.001047	0.075471	0.013870	0.9890
MA(1)	0.195132	0.312733	0.623958	0.5341
RESID(-1)	-0.203370	0.323059	-0.629513	0.5305
RESID(-2)	-0.120376	0.190783	-0.630956	0.5296
R-squared	-0.037289	Mean dependent var		-0.017062
Adjusted R-squared	-0.102120	S.D. dependent var		0.083600
S.E. of regression	0.087765	Akaike info criterion		-1.962777
Sum squared resid	0.739451	Schwarz criterion		-1.783717
Log likelihood	108.0830	Durbin-Watson stat		1.984909

Dependent Variable: DLOG(TMI)

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 14:56

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 11 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.136949	0.130301	-1.051023	0.2961
DLOG(GPS_PC)	-0.123910	0.053141	-2.331732	0.0220
D(FE>=1944)	-0.248146	0.076435	-3.246505	0.0017
D(FE>=1982)	-0.244008	0.079927	-3.052894	0.0030
D(FE>=1987)	-0.208907	0.075597	-2.763440	0.0070
MA(1)	-0.523238	0.100181	-5.222919	0.0000
R-squared	0.261962	Mean dependent var		-0.021841
Adjusted R-squared	0.220028	S.D. dependent var		0.098661
S.E. of regression	0.087133	Akaike info criterion		-1.981056
Sum squared resid	0.668113	Schwarz criterion		-1.818718
Log likelihood	99.10962	Durbin-Watson stat		2.066710
Inverted MA Roots	.52			

Jarque-Bera: 2.67

Prob: 0.26

Date: 09/16/10 Time: 14:58

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	-0.083	-0.083	0.6742
. .	. .	2	-0.041	-0.048	0.8388
. .	. .	3	0.043	0.035	1.0192
. .	. .	4	0.044	0.049	1.2131
. .	. .	5	-0.057	-0.046	1.5369
. .	. .	6	-0.027	-0.034	1.6093
. *	. *	7	0.097	0.085	2.5812
. .	. .	8	-0.004	0.012	2.5830
. *	. *	9	0.112	0.128	3.9052
. *	. *	10	0.109	0.127	5.1860
. * .	. .	11	-0.068	-0.051	5.6892
. .	. .	12	-0.018	-0.022	5.7258

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.704758	Probability	0.497060
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 14:58

Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.004889	0.131473	0.037187	0.9704
DLOG(GPS_PC)	-0.001749	0.053406	-0.032757	0.9739
D(FE>=1944)	-0.000123	0.076919	-0.001594	0.9987
D(FE>=1982)	0.025053	0.083077	0.301561	0.7637
D(FE>=1987)	0.002776	0.075941	0.036553	0.9709
MA(1)	0.409560	0.364540	1.123496	0.2644
RESID(-1)	-0.447640	0.377739	-1.185053	0.2393
RESID(-2)	-0.202175	0.214454	-0.942742	0.3485
R-squared	-0.027701	Mean dependent var		-0.017410
Adjusted R-squared	-0.111351	S.D. dependent var		0.082932
S.E. of regression	0.087427	Akaike info criterion		-1.954759
Sum squared resid	0.657340	Schwarz criterion		-1.738309
Log likelihood	99.87369	Durbin-Watson stat		1.998809

Dependent Variable: DLOG(TMI)
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 14:55
Sample(adjusted): 1911 2004
Included observations: 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 8 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	-0.103847	0.049886	-2.081692	0.0403
DLOG(PBI_PC)	-0.072890	0.124097	-0.587364	0.5585
DLOG(MEDICOS)	-0.432058	0.143816	-3.004233	0.0035
D(FE>=1944)	-0.238255	0.069317	-3.437165	0.0009
D(FE>=1987)	-0.184635	0.069609	-2.652472	0.0095
D(FE>=1982)	-0.190867	0.076113	-2.507668	0.0140
MA(1)	-0.599926	0.093674	-6.404408	0.0000
R-squared	0.326801	Mean dependent var		-0.021841
Adjusted R-squared	0.280374	S.D. dependent var		0.098661
S.E. of regression	0.083695	Akaike info criterion		-2.051734
Sum squared resid	0.609417	Schwarz criterion		-1.862340
Log likelihood	103.4315	Durbin-Watson stat		2.020622
Inverted MA Roots	.60			

Jarque-Bera: 2.67
Prob: 0.26
Date: 09/16/10 Time: 15:00
Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.015	-0.015	0.0228	
. .	. .	2 -0.002	-0.002	0.0232	0.879
. .	. .	3 0.041	0.041	0.1899	0.909
. .	. .	4 0.028	0.030	0.2705	0.965
. * .	. * .	5 -0.069	-0.068	0.7513	0.945
. .	. .	6 -0.047	-0.051	0.9758	0.964
. *	. *	7 0.092	0.089	1.8631	0.932
. .	. .	8 0.051	0.060	2.1319	0.952
. *	. *	9 0.156	0.168	4.7074	0.788
. *	. *	10 0.148	0.153	7.0740	0.629
. .	. .	11 -0.035	-0.044	7.2070	0.706
. .	. .	12 -0.009	-0.021	7.2159	0.781

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.074092	Probability	0.928646
Obs*R-squared	0.163474	Probability	0.921514

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 15:00
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.000210	0.050503	0.004152	0.9967
DLOG(PBI_PC)	-0.001082	0.125938	-0.008590	0.9932
DLOG(MEDICOS)	-0.007852	0.146827	-0.053478	0.9575
D(FE>=1944)	-0.001355	0.070409	-0.019249	0.9847
D(FE>=1987)	0.000798	0.070465	0.011328	0.9910
D(FE>=1982)	0.004180	0.077831	0.053707	0.9573
MA(1)	0.092071	0.259528	0.354764	0.7236
RESID(-1)	-0.106733	0.277613	-0.384466	0.7016
RESID(-2)	-0.056314	0.188077	-0.299419	0.7654
R-squared	0.001739	Mean dependent var		-8.93E-05
Adjusted R-squared	-0.092215	S.D. dependent var		0.080950
S.E. of regression	0.084600	Akaike info criterion		-2.010923
Sum squared resid	0.608356	Schwarz criterion		-1.767416
Log likelihood	103.5134	Durbin-Watson stat		1.990874

Dependent Variable: DLOG(TMI)
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 15:01
Sample(adjusted): 1911 2004
Included observations: 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 9 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	-0.112016	0.053025	-2.112505	0.0375
DLOG(PBI_PC)	0.005982	0.128006	0.046736	0.9628
DLOG(MEDICOS)	-0.542943	0.229915	-2.361492	0.0204
DLOG(AGUA)	-0.040093	0.225259	-0.177989	0.8591
D(FE>=1987)	-0.175488	0.076491	-2.294241	0.0242
D(FE>=1944)	-0.223722	0.076361	-2.929782	0.0043
MA(1)	-0.517369	0.095501	-5.417439	0.0000
R-squared	0.280976	Mean dependent var		-0.021841
Adjusted R-squared	0.231388	S.D. dependent var		0.098661
S.E. of regression	0.086496	Akaike info criterion		-1.985879
Sum squared resid	0.650901	Schwarz criterion		-1.796485
Log likelihood	100.3363	Durbin-Watson stat		2.012032
Inverted MA Roots	.52			

Jarque-Bera: 3.22
Prob: 0,20

Date: 09/16/10 Time: 15:04
Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.011	-0.011	0.0120
. .	. .	2	-0.002	-0.002	0.0123 0.912
. .	. .	3	0.038	0.038	0.1579 0.924
. .	. .	4	0.051	0.052	0.4152 0.937
.* .	.* .	5	-0.069	-0.068	0.8948 0.925
. .	. .	6	-0.044	-0.047	1.0924 0.955
. .	. .	7	0.074	0.069	1.6541 0.949
. .	. .	8	0.052	0.057	1.9353 0.963
. .	. .	9	0.134	0.148	3.8479 0.871
. .	. .	10	0.152	0.156	6.3158 0.708
. .	. .	11	-0.037	-0.049	6.4613 0.775
. .	. .	12	0.002	-0.011	6.4617 0.841

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.066439	Probability	0.935768
Obs*R-squared	0.117074	Probability	0.943143

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 15:05

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.001595	0.053821	0.029635	0.9764
DLOG(PBI_PC)	-0.004782	0.130397	-0.036670	0.9708
DLOG(MEDICOS)	-0.004819	0.232802	-0.020698	0.9835
DLOG(AGUA)	-0.001136	0.227743	-0.004990	0.9960
D(FE>=1987)	0.003995	0.078171	0.051111	0.9594
D(FE>=1944)	-0.001926	0.077824	-0.024743	0.9803
MA(1)	0.123692	0.353880	0.349530	0.7276
RESID(-1)	-0.134930	0.370723	-0.363966	0.7168
RESID(-2)	-0.066650	0.215040	-0.309941	0.7574
R-squared	0.001245	Mean dependent var		0.001479
Adjusted R-squared	-0.092755	S.D. dependent var		0.083646
S.E. of regression	0.087440	Akaike info criterion		-1.944888
Sum squared resid	0.649885	Schwarz criterion		-1.701381
Log likelihood	100.4097	Durbin-Watson stat		1.990429

Dependent Variable: DLOG(TMI)

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 15:06

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 9 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	-0.102566	0.055022	-1.864101	0.0657
DLOG(PBI_PC)	0.022020	0.130672	0.168512	0.8666
DLOG(MEDICOS)	-0.553632	0.232939	-2.376730	0.0197
DLOG(AGUA)	-0.023135	0.229374	-0.100860	0.9199
DLOG(GPE_PC)	-0.049969	0.072609	-0.688198	0.4932
D(FE>=1944)	-0.220013	0.076937	-2.859647	0.0053
D(FE>=1987)	-0.169791	0.077276	-2.197185	0.0307
MA(1)	-0.512578	0.096355	-5.319660	0.0000
R-squared	0.284893	Mean dependent var		-0.021841
Adjusted R-squared	0.226687	S.D. dependent var		0.098661
S.E. of regression	0.086760	Akaike info criterion		-1.970066
Sum squared resid	0.647354	Schwarz criterion		-1.753616
Log likelihood	100.5931	Durbin-Watson stat		2.028387
Inverted MA Roots	.51			

Jarque-Bera: 3.23

Prob: 0,20

Date: 09/16/10 Time: 15:07

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.019	-0.019	0.0360	
. .	. .	2 0.005	0.005	0.0385	0.844
. .	. .	3 0.046	0.047	0.2529	0.881
. .	. .	4 0.057	0.059	0.5817	0.901
. * .	. * .	5 -0.068	-0.066	1.0448	0.903
. .	. .	6 -0.028	-0.034	1.1264	0.952
. *	. *	7 0.089	0.084	1.9436	0.925
. .	. .	8 0.053	0.061	2.2338	0.946
. *	. *	9 0.133	0.147	4.1153	0.847
. *	. *	10 0.156	0.160	6.7396	0.664
. .	. .	11 -0.031	-0.043	6.8468	0.740
. .	. .	12 0.010	-0.005	6.8571	0.811

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.135492	Probability	0.873476
Obs*R-squared	0.249840	Probability	0.882567

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 15:07

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.002257	0.055802	0.040453	0.9678
DLOG(PBI_PC)	-0.005306	0.132851	-0.039937	0.9682
DLOG(MEDICOS)	-0.007058	0.235710	-0.029943	0.9762
DLOG(AGUA)	-0.002476	0.231774	-0.010684	0.9915
DLOG(GPE_PC)	-0.000855	0.073369	-0.011651	0.9907
D(FE>=1944)	-0.003135	0.078298	-0.040037	0.9682
D(FE>=1987)	0.005840	0.079019	0.073901	0.9413
MA(1)	0.178205	0.365135	0.488052	0.6268
RESID(-1)	-0.198351	0.383098	-0.517754	0.6060
RESID(-2)	-0.087021	0.218823	-0.397680	0.6919
R-squared	0.002658	Mean dependent var		0.001962
Adjusted R-squared	-0.104200	S.D. dependent var		0.083408
S.E. of regression	0.087646	Akaike info criterion		-1.930734
Sum squared resid	0.645273	Schwarz criterion		-1.660171
Log likelihood	100.7445	Durbin-Watson stat		1.991875

Dependent Variable: DLOG(TMI)

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 15:09

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 12 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	-0.105081	0.055319	-1.899564	0.0609
DLOG(PBI_PC)	0.030490	0.131780	0.231372	0.8176
DLOG(MEDICOS)	-0.558546	0.231175	-2.416122	0.0178
DLOG(AGUA)	-0.085485	0.260074	-0.328694	0.7432
DLOG(TMC)	0.151353	0.270130	0.560297	0.5768
DLOG(GPE_PC)	-0.047951	0.072755	-0.659081	0.5116
D(FE>=1944)	-0.222801	0.076877	-2.898158	0.0048
D(FE>=1987)	-0.170282	0.077311	-2.202572	0.0303
MA(1)	-0.520569	0.097593	-5.334056	0.0000
R-squared	0.287517	Mean dependent var		-0.021841
Adjusted R-squared	0.220459	S.D. dependent var		0.098661
S.E. of regression	0.087109	Akaike info criterion		-1.952465
Sum squared resid	0.644980	Schwarz criterion		-1.708958
Log likelihood	100.7658	Durbin-Watson stat		2.034343
Inverted MA Roots	.52			

Jarque-Bera: 3.09

Prob: 0.21

Date: 09/16/10 Time: 15:11

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.022	-0.022	0.0478	
. .	. .	2 0.006	0.005	0.0511	0.821
. .	. .	3 0.050	0.050	0.2986	0.861
. .	. .	4 0.062	0.064	0.6821	0.877
. .	. .	5 -0.057	-0.055	1.0122	0.908
. .	. .	6 -0.030	-0.037	1.1075	0.953
. *	. *	7 0.084	0.078	1.8477	0.933
. .	. .	8 0.049	0.056	2.0990	0.954
. *	. *	9 0.127	0.141	3.8152	0.873
. *	. *	10 0.157	0.162	6.4662	0.693
. .	. .	11 -0.043	-0.054	6.6639	0.757
. .	. .	12 0.003	-0.016	6.6651	0.826

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.191824	Probability	0.825817
Obs*R-squared	0.407829	Probability	0.815532

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 15:11

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.001885	0.055978	0.033669	0.9732
DLOG(PBI_PC)	-0.004374	0.133646	-0.032732	0.9740
DLOG(MEDICOS)	-0.011776	0.234185	-0.050285	0.9600
DLOG(AGUA)	-0.020000	0.264625	-0.075579	0.9399
DLOG(TMC)	0.040315	0.280541	0.143705	0.8861
DLOG(GPE_PC)	-0.000797	0.073469	-0.010849	0.9914
D(FE>=1944)	-0.003885	0.078200	-0.049681	0.9605
D(FE>=1987)	0.008484	0.079383	0.106871	0.9151
MA(1)	0.215383	0.369931	0.582225	0.5620
RESID(-1)	-0.238720	0.387174	-0.616571	0.5392
RESID(-2)	-0.105526	0.220999	-0.477494	0.6343
R-squared	0.004339	Mean dependent var		0.001345
Adjusted R-squared	-0.115621	S.D. dependent var		0.083267
S.E. of regression	0.087949	Akaike info criterion		-1.914523
Sum squared resid	0.642012	Schwarz criterion		-1.616904
Log likelihood	100.9826	Durbin-Watson stat		1.997538

3) Variable dependiente TMI post neonatal _k

Dependent Variable: D(TMNP_K)

Method: Least Squares

Date: 09/19/10 Time: 17:27

Sample(adjusted): 1902 2004

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 10 iterations

Backcast: 1901

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.068573	0.031240	2.195012	0.0306
D(FE>=1982)	0.093101	0.023056	4.038016	0.0001
D(FE>=1944)	0.068245	0.021090	3.235938	0.0017
D(FE>=1987)	0.099737	0.021080	4.731314	0.0000
D(FE>=1999)	0.209143	0.020682	10.11254	0.0000
D(FE>=2003)	-0.108396	0.025798	-4.201786	0.0001
D(FE>=2004)	0.232062	0.029204	7.946216	0.0000
MA(1)	-0.576612	0.096539	-5.972835	0.0000
R-squared	0.704850	Mean dependent var		0.008377
Adjusted R-squared	0.683102	S.D. dependent var		0.044617
S.E. of regression	0.025116	Akaike info criterion		-4.456109
Sum squared resid	0.059929	Schwarz criterion		-4.251470
Log likelihood	237.4896	Durbin-Watson stat		1.951482
Inverted MA Roots	.58			

Jarque-Bera: 2.00

Prob: 0,36

Date: 09/19/10 Time: 17:34

Sample: 1902 2004

Included observations: 103

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.008	-0.008	0.0074
. * .	. * .	2	-0.063	-0.063	0.4348
. .	. .	3	0.015	0.014	0.4590
. * .	. * .	4	-0.128	-0.132	2.2363
. .	. .	5	-0.042	-0.043	2.4356
. .	. .	6	-0.028	-0.047	2.5210
. .	. .	7	-0.023	-0.027	2.5809
. *	. *	8	0.146	0.127	5.0071

. *	. *	9	0.177	0.174	8.6183	0.376
. *	. **	10	0.176	0.208	12.234	0.200
. *	. .	11	-0.069	-0.042	12.791	0.236
. .	. .	12	-0.051	-0.004	13.098	0.287

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.085861	Probability	0.917794
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/19/10 Time: 17:34

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.002074	0.032231	0.064343	0.9488
D(FE>=1982)	0.003219	0.025698	0.125261	0.9006
D(FE>=1944)	-0.000139	0.021309	-0.006514	0.9948
D(FE>=1987)	-0.001114	0.021496	-0.051810	0.9588
D(FE>=1999)	0.000871	0.021086	0.041324	0.9671
D(FE>=2003)	-0.000988	0.026302	-0.037547	0.9701
D(FE>=2004)	0.002175	0.029979	0.072540	0.9423
MA(1)	-0.054506	0.295276	-0.184594	0.8539
RESID(-1)	0.075209	0.300381	0.250378	0.8028
RESID(-2)	-0.004316	0.187486	-0.023019	0.9817
R-squared	-0.028775	Mean dependent var		0.004161
Adjusted R-squared	-0.128334	S.D. dependent var		0.023876
S.E. of regression	0.025362	Akaike info criterion		-4.419119
Sum squared resid	0.059818	Schwarz criterion		-4.163320
Log likelihood	237.5846	Durbin-Watson stat		1.995346

Dependent Variable: D(TMNP_K)

Method: Least Squares

Date: 09/19/10 Time: 17:44

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 9 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.038719	0.039300	0.985213	0.3273
DLOG(GPS_PC)	0.027762	0.015635	1.775608	0.0794
D(FE>=1944)	0.068116	0.021674	3.142687	0.0023
D(FE>=1999)	0.206252	0.021292	9.686989	0.0000
D(FE>=1987)	0.095383	0.021852	4.365045	0.0000
D(FE>=1982)	0.089639	0.024010	3.733343	0.0003
D(FE>=2003)	-0.105918	0.026408	-4.010843	0.0001
D(FE>=2004)	0.234404	0.029730	7.884326	0.0000
MA(1)	-0.566449	0.106879	-5.299930	0.0000
R-squared	0.721324	Mean dependent var		0.009516
Adjusted R-squared	0.695096	S.D. dependent var		0.046393
S.E. of regression	0.025617	Akaike info criterion		-4.400268
Sum squared resid	0.055780	Schwarz criterion		-4.156761
Log likelihood	215.8126	Durbin-Watson stat		1.988154
Inverted MA Roots	.57			

Jarque-Bera: 1.52

Prob: 0.47

Date: 09/19/10 Time: 17:45

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.028	-0.028	0.0774
. *	. *	2	-0.068	-0.069	0.5333
. .	. .	3	0.025	0.021	0.5962
. *	. *	4	-0.088	-0.092	1.3699

.		.		5	-0.032	-0.034	1.4722	0.832
.		.		6	-0.048	-0.064	1.7054	0.888
.		.		7	-0.022	-0.027	1.7541	0.941
.		*		8	0.097	0.082	2.7430	0.908
.		*		9	0.145	0.147	4.9686	0.761
.		*		10	0.132	0.153	6.8376	0.654
.		*		11	-0.067	-0.045	7.3213	0.695
.		*		12	-0.081	-0.067	8.0452	0.709

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.076895	Probability	0.926053
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/19/10 Time: 17:45

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-6.36E-05	0.040230	-0.001582	0.9987
DLOG(GPS_PC)	6.18E-05	0.015830	0.003905	0.9969
D(FE>=1944)	-0.000423	0.021943	-0.019284	0.9847
D(FE>=1999)	-0.000374	0.021659	-0.017250	0.9863
D(FE>=1987)	6.89E-05	0.022359	0.003080	0.9975
D(FE>=1982)	-0.001993	0.026949	-0.073952	0.9412
D(FE>=2003)	0.000954	0.027084	0.035214	0.9720
D(FE>=2004)	0.001179	0.030691	0.038417	0.9694
MA(1)	0.088770	0.341586	0.259876	0.7956
RESID(-1)	-0.081487	0.347769	-0.234313	0.8153
RESID(-2)	-0.079202	0.209535	-0.377987	0.7064
R-squared	-0.032205	Mean dependent var		0.004425
Adjusted R-squared	-0.156567	S.D. dependent var		0.024083
S.E. of regression	0.025900	Akaike info criterion		-4.359566
Sum squared resid	0.055677	Schwarz criterion		-4.061946
Log likelihood	215.8996	Durbin-Watson stat		1.995592

Dependent Variable: D(TMNP_K)

Method: Least Squares

Date: 09/19/10 Time: 17:48

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 11 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.026681	0.036986	0.721375	0.4727
DLOG(GPS_PC)	0.020116	0.014380	1.398828	0.1655
DLOG(MEDICOS)	0.114392	0.037572	3.044634	0.0031
D(FE>=1944)	0.064203	0.018962	3.385860	0.0011
D(FE>=1999)	0.203120	0.018802	10.80324	0.0000
D(FE>=1987)	0.083917	0.019490	4.305596	0.0000
D(FE>=1982)	0.074307	0.023071	3.220776	0.0018
D(FE>=2003)	-0.109272	0.025471	-4.290005	0.0000
D(FE>=2004)	0.234466	0.029868	7.850095	0.0000
MA(1)	-0.673144	0.096675	-6.962941	0.0000
R-squared	0.746429	Mean dependent var		0.009516
Adjusted R-squared	0.719260	S.D. dependent var		0.046393
S.E. of regression	0.024581	Akaike info criterion		-4.473397
Sum squared resid	0.050755	Schwarz criterion		-4.202834
Log likelihood	220.2497	Durbin-Watson stat		1.913551
Inverted MA Roots	.67			

Jarque-Bera: 3.30

Prob: 0,19

Date: 09/19/10 Time: 17:51

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1 0.043	0.043	0.1792		
. .	. .	2 -0.034	-0.036	0.2953	0.587	
. .	. .	3 0.014	0.017	0.3149	0.854	
* .	* .	4 -0.110	-0.113	1.5173	0.678	
. .	. .	5 -0.042	-0.032	1.6990	0.791	
. .	. .	6 -0.044	-0.050	1.8988	0.863	
. .	. .	7 0.008	0.013	1.9049	0.928	
. *	. *	8 0.159	0.146	4.5574	0.714	
. **	. **	9 0.216	0.206	9.5111	0.301	
. **	. **	10 0.199	0.205	13.753	0.131	
. .	. .	11 -0.021	-0.011	13.800	0.182	
* .	. .	12 -0.065	-0.032	14.265	0.219	

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.193511	Probability	0.824436
Obs*R-squared	0.425573	Probability	0.808329

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/19/10 Time: 17:51

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.002067	0.037511	0.055104	0.9562
DLOG(GPS_PC)	3.47E-05	0.014537	0.002387	0.9981
DLOG(MEDICOS)	-0.003659	0.038525	-0.094970	0.9246
D(FE>=1944)	-0.001062	0.019225	-0.055240	0.9561
D(FE>=1999)	0.000846	0.019042	0.044420	0.9647
D(FE>=1987)	-0.001283	0.019796	-0.064835	0.9485
D(FE>=1982)	0.004167	0.024509	0.170018	0.8654
D(FE>=2003)	-0.002247	0.026056	-0.086255	0.9315
D(FE>=2004)	0.003109	0.030670	0.101359	0.9195
MA(1)	-0.069055	0.206383	-0.334597	0.7388
RESID(-1)	0.110613	0.223731	0.494404	0.6223
RESID(-2)	0.002149	0.170283	0.012618	0.9900
R-squared	0.004527	Mean dependent var		-0.000304
Adjusted R-squared	-0.129012	S.D. dependent var		0.023359
S.E. of regression	0.024820	Akaike info criterion		-4.435553
Sum squared resid	0.050517	Schwarz criterion		-4.110877
Log likelihood	220.4710	Durbin-Watson stat		1.995457

Dependent Variable: D(TMNP_K)

Method: Least Squares

Date: 09/19/10 Time: 17:52

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 11 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.027210	0.037348	0.728558	0.4683
DLOG(GPS_PC)	0.020214	0.014599	1.384608	0.1699
DLOG(MEDICOS)	0.117797	0.056277	2.093154	0.0394
DLOG(AGUA)	-0.004520	0.053602	-0.084322	0.9330
D(FE>=1944)	0.064466	0.019173	3.362280	0.0012
D(FE>=1999)	0.203365	0.018987	10.71099	0.0000
D(FE>=1987)	0.083786	0.019614	4.271686	0.0001
D(FE>=1982)	0.074113	0.023400	3.167141	0.0022
D(FE>=2003)	-0.109193	0.025628	-4.260681	0.0001
D(FE>=2004)	0.234416	0.030084	7.792103	0.0000
MA(1)	-0.675765	0.097262	-6.947921	0.0000
R-squared	0.746448	Mean dependent var		0.009516

Adjusted R-squared	0.715900	S.D. dependent var	0.046393
S.E. of regression	0.024728	Akaike info criterion	-4.452197
Sum squared resid	0.050751	Schwarz criterion	-4.154577
Log likelihood	220.2532	Durbin-Watson stat	1.911423
Inverted MA Roots	.68		

Jarque-Bera: 3.33
 Probabilidad: 0,18
 Date: 09/19/10 Time: 17:54
 Sample: 1911 2004
 Included observations: 94
 Q-statistic probabilities
 adjusted for 1 ARMA
 term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	0.044	0.044	0.1888
. .	. .	2	-0.035	-0.037	0.3069
. .	. .	3	0.013	0.017	0.3245
.* .	.* .	4	-0.110	-0.113	1.5378
. .	. .	5	-0.044	-0.033	1.7385
. .	. .	6	-0.045	-0.051	1.9429
. .	. .	7	0.007	0.012	1.9481
. .	. .	8	0.159	0.146	4.5884
. .	. .	9	0.216	0.205	9.5330
. .	. .	10	0.199	0.205	13.786
. .	. .	11	-0.021	-0.011	13.831
. .	. .	12	-0.066	-0.032	14.306

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.199281	Probability	0.819720
Obs*R-squared	0.451236	Probability	0.798023

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 09/19/10 Time: 17:55
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.002178	0.037879	0.057506	0.9543
DLOG(GPS_PC)	9.92E-05	0.014773	0.006716	0.9947
DLOG(MEDICOS)	-0.003023	0.057035	-0.053006	0.9579
DLOG(AGUA)	-0.000888	0.054409	-0.016326	0.9870
D(FE>=1944)	-0.001013	0.019427	-0.052151	0.9585
D(FE>=1999)	0.000892	0.019241	0.046334	0.9632
D(FE>=1987)	-0.001332	0.019923	-0.066841	0.9469
D(FE>=1982)	0.004175	0.024754	0.168669	0.8665
D(FE>=2003)	-0.002312	0.026218	-0.088192	0.9299
D(FE>=2004)	0.003156	0.030896	0.102153	0.9189
MA(1)	-0.070429	0.207131	-0.340019	0.7347
RESID(-1)	0.112954	0.224065	0.504113	0.6156
RESID(-2)	0.002766	0.171667	0.016110	0.9872
R-squared	0.004800	Mean dependent var		-0.000228
Adjusted R-squared	-0.142637	S.D. dependent var		0.023359
S.E. of regression	0.024970	Akaike info criterion		-4.414552
Sum squared resid	0.050503	Schwarz criterion		-4.062820
Log likelihood	220.4839	Durbin-Watson stat		1.995678

Dependent Variable: D(TMNP_K)
 Method: Least Squares
 Date: 09/19/10 Time: 17:56
 Sample(adjusted): 1911 2004
 Included observations: 94 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 12 iterations
 Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.026208	0.038128	0.687379	0.4938
DLOG(GPS_PC)	0.019901	0.014999	1.326874	0.1882

DLOG(MEDICOS)	0.118136	0.056994	2.072795	0.0413
DLOG(AGUA)	-0.005215	0.054876	-0.095032	0.9245
DLOG(GPE_PC)	0.002380	0.019232	0.123766	0.9018
D(FE>=1944)	0.064264	0.019360	3.319490	0.0013
D(FE>=1999)	0.203252	0.019140	10.61944	0.0000
D(FE>=1987)	0.083640	0.019824	4.219033	0.0001
D(FE>=1982)	0.074202	0.023616	3.142059	0.0023
D(FE>=2003)	-0.109441	0.025823	-4.238094	0.0001
D(FE>=2004)	0.234371	0.030238	7.750932	0.0000
MA(1)	-0.673450	0.098292	-6.851540	0.0000
R-squared	0.746494	Mean dependent var		0.009516
Adjusted R-squared	0.712487	S.D. dependent var		0.046393
S.E. of regression	0.024876	Akaike info criterion		-4.431100
Sum squared resid	0.050742	Schwarz criterion		-4.106424
Log likelihood	220.2617	Durbin-Watson stat		1.915607
Inverted MA Roots	.67			

Jarque_Bera: 3.31
 Probabilidad: 0,19
 Date: 09/19/10 Time: 17:58
 Sample: 1911 2004
 Included observations: 94
 Q-statistic probabilities
 adjusted for 1 ARMA
 term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.042	0.042	0.1712	
. .	. .	2 -0.033	-0.035	0.2772	0.599
. .	. .	3 0.016	0.018	0.3011	0.860
.* .	.* .	4 -0.110	-0.113	1.5060	0.681
. .	. .	5 -0.046	-0.035	1.7213	0.787
. .	. .	6 -0.044	-0.050	1.9235	0.860
. .	. .	7 0.008	0.013	1.9300	0.926
. * .	. * .	8 0.158	0.145	4.5373	0.716
. ** .	. ** .	9 0.214	0.204	9.3850	0.311
. ** .	. ** .	10 0.197	0.202	13.552	0.139
. .	. .	11 -0.021	-0.013	13.600	0.192
.* .	. .	12 -0.066	-0.035	14.083	0.228

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.181805	Probability	0.834107
Obs*R-squared	0.413508	Probability	0.813220

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 09/19/10 Time: 17:58
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.002477	0.038732	0.063943	0.9492
DLOG(GPS_PC)	0.000240	0.015199	0.015758	0.9875
DLOG(MEDICOS)	-0.003188	0.057814	-0.055148	0.9562
DLOG(AGUA)	-0.000551	0.055642	-0.009894	0.9921
DLOG(GPE_PC)	-0.000915	0.019545	-0.046812	0.9628
D(FE>=1944)	-0.000921	0.019615	-0.046978	0.9626
D(FE>=1999)	0.000888	0.019408	0.045737	0.9636
D(FE>=1987)	-0.001222	0.020135	-0.060681	0.9518
D(FE>=1982)	0.004099	0.025016	0.163854	0.8703
D(FE>=2003)	-0.002179	0.026406	-0.082502	0.9345
D(FE>=2004)	0.003033	0.031067	0.097618	0.9225
MA(1)	-0.071048	0.212734	-0.333975	0.7393
RESID(-1)	0.111416	0.229365	0.485761	0.6285
RESID(-2)	0.005130	0.174187	0.029450	0.9766
R-squared	0.004399	Mean dependent var		-0.000261
Adjusted R-squared	-0.157386	S.D. dependent var		0.023357
S.E. of regression	0.025128	Akaike info criterion		-4.393081
Sum squared resid	0.050512	Schwarz criterion		-4.014293
Log likelihood	220.4748	Durbin-Watson stat		1.996014

Dependent Variable: D(TMNP_K)
Method: Least Squares
Date: 09/19/10 Time: 18:00
Sample(adjusted): 1911 2004
Included observations: 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 14 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.022880	0.037412	0.611566	0.5425
DLOG(GPS_PC)	0.020728	0.014809	1.399686	0.1654
DLOG(MEDICOS)	0.111321	0.055876	1.992295	0.0497
DLOG(AGUA)	0.036606	0.062999	0.581048	0.5628
DLOG(GPE_PC)	0.002974	0.018914	0.157254	0.8754
DLOG(TMC)	-0.086477	0.064597	-1.338713	0.1844
D(FE>=1944)	0.066648	0.018987	3.510244	0.0007
D(FE>=1999)	0.205039	0.018733	10.94511	0.0000
D(FE>=1987)	0.083265	0.019272	4.320581	0.0000
D(FE>=1982)	0.077020	0.022878	3.366554	0.0012
D(FE>=2003)	-0.105100	0.025904	-4.057253	0.0001
D(FE>=2004)	0.233785	0.030324	7.709517	0.0000
MA(1)	-0.690350	0.094475	-7.307210	0.0000
R-squared	0.751901	Mean dependent var		0.009516
Adjusted R-squared	0.715146	S.D. dependent var		0.046393
S.E. of regression	0.024760	Akaike info criterion		-4.431385
Sum squared resid	0.049660	Schwarz criterion		-4.079653
Log likelihood	221.2751	Durbin-Watson stat		1.950888
Inverted MA Roots	.69			

Jarque-Bera: 3.49
Probabilidad: 0,17
Date: 09/19/10 Time: 18:02
Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.025	0.025	0.0583	
. .	. .	2 -0.035	-0.036	0.1809	0.671
. .	. .	3 0.027	0.029	0.2545	0.881
. .	. .	4 -0.094	-0.097	1.1380	0.768
. .	. .	5 -0.021	-0.013	1.1810	0.881
. .	. .	6 -0.036	-0.044	1.3137	0.934
. .	. .	7 0.009	0.016	1.3231	0.970
. .	. .	8 0.163	0.153	4.1139	0.767
. .	. .	9 0.215	0.215	9.0075	0.342
. .	. .	10 0.202	0.220	13.374	0.146
. .	. .	11 -0.039	-0.023	13.541	0.195
. .	. .	12 -0.063	-0.038	13.982	0.234

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.080519	Probability	0.922713
Obs*R-squared	0.189063	Probability	0.909799

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/19/10 Time: 18:02
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.001170	0.038007	0.030786	0.9755
DLOG(GPS_PC)	-8.97E-05	0.015012	-0.005978	0.9952
DLOG(MEDICOS)	-0.001942	0.056900	-0.034131	0.9729
DLOG(AGUA)	0.000553	0.063922	0.008652	0.9931
DLOG(GPE_PC)	-0.000279	0.019241	-0.014490	0.9885
DLOG(TMC)	0.001135	0.065876	0.017235	0.9863
D(FE>=1944)	-0.000475	0.019279	-0.024645	0.9804

D(FE>=1999)	0.000201	0.018975	0.010581	0.9916
D(FE>=1987)	-0.000645	0.019561	-0.032991	0.9738
D(FE>=1982)	0.001298	0.023844	0.054436	0.9567
D(FE>=2003)	-0.000852	0.026691	-0.031924	0.9746
D(FE>=2004)	0.002467	0.031298	0.078815	0.9374
MA(1)	-0.004918	0.195150	-0.025203	0.9800
RESID(-1)	0.030143	0.220579	0.136652	0.8917
RESID(-2)	-0.036710	0.171048	-0.214619	0.8306
R-squared	0.002011	Mean dependent var		0.000110
Adjusted R-squared	-0.174847	S.D. dependent var		0.023108
S.E. of regression	0.025046	Akaike info criterion		-4.390868
Sum squared resid	0.049559	Schwarz criterion		-3.985023
Log likelihood	221.3708	Durbin-Watson stat		1.995755

4) Variable dependiente log(TMI post neonatal)

Dependent Variable: DLOG(TMNP)

Method: Least Squares

Date: 09/27/10 Time: 17:44

Sample(adjusted): 1902 2004

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 27 iterations

Backcast: 1901

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.200270	0.066745	-3.000525	0.0034
D(FE>=1943)	-0.131859	0.044378	-2.971303	0.0038
D(FE>=1987)	-0.291519	0.048133	-6.056492	0.0000
D(FE>=1981)	-0.300053	0.045359	-6.615089	0.0000
D(FE>=1999)	-0.123929	0.048252	-2.568377	0.0118
D(FE>=1996)	-0.196009	0.050305	-3.896410	0.0002
D(FE>=1968)	0.111473	0.046280	2.408646	0.0179
MA(1)	-0.729087	0.085637	-8.513717	0.0000
R-squared	0.364354	Mean dependent var		-0.013784
Adjusted R-squared	0.317517	S.D. dependent var		0.077600
S.E. of regression	0.064108	Akaike info criterion		-2.582016
Sum squared resid	0.390431	Schwarz criterion		-2.377376
Log likelihood	140.9738	Durbin-Watson stat		2.111027
Inverted MA Roots	.73			

Jarque-Bera: 0,78

Probabilidad: 0,67

Date: 09/28/10 Time: 09:59

Sample: 1902 2004

Included observations: 103

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.074	-0.074	0.5749	
. .	. .	2 0.018	0.012	0.6089	0.435
. .	. .	3 -0.034	-0.032	0.7352	0.692
. .	. .	4 0.060	0.055	1.1280	0.770
. * .	. * .	5 -0.132	-0.124	3.0373	0.552
. * .	. .	6 0.079	0.061	3.7371	0.588
. .	. .	7 0.032	0.047	3.8490	0.697
. * .	. * .	8 0.076	0.071	4.5043	0.720
. * .	. * .	9 0.154	0.186	7.2159	0.514
. .	. .	10 0.008	0.009	7.2229	0.614
. .	. .	11 -0.042	-0.026	7.4322	0.684
. .	. .	12 0.001	0.002	7.4322	0.763

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.341617	Probability	0.711509
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 10:00

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.003167	0.067330	0.047036	0.9626
D(FE>=1943)	0.003001	0.044955	0.066764	0.9469
D(FE>=1987)	0.007480	0.049584	0.150847	0.8804
D(FE>=1981)	0.004486	0.046010	0.097490	0.9225
D(FE>=1999)	0.002156	0.048674	0.044292	0.9648
D(FE>=1996)	0.009916	0.052885	0.187502	0.8517
D(FE>=1968)	-0.005680	0.047150	-0.120462	0.9044
MA(1)	0.087074	0.166062	0.524348	0.6013
RESID(-1)	-0.139700	0.189219	-0.738296	0.4622
RESID(-2)	-0.023752	0.148687	-0.159744	0.8734
R-squared	-0.007498	Mean dependent var		-0.007460
Adjusted R-squared	-0.104998	S.D. dependent var		0.061413
S.E. of regression	0.064557	Akaike info criterion		-2.550500
Sum squared resid	0.387584	Schwarz criterion		-2.294701
Log likelihood	141.3508	Durbin-Watson stat		1.988124

Dependent Variable: DLOG(TMNP)
Method: Least Squares
Date: 09/27/10 Time: 17:43
Sample(adjusted): 1911 2004
Included observations: 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 27 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.097180	0.085346	-1.138660	0.2580
DLOG(GPS_PC)	-0.097617	0.038284	-2.549807	0.0126
D(FE>=1943)	-0.122527	0.046729	-2.622049	0.0104
D(FE>=1987)	-0.255847	0.050652	-5.051077	0.0000
D(FE>=1981)	-0.272642	0.048337	-5.640399	0.0000
D(FE>=1968)	0.153120	0.050278	3.045476	0.0031
D(FE>=1996)	-0.172313	0.051371	-3.354253	0.0012
D(FE>=1999)	-0.116408	0.049575	-2.348122	0.0212
MA(1)	-0.693342	0.091470	-7.579983	0.0000
R-squared	0.411410	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.356013	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.064214	Akaike info criterion		-2.562349
Sum squared resid	0.350491	Schwarz criterion		-2.318842
Log likelihood	129.4304	Durbin-Watson stat		2.222633
Inverted MA Roots	.69			

Jarque-Bera: 0.80
Probabilidad: 0.67
Date: 09/28/10 Time: 10:11
Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.132	-0.132	1.7028	
. * .	. * .	2 0.091	0.075	2.5190	0.112
. .	. .	3 -0.041	-0.020	2.6839	0.261
. * .	. * .	4 0.126	0.114	4.2764	0.233
. * .	. * .	5 -0.103	-0.072	5.3555	0.253
. * .	. .	6 0.096	0.060	6.2980	0.278
. .	. * .	7 0.039	0.077	6.4585	0.374
. .	. .	8 -0.038	-0.055	6.6077	0.471
. .	. .	9 0.046	0.052	6.8305	0.555
. .	. .	10 0.017	0.012	6.8605	0.652
. .	. .	11 0.021	0.016	6.9074	0.734
. .	. * .	12 0.046	0.069	7.1446	0.787

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.313291	Probability	0.274463
Obs*R-squared	1.382968	Probability	0.500832

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/10 Time: 10:12
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.011567	0.085466	0.135341	0.8927
DLOG(GPS_PC)	-0.005814	0.038322	-0.151720	0.8798
D(FE>=1943)	0.006779	0.047220	0.143572	0.8862
D(FE>=1987)	0.014915	0.052029	0.286673	0.7751
D(FE>=1981)	0.011526	0.048759	0.236382	0.8137
D(FE>=1968)	-0.004217	0.050157	-0.084068	0.9332
D(FE>=1996)	0.014110	0.053139	0.265539	0.7913
D(FE>=1999)	0.003426	0.049437	0.069304	0.9449
MA(1)	0.163118	0.196238	0.831227	0.4082
RESID(-1)	-0.269582	0.227512	-1.184914	0.2394
RESID(-2)	-0.003390	0.167134	-0.020284	0.9839
R-squared	0.014712	Mean dependent var		-0.007772
Adjusted R-squared	-0.103997	S.D. dependent var		0.060891
S.E. of regression	0.063979	Akaike info criterion		-2.550951
Sum squared resid	0.339740	Schwarz criterion		-2.253331
Log likelihood	130.8947	Durbin-Watson stat		1.973657

Dependent Variable: DLOG(TMNP)
 Method: Least Squares
 Date: 09/27/10 Time: 17:46
 Sample(adjusted): 1911 2004
 Included observations: 94 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 38 iterations
 Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.021803	0.068996	0.316006	0.7528
DLOG(GPS_PC)	-0.076947	0.028072	-2.741096	0.0075
DLOG(MEDICOS)	-0.168094	0.045082	-3.728621	0.0003
D(FE>=1943)	-0.095018	0.030978	-3.067274	0.0029
D(FE>=1987)	-0.325399	0.033217	-9.796104	0.0000
D(FE>=1981)	-0.288154	0.034127	-8.443453	0.0000
D(FE>=1968)	0.202720	0.025517	7.944572	0.0000
D(FE>=1996)	-0.216577	0.040893	-5.296184	0.0000
D(FE>=1999)	-0.121865	0.042726	-2.852247	0.0055
MA(1)	-0.981344	0.021002	-46.72661	0.0000
R-squared	0.485392	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.430255	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.060399	Akaike info criterion		-2.675397
Sum squared resid	0.306436	Schwarz criterion		-2.404833
Log likelihood	135.7436	Durbin-Watson stat		2.097003
Inverted MA Roots	.98			

Jarque-Bera: 0,29
 Probabilidad: 0,86
 Date: 09/28/10 Time: 10:14
 Sample: 1911 2004
 Included observations: 94
 Q-statistic probabilities
 adjusted for 1 ARMA
 term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.057	-0.057	0.3108
. *	. *	2	0.087	0.084	1.0484
. *	. *	3	-0.097	-0.089	1.9844
. .	. .	4	0.024	0.008	2.0422
. *	. *	5	-0.148	-0.134	4.2771
. .	. .	6	0.043	0.020	4.4637
. .	. .	7	-0.027	-0.001	4.5380
. *	. *	8	-0.065	-0.098	4.9775
. .	. .	9	0.045	0.051	5.1940
. .	. .	10	0.026	0.019	5.2689
. .	. .	11	-0.015	-0.027	5.2942

.	.	.	.	12	-0.013	-0.013	5.3129	0.915
---	---	---	---	----	--------	--------	--------	-------

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.448447	Probability	0.640176
Obs*R-squared	0.548156	Probability	0.760273

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 10:14

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.006126	0.069868	0.087673	0.9304
DLOG(GPS_PC)	-0.002132	0.028401	-0.075055	0.9404
DLOG(MEDICOS)	-0.001217	0.045463	-0.026765	0.9787
D(FE>=1943)	-0.000707	0.031278	-0.022618	0.9820
D(FE>=1987)	-5.80E-06	0.033442	-0.000174	0.9999
D(FE>=1981)	0.002359	0.034487	0.068404	0.9456
D(FE>=1968)	-0.001648	0.025941	-0.063525	0.9495
D(FE>=1996)	0.001441	0.041206	0.034974	0.9722
D(FE>=1999)	-0.000423	0.043120	-0.009816	0.9922
MA(1)	-0.000327	0.021548	-0.015160	0.9879
RESID(-1)	-0.044684	0.112930	-0.395677	0.6934
RESID(-2)	0.093880	0.114368	0.820856	0.4141
R-squared	0.005831	Mean dependent var		0.004044
Adjusted R-squared	-0.127533	S.D. dependent var		0.057258
S.E. of regression	0.060800	Akaike info criterion		-2.643722
Sum squared resid	0.303121	Schwarz criterion		-2.319046
Log likelihood	136.2549	Durbin-Watson stat		1.981731

Dependent Variable: DLOG(TMNP)

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 10:15

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 73 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.018681	0.067197	-0.278008	0.7817
DLOG(GPS_PC)	-0.098302	0.027681	-3.551174	0.0006
DLOG(MEDICOS)	-0.423027	0.097263	-4.349321	0.0000
DLOG(AGUA)	0.265428	0.091384	2.904531	0.0047
D(FE>=1943)	-0.129761	0.032034	-4.050676	0.0001
D(FE>=1987)	-0.297771	0.033230	-8.960983	0.0000
D(FE>=1981)	-0.222942	0.039588	-5.631539	0.0000
D(FE>=1968)	0.216603	0.024537	8.827588	0.0000
D(FE>=1996)	-0.203290	0.039369	-5.163702	0.0000
D(FE>=1999)	-0.129604	0.041070	-3.155714	0.0022
MA(1)	-0.983935	0.013920	-70.68700	0.0000
R-squared	0.533008	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.476744	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.057883	Akaike info criterion		-2.751214
Sum squared resid	0.278082	Schwarz criterion		-2.453595
Log likelihood	140.3071	Durbin-Watson stat		2.187885
Inverted MA Roots	.98			

Jarque-Bera: 0,50

Probabilidad: 0,77

Date: 09/28/10 Time: 10:17

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

term(s)		Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.* .		.* .		.* .		1	-0.101	-0.101	0.9848
. .		. .		. .		2	0.046	0.037	1.1952
									0.274

.*		.*		3	-0.130	-0.123	2.8648	0.239
.		.		4	-0.005	-0.032	2.8676	0.412
**		**		5	-0.222	-0.223	7.8683	0.097
.		.		6	-0.031	-0.097	7.9672	0.158
.		.		7	-0.038	-0.055	8.1208	0.229
.*		.*		8	-0.063	-0.143	8.5403	0.287
.		.		9	0.060	0.003	8.9214	0.349
.		.		10	0.072	0.012	9.4796	0.394
.		.		11	0.057	0.007	9.8279	0.456
.		.		12	0.085	0.081	10.622	0.475

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.461633	Probability	0.631901
Obs*R-squared	0.793229	Probability	0.672593

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 10:17

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.003529	0.068009	0.051886	0.9587
DLOG(GPS_PC)	-1.05E-05	0.027949	-0.000374	0.9997
DLOG(MEDICOS)	0.003040	0.098031	0.031012	0.9753
DLOG(AGUA)	-0.005522	0.092243	-0.059860	0.9524
D(FE>=1943)	0.001323	0.032337	0.040926	0.9675
D(FE>=1987)	-0.001084	0.033512	-0.032349	0.9743
D(FE>=1981)	-0.000471	0.039902	-0.011804	0.9906
D(FE>=1968)	0.000555	0.024882	0.022324	0.9822
D(FE>=1996)	0.000335	0.039645	0.008450	0.9933
D(FE>=1999)	0.000996	0.041378	0.024082	0.9808
MA(1)	0.001160	0.014067	0.082469	0.9345
RESID(-1)	-0.096331	0.113109	-0.851662	0.3969
RESID(-2)	0.038838	0.113968	0.340776	0.7342
R-squared	0.008439	Mean dependent var		0.002906
Adjusted R-squared	-0.138459	S.D. dependent var		0.054604
S.E. of regression	0.058262	Akaike info criterion		-2.719995
Sum squared resid	0.274948	Schwarz criterion		-2.368263
Log likelihood	140.8398	Durbin-Watson stat		1.984565

Dependent Variable: DLOG(TMNP)

Method: Least Squares

Date: 09/27/10 Time: 17:48

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 29 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.038390	0.068329	-0.561840	0.5758
DLOG(GPS_PC)	-0.098212	0.027596	-3.558952	0.0006
DLOG(MEDICOS)	-0.392085	0.099469	-3.941792	0.0002
DLOG(AGUA)	0.207969	0.100545	2.068412	0.0418
DLOG(GPE_PC)	0.046502	0.034708	1.339807	0.1840
D(FE>=1943)	-0.130608	0.031885	-4.096285	0.0001
D(FE>=1987)	-0.297815	0.033065	-9.006879	0.0000
D(FE>=1981)	-0.215174	0.039845	-5.400222	0.0000
D(FE>=1968)	0.207664	0.025288	8.211877	0.0000
D(FE>=1996)	-0.209023	0.039400	-5.305210	0.0000
D(FE>=1999)	-0.128022	0.040859	-3.133259	0.0024
MA(1)	-0.983065	0.014360	-68.45820	0.0000
R-squared	0.542994	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.481688	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.057608	Akaike info criterion		-2.751553
Sum squared resid	0.272136	Schwarz criterion		-2.426877
Log likelihood	141.3230	Durbin-Watson stat		2.222434
Inverted MA Roots	.98			

Jarque-Bera: 0,16
Probabilidad: 0,92

Date: 09/28/10 Time: 10:20
Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.117	-0.117	1.3343	
. .	. .	2 0.035	0.022	1.4565	0.227
. * .	. * .	3 -0.122	-0.117	2.9367	0.230
. .	. .	4 0.004	-0.024	2.9384	0.401
** .	** .	5 -0.231	-0.235	8.3443	0.080
. .	. * .	6 -0.046	-0.124	8.5612	0.128
. .	. * .	7 -0.042	-0.073	8.7403	0.189
. * .	. * .	8 -0.062	-0.151	9.1375	0.243
. *	. .	9 0.066	-0.003	9.5996	0.294
. .	. .	10 0.054	-0.022	9.9087	0.358
. .	. .	11 0.045	-0.026	10.125	0.430
. *	. .	12 0.077	0.058	10.786	0.461

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.565604	Probability	0.570272
Obs*R-squared	1.036837	Probability	0.595462

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 10:21

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.002579	0.068984	0.037386	0.9703
DLOG(GPS_PC)	0.000591	0.027896	0.021199	0.9831
DLOG(MEDICOS)	0.004958	0.100231	0.049469	0.9607
DLOG(AGUA)	-0.007951	0.101527	-0.078310	0.9378
DLOG(GPE_PC)	0.000353	0.034899	0.010116	0.9920
D(FE>=1943)	0.001970	0.032192	0.061206	0.9513
D(FE>=1987)	-0.001877	0.033381	-0.056227	0.9553
D(FE>=1981)	-0.000710	0.040081	-0.017707	0.9859
D(FE>=1968)	0.000843	0.025497	0.033066	0.9737
D(FE>=1996)	0.000561	0.039616	0.014152	0.9887
D(FE>=1999)	0.000854	0.041089	0.020783	0.9835
MA(1)	0.001662	0.014528	0.114404	0.9092
RESID(-1)	-0.114852	0.114106	-1.006544	0.3172
RESID(-2)	0.023366	0.114437	0.204183	0.8387
R-squared	0.011030	Mean dependent var		0.002920
Adjusted R-squared	-0.149677	S.D. dependent var		0.054015
S.E. of regression	0.057916	Akaike info criterion		-2.723041
Sum squared resid	0.268341	Schwarz criterion		-2.344252
Log likelihood	141.9829	Durbin-Watson stat		1.990992

Dependent Variable: DLOG(TMNP)

Method: Least Squares

Date: 09/27/10 Time: 17:49

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 25 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.038664	0.068144	-0.567394	0.5720
DLOG(GPS_PC)	-0.095892	0.027663	-3.466441	0.0008
DLOG(MEDICOS)	-0.359499	0.103565	-3.471252	0.0008
DLOG(AGUA)	0.123791	0.126196	0.980935	0.3295
DLOG(GPE_PC)	0.032865	0.036816	0.892684	0.3747
DLOG(TMC)	0.133944	0.121776	1.099916	0.2746
D(FE>=1943)	-0.135508	0.032148	-4.215160	0.0001

D(FE>=1987)	-0.299617	0.033062	-9.062299	0.0000
D(FE>=1981)	-0.217074	0.039835	-5.449392	0.0000
D(FE>=1968)	0.207765	0.025276	8.219746	0.0000
D(FE>=1996)	-0.201033	0.040017	-5.023619	0.0000
D(FE>=1999)	-0.133777	0.041119	-3.253440	0.0017
MA(1)	-0.982372	0.013984	-70.24917	0.0000
R-squared	0.549717	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.483008	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.057535	Akaike info criterion		-2.745096
Sum squared resid	0.268133	Schwarz criterion		-2.393364
Log likelihood	142.0195	Durbin-Watson stat		2.263659
Inverted MA Roots	.98			

Jarque-Bera: 0,16
 Probabilidad: 0,92
 Date: 09/28/10 Time: 10:22
 Sample: 1911 2004
 Included observations: 94
 Q-statistic probabilities
 adjusted for 1 ARMA
 term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.139	-0.139	1.8754	
. .	. .	2 0.021	0.002	1.9207	0.166
. * .	. * .	3 -0.125	-0.124	3.4783	0.176
. .	. .	4 0.009	-0.026	3.4867	0.322
. ** .	. ** .	5 -0.205	-0.214	7.7294	0.102
. .	. * .	6 -0.018	-0.100	7.7609	0.170
. .	. .	7 -0.019	-0.051	7.7973	0.253
. .	. * .	8 -0.050	-0.130	8.0632	0.327
. .	. .	9 0.059	0.001	8.4297	0.393
. .	. .	10 0.056	0.002	8.7633	0.459
. .	. .	11 0.033	-0.007	8.8841	0.543
. .	. *	12 0.065	0.067	9.3515	0.589

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.773960	Probability	0.464648
Obs*R-squared	1.558085	Probability	0.458845

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/10 Time: 10:22
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.002681	0.068563	0.039098	0.9689
DLOG(GPS_PC)	0.001454	0.027910	0.052105	0.9586
DLOG(MEDICOS)	0.007587	0.104136	0.072861	0.9421
DLOG(AGUA)	-0.012275	0.126993	-0.096662	0.9232
DLOG(GPE_PC)	-0.000282	0.036924	-0.007642	0.9939
DLOG(TMC)	0.002782	0.122176	0.022773	0.9819
D(FE>=1943)	0.002589	0.032374	0.079956	0.9365
D(FE>=1987)	-0.003286	0.033415	-0.098343	0.9219
D(FE>=1981)	-0.000944	0.039958	-0.023636	0.9812
D(FE>=1968)	0.001340	0.025400	0.052738	0.9581
D(FE>=1996)	0.000595	0.040136	0.014826	0.9882
D(FE>=1999)	0.001238	0.041251	0.030013	0.9761
MA(1)	0.002211	0.014081	0.156999	0.8756
RESID(-1)	-0.141116	0.115123	-1.225780	0.2239
RESID(-2)	0.001628	0.115288	0.014124	0.9888
R-squared	0.016575	Mean dependent var		0.002768
Adjusted R-squared	-0.157702	S.D. dependent var		0.053623
S.E. of regression	0.057696	Akaike info criterion		-2.721947
Sum squared resid	0.262980	Schwarz criterion		-2.316102
Log likelihood	142.9315	Durbin-Watson stat		1.993617

5) Variable dependiente TMI neonatal _k

Dependent Variable: D(TMN_K)

Method: Least Squares
Date: 08/22/10 Time: 16:01
Sample(adjusted): 1902 2004
Included observations: 103 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 20 iterations
Backcast: 1901

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.052336	0.019399	2.697825	0.0082
D(FE>=1981)	0.055808	0.013766	4.053995	0.0001
D(FE>=1988)	0.059334	0.014719	4.031179	0.0001
D(FE>=1996)	0.061396	0.013891	4.419712	0.0000
D(FE>=2000)	0.044780	0.014224	3.148199	0.0022
MA(1)	-0.525052	0.097896	-5.363360	0.0000
R-squared	0.309287	Mean dependent var		0.003945
Adjusted R-squared	0.273683	S.D. dependent var		0.018787
S.E. of regression	0.016011	Akaike info criterion		-5.374636
Sum squared resid	0.024865	Schwarz criterion		-5.221156
Log likelihood	282.7937	Durbin-Watson stat		2.152690
Inverted MA Roots	.53			

Jarque_Bera: 0.88
Probab: 0.64
Date: 08/22/10 Time: 16:18
Sample: 1902 2004
Included observations: 103
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.106	-0.106	1.1921	
. .	. .	2 0.058	0.048	1.5571	0.212
. *	. *	3 0.079	0.091	2.2267	0.328
. *	. *	4 0.092	0.109	3.1582	0.368
. .	. .	5 0.013	0.027	3.1779	0.529
. .	. .	6 -0.034	-0.050	3.3032	0.653
. *	. *	7 0.103	0.076	4.5053	0.609
. .	. *	8 0.055	0.069	4.8512	0.678
. *	. *	9 0.102	0.115	6.0494	0.642
. * .	. * .	10 -0.073	-0.067	6.6690	0.672
. .	. * .	11 -0.053	-0.117	6.9948	0.726
. .	. .	12 0.024	-0.026	7.0619	0.794

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.864049	Probability	0.160670
Obs*R-squared	1.939736	Probability	0.379133

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 08/22/10 Time: 16:18
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.003039	0.019328	-0.157253	0.8754
D(FE>=1981)	-0.002957	0.013733	-0.215342	0.8300
D(FE>=1988)	-0.008066	0.015182	-0.531336	0.5964
D(FE>=1996)	-0.002200	0.013826	-0.159108	0.8739
D(FE>=2000)	-0.005086	0.014370	-0.353915	0.7242
MA(1)	0.515557	0.331648	1.554530	0.1234
RESID(-1)	-0.598425	0.349938	-1.710086	0.0905
RESID(-2)	-0.169118	0.196106	-0.862377	0.3907
R-squared	0.018832	Mean dependent var		0.002158
Adjusted R-squared	-0.053464	S.D. dependent var		0.015462
S.E. of regression	0.015870	Akaike info criterion		-5.374293
Sum squared resid	0.023926	Schwarz criterion		-5.169654
Log likelihood	284.7761	Durbin-Watson stat		1.980494

Dependent Variable: D(TMN_K)
Method: Least Squares

Date: 08/22/10 Time: 16:01
Sample(adjusted): 1911 2004
Included observations: 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 46 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.029788	0.022548	1.321129	0.1900
DLOG(GPS_PC)	0.026547	0.009902	2.681077	0.0088
D(FE>=1981)	0.055864	0.013172	4.241156	0.0001
D(FE>=1988)	0.061156	0.014161	4.318539	0.0000
D(FE>=1996)	0.060526	0.013281	4.557288	0.0000
D(FE>=2000)	0.046771	0.013595	3.440365	0.0009
D(FE>=1968)	-0.035411	0.013949	-2.538586	0.0129
MA(1)	-0.582371	0.102944	-5.657157	0.0000
R-squared	0.382933	Mean dependent var		0.004409
Adjusted R-squared	0.332706	S.D. dependent var		0.019425
S.E. of regression	0.015868	Akaike info criterion		-5.367733
Sum squared resid	0.021655	Schwarz criterion		-5.151282
Log likelihood	260.2835	Durbin-Watson stat		2.251896
Inverted MA Roots	.58			

Jarque_Bera: 0.83
Probab: 0.66
Date: 08/22/10 Time: 16:20
Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.166	-0.166	2.6831	
. .	. .	2 0.095	0.069	3.5627	0.059
. .	. .	3 0.076	0.106	4.1416	0.126
. .	. .	4 0.084	0.111	4.8566	0.183
. .	. .	5 0.001	0.018	4.8567	0.302
. .	. .	6 -0.018	-0.043	4.8890	0.430
. .	. .	7 0.143	0.118	7.0006	0.321
. .	. .	8 -0.020	0.020	7.0429	0.424
. .	. .	9 0.012	-0.008	7.0574	0.530
. .	. .	10 -0.047	-0.074	7.2960	0.606
. .	. .	11 -0.012	-0.060	7.3106	0.696
. .	. .	12 0.078	0.083	7.9827	0.715

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.350636	Probability	0.039808
Obs*R-squared	4.512374	Probability	0.104749

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 08/22/10 Time: 16:21
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.007684	0.022231	-0.345667	0.7305
DLOG(GPS_PC)	0.002612	0.009695	0.269375	0.7883
D(FE>=1981)	-0.004162	0.012931	-0.321843	0.7484
D(FE>=1988)	-0.010683	0.014397	-0.742065	0.4601
D(FE>=1996)	-0.003188	0.013031	-0.244671	0.8073
D(FE>=2000)	-0.006137	0.013478	-0.455344	0.6500
D(FE>=1968)	0.001352	0.013606	0.099334	0.9211
MA(1)	0.562182	0.287063	1.958394	0.0535
RESID(-1)	-0.697851	0.313785	-2.223981	0.0288
RESID(-2)	-0.177470	0.193024	-0.919423	0.3605
R-squared	0.048004	Mean dependent var		0.002502
Adjusted R-squared	-0.053996	S.D. dependent var		0.015051
S.E. of regression	0.015451	Akaike info criterion		-5.401934
Sum squared resid	0.020055	Schwarz criterion		-5.131371
Log likelihood	263.8909	Durbin-Watson stat		1.990093

Dependent Variable: D(TMN_K)
Method: Least Squares
Date: 08/22/10 Time: 16:02
Sample(adjusted): 1911 2004
Included observations: 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 29 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.010625	0.021558	0.492867	0.6234
DLOG(GPS_PC)	0.025761	0.009099	2.831393	0.0058
DLOG(MEDICOS)	0.066774	0.023366	2.857721	0.0054
D(FE>=1981)	0.049003	0.012452	3.935212	0.0002
D(FE>=1996)	0.062800	0.011897	5.278583	0.0000
D(FE>=2000)	0.044703	0.012376	3.612029	0.0005
D(FE>=1988)	0.062483	0.013069	4.781099	0.0000
D(FE>=1968)	-0.043834	0.012518	-3.501582	0.0007
MA(1)	-0.678614	0.096259	-7.049842	0.0000
R-squared	0.433831	Mean dependent var		0.004409
Adjusted R-squared	0.380544	S.D. dependent var		0.019425
S.E. of regression	0.015289	Akaike info criterion		-5.432541
Sum squared resid	0.019869	Schwarz criterion		-5.189034
Log likelihood	264.3294	Durbin-Watson stat		2.229787
Inverted MA Roots	.68			

Jarque_Bera: 0.36
Probab: 0.84
Date: 08/22/10 Time: 16:30
Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.126	-0.126	1.5400	
. *	. *	2 0.113	0.098	2.7822	0.095
. .	. *	3 0.047	0.074	3.0003	0.223
. .	. .	4 0.048	0.053	3.2311	0.357
. .	. .	5 0.000	-0.001	3.2311	0.520
. .	. .	6 -0.030	-0.047	3.3254	0.650
. *	. *	7 0.120	0.108	4.8157	0.568
. .	. .	8 -0.017	0.018	4.8450	0.679
. .	. .	9 0.016	-0.004	4.8711	0.771
. .	. .	10 -0.030	-0.043	4.9706	0.837
. .	. .	11 0.013	-0.008	4.9899	0.892
. *	. *	12 0.085	0.098	5.7764	0.888

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.621998	Probability	0.203701
Obs*R-squared	3.398577	Probability	0.182814

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 08/22/10 Time: 16:31
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.005012	0.021600	-0.232031	0.8171
DLOG(GPS_PC)	0.001458	0.009069	0.160720	0.8727
DLOG(MEDICOS)	0.007303	0.023571	0.309843	0.7575
D(FE>=1981)	-0.000869	0.012405	-0.070077	0.9443
D(FE>=1996)	-0.001806	0.011956	-0.151095	0.8803
D(FE>=2000)	-0.003886	0.012482	-0.311288	0.7564
D(FE>=1988)	-0.005759	0.013393	-0.429993	0.6683
D(FE>=1968)	0.001207	0.012445	0.096975	0.9230
MA(1)	0.190078	0.197966	0.960154	0.3398
RESID(-1)	-0.300883	0.227438	-1.322923	0.1895
RESID(-2)	0.003291	0.168579	0.019522	0.9845
R-squared	0.036155	Mean dependent var		-0.000566
Adjusted R-squared	-0.079971	S.D. dependent var		0.014605

S.E. of regression	0.015178	Akaike info criterion	-5.428328
Sum squared resid	0.019121	Schwarz criterion	-5.130708
Log likelihood	266.1314	Durbin-Watson stat	1.989526

Dependent Variable: D(TMN_K)

Method: Least Squares

Date: 08/22/10 Time: 15:59

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 30 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.010684	0.021538	0.496040	0.6212
DLOG(GPS_PC)	0.026357	0.009140	2.883795	0.0050
DLOG(MEDICOS)	0.079840	0.034355	2.323987	0.0225
DLOG(AGUA)	-0.017583	0.031750	-0.553791	0.5812
D(FE>=1981)	0.048810	0.012659	3.855751	0.0002
D(FE>=1996)	0.064689	0.011633	5.560800	0.0000
D(FE>=2000)	0.045360	0.012179	3.724508	0.0004
D(FE>=1988)	0.064895	0.012719	5.102162	0.0000
D(FE>=1968)	-0.044981	0.012179	-3.693358	0.0004
MA(1)	-0.707858	0.094458	-7.493872	0.0000
R-squared	0.435448	Mean dependent var		0.004409
Adjusted R-squared	0.374960	S.D. dependent var		0.019425
S.E. of regression	0.015358	Akaike info criterion		-5.414124
Sum squared resid	0.019812	Schwarz criterion		-5.143561
Log likelihood	264.4638	Durbin-Watson stat		2.202332
Inverted MA Roots	.71			

Jarque_Bera: 0.47

Probab: 0.79

Date: 08/22/10 Time: 16:34

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.110	-0.110	1.1820
. *	. *	2	0.101	0.090	2.1801
. .	. .	3	0.041	0.063	2.3502
. .	. .	4	0.036	0.039	2.4809
. .	. .	5	-0.014	-0.017	2.5005
. .	. .	6	-0.038	-0.053	2.6511
. *	. *	7	0.110	0.103	3.9141
. .	. .	8	-0.021	0.011	3.9599
. .	. .	9	0.006	-0.011	3.9637
. .	. .	10	-0.043	-0.054	4.1611
. .	. .	11	0.009	-0.009	4.1700
. *	. *	12	0.086	0.104	4.9778

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.160508	Probability	0.318419
Obs*R-squared	2.543411	Probability	0.280353

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 08/22/10 Time: 16:34

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.005486	0.021798	-0.251658	0.8019
DLOG(GPS_PC)	0.000968	0.009146	0.105802	0.9160
DLOG(MEDICOS)	0.003255	0.034424	0.094549	0.9249
DLOG(AGUA)	0.003226	0.031767	0.101546	0.9194
D(FE>=1981)	-0.000135	0.012668	-0.010637	0.9915
D(FE>=1996)	-0.001352	0.011776	-0.114781	0.9089
D(FE>=2000)	-0.003233	0.012345	-0.261865	0.7941
D(FE>=1988)	-0.004320	0.013051	-0.331020	0.7415

D(FE>=1968)	0.001046	0.012176	0.085889	0.9318
MA(1)	0.128506	0.180652	0.711344	0.4789
RESID(-1)	-0.225227	0.210529	-1.069817	0.2878
RESID(-2)	0.028364	0.163489	0.173489	0.8627
R-squared	0.027058	Mean dependent var		-0.000319
Adjusted R-squared	-0.103459	S.D. dependent var		0.014592
S.E. of regression	0.015328	Akaike info criterion		-5.399483
Sum squared resid	0.019267	Schwarz criterion		-5.074807
Log likelihood	265.7757	Durbin-Watson stat		1.990099

Dependent Variable: D(TMN_K)

Method: Least Squares

Date: 08/22/10 Time: 16:00

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 28 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.011465	0.021900	0.523538	0.6020
DLOG(GPS_PC)	0.026748	0.009295	2.877549	0.0051
DLOG(MEDICOS)	0.079593	0.034183	2.328471	0.0223
DLOG(AGUA)	-0.016992	0.031950	-0.531834	0.5963
DLOG(GPE_PC)	-0.003273	0.011656	-0.280772	0.7796
D(FE>=1981)	0.048999	0.012668	3.868016	0.0002
D(FE>=1996)	0.065872	0.011750	5.606203	0.0000
D(FE>=2000)	0.045659	0.012141	3.760607	0.0003
D(FE>=1988)	0.065837	0.012667	5.197568	0.0000
D(FE>=1968)	-0.045445	0.012035	-3.776061	0.0003
MA(1)	-0.718493	0.093493	-7.685030	0.0000
R-squared	0.435941	Mean dependent var		0.004409
Adjusted R-squared	0.367983	S.D. dependent var		0.019425
S.E. of regression	0.015443	Akaike info criterion		-5.393723
Sum squared resid	0.019795	Schwarz criterion		-5.096103
Log likelihood	264.5050	Durbin-Watson stat		2.188737
Inverted MA Roots	.72			

Jarque_Bera: 0.49

Probab: 0.78

Date: 08/22/10 Time: 16:38

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA

term(s)	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	. * .	. * .	1 -0.103	-0.103	1.0390	
2	. * .	. * .	2 0.094	0.085	1.9144	0.166
3	. .	. .	3 0.041	0.060	2.0830	0.353
4	. .	. .	4 0.033	0.036	2.1947	0.533
5	. .	. .	5 -0.017	-0.020	2.2237	0.695
6	. .	. .	6 -0.041	-0.055	2.3969	0.792
7	. * .	. * .	7 0.105	0.098	3.5429	0.738
8	. .	. .	8 -0.025	0.005	3.6064	0.824
9	. .	. .	9 -0.001	-0.016	3.6065	0.891
10	. .	. * .	10 -0.051	-0.062	3.8913	0.918
11	. .	. .	11 0.006	-0.011	3.8950	0.952
12	. * .	. * .	12 0.082	0.101	4.6319	0.948

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.981911	Probability	0.379008
Obs*R-squared	2.189909	Probability	0.334555

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 08/22/10 Time: 16:39

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.005465	0.022253	-0.245602	0.8066

DLOG(GPS_PC)	0.000872	0.009320	0.093568	0.9257
DLOG(MEDICOS)	0.003329	0.034359	0.096877	0.9231
DLOG(AGUA)	0.002089	0.032004	0.065263	0.9481
DLOG(GPE_PC)	0.000890	0.011678	0.076182	0.9395
D(FE>=1981)	3.41E-05	0.012708	0.002682	0.9979
D(FE>=1996)	-0.001261	0.011929	-0.105716	0.9161
D(FE>=2000)	-0.002946	0.012331	-0.238881	0.8118
D(FE>=1988)	-0.003818	0.013001	-0.293697	0.7697
D(FE>=1968)	0.000650	0.012049	0.053919	0.9571
MA(1)	0.107682	0.173774	0.619669	0.5372
RESID(-1)	-0.198817	0.204721	-0.971162	0.3344
RESID(-2)	0.034306	0.162168	0.211548	0.8330
R-squared	0.023297	Mean dependent var		-0.000284
Adjusted R-squared	-0.121400	S.D. dependent var		0.014586
S.E. of regression	0.015446	Akaike info criterion		-5.375125
Sum squared resid	0.019326	Schwarz criterion		-5.023393
Log likelihood	265.6309	Durbin-Watson stat		1.991023

Dependent Variable: D(TMN_K)

Method: Least Squares

Date: 08/22/10 Time: 16:00

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 32 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.008911	0.021962	0.405771	0.6860
DLOG(GPS_PC)	0.027251	0.009295	2.931866	0.0044
DLOG(MEDICOS)	0.076172	0.034294	2.221123	0.0291
DLOG(AGUA)	0.004590	0.038144	0.120329	0.9045
DLOG(GPE_PC)	-0.002193	0.011654	-0.188173	0.8512
DLOG(TMC)	-0.041084	0.039646	-1.036287	0.3031
D(FE>=1981)	0.049048	0.012634	3.882321	0.0002
D(FE>=1996)	0.064440	0.011808	5.457051	0.0000
D(FE>=2000)	0.048252	0.012210	3.951946	0.0002
D(FE>=1988)	0.065826	0.012840	5.126784	0.0000
D(FE>=1968)	-0.045418	0.011907	-3.814370	0.0003
MA(1)	-0.721815	0.094621	-7.628516	0.0000
R-squared	0.443367	Mean dependent var		0.004409
Adjusted R-squared	0.368697	S.D. dependent var		0.019425
S.E. of regression	0.015434	Akaike info criterion		-5.385699
Sum squared resid	0.019534	Schwarz criterion		-5.061023
Log likelihood	265.1279	Durbin-Watson stat		2.208151
Inverted MA Roots	.72			

Jarque_Bera: 0.92

Probab: 0.63

Date: 08/22/10 Time: 16:43

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.113	-0.113	1.2464	
. * .	. * .	2 0.099	0.087	2.1996	0.138
. .	. * .	3 0.046	0.068	2.4103	0.300
. .	. .	4 0.043	0.048	2.5997	0.458
. .	. .	5 0.003	0.003	2.6009	0.627
. .	. .	6 -0.040	-0.052	2.7627	0.737
. * .	. * .	7 0.109	0.096	3.9973	0.677
. .	. .	8 -0.034	-0.005	4.1170	0.766
. .	. .	9 -0.024	-0.044	4.1774	0.841
. * .	. * .	10 -0.064	-0.079	4.6186	0.866
. .	. .	11 -0.016	-0.033	4.6474	0.913
. .	. * .	12 0.062	0.080	5.0721	0.928

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.195509	Probability	0.307896
-------------	----------	-------------	----------

Obs*R-squared	2.719108	Probability	0.256775
---------------	----------	-------------	----------

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 08/22/10 Time: 16:44
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.006827	0.022374	-0.305148	0.7610
DLOG(GPS_PC)	0.001366	0.009328	0.146410	0.8840
DLOG(MEDICOS)	0.005578	0.034590	0.161275	0.8723
DLOG(AGUA)	0.005027	0.038195	0.131613	0.8956
DLOG(GPE_PC)	0.001204	0.011654	0.103292	0.9180
DLOG(TMC)	-0.009304	0.040300	-0.230875	0.8180
D(FE>=1981)	0.000705	0.012670	0.055650	0.9558
D(FE>=1996)	-0.001858	0.012002	-0.154815	0.8774
D(FE>=2000)	-0.002718	0.012323	-0.220528	0.8260
D(FE>=1988)	-0.005159	0.013307	-0.387716	0.6993
D(FE>=1968)	0.000301	0.011885	0.025367	0.9798
MA(1)	0.140710	0.181305	0.776096	0.4400
RESID(-1)	-0.242701	0.212574	-1.141721	0.2570
RESID(-2)	0.016026	0.164806	0.097240	0.9228
R-squared	0.028927	Mean dependent var		-0.000142
Adjusted R-squared	-0.128873	S.D. dependent var		0.014492
S.E. of regression	0.015398	Akaike info criterion		-5.372596
Sum squared resid	0.018967	Schwarz criterion		-4.993807
Log likelihood	266.5120	Durbin-Watson stat		1.991937

6) Variable dependiente log(TMI neonatal)

Dependent Variable: DLOG(TMN)
Method: Least Squares
Date: 09/28/10 Time: 09:16
Sample(adjusted): 1902 2004
Included observations: 103 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 14 iterations
Backcast: 1901

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.212739	0.079960	-2.660551	0.0091
D(FE>=1981)	-0.245714	0.056649	-4.337488	0.0000
D(FE>=1988)	-0.219022	0.059918	-3.655388	0.0004
D(FE>=1996)	-0.170240	0.056838	-2.995186	0.0035
D(FE>=2000)	-0.106917	0.057015	-1.875227	0.0638
MA(1)	-0.543880	0.093452	-5.819860	0.0000
R-squared	0.298842	Mean dependent var		-0.013784
Adjusted R-squared	0.262699	S.D. dependent var		0.077600
S.E. of regression	0.066633	Akaike info criterion		-2.522758
Sum squared resid	0.430671	Schwarz criterion		-2.369279
Log likelihood	135.9221	Durbin-Watson stat		2.136612
Inverted MA Roots	.54			

Jarque_Bera: 0.55
Probab: 0.76
Date: 09/28/10 Time: 10:37
Sample: 1902 2004
Included observations: 103
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.* .	.* .	1	-0.088	-0.088	0.8258

. .	. .	2	0.043	0.036	1.0267	0.311
. .	. .	3	0.041	0.048	1.2082	0.547
. *	. *	4	0.145	0.153	3.5030	0.320
. .	. .	5	-0.024	-0.001	3.5679	0.468
. *	. *	6	-0.057	-0.077	3.9360	0.559
. .	. .	7	0.045	0.019	4.1603	0.655
. .	. .	8	0.064	0.057	4.6217	0.706
. *	. *	9	0.103	0.129	5.8540	0.664
. *	. *	10	-0.107	-0.079	7.1745	0.619
. .	. *	11	-0.019	-0.073	7.2191	0.705
. *	. *	12	-0.079	-0.121	7.9641	0.717

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.112509	Probability	0.332977
Obs*R-squared	0.741027	Probability	0.690380

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 10:37

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.009945	0.080238	0.123943	0.9016
D(FE>=1981)	0.010252	0.057005	0.179851	0.8577
D(FE>=1988)	0.024165	0.062004	0.389726	0.6976
D(FE>=1996)	0.005483	0.056932	0.096312	0.9235
D(FE>=2000)	0.009070	0.057296	0.158302	0.8746
MA(1)	0.360172	0.301967	1.192753	0.2359
RESID(-1)	-0.429135	0.321465	-1.334935	0.1851
RESID(-2)	-0.123653	0.186806	-0.661931	0.5096
R-squared	0.007194	Mean dependent var		-0.008129
Adjusted R-squared	-0.065960	S.D. dependent var		0.064463
S.E. of regression	0.066555	Akaike info criterion		-2.507075
Sum squared resid	0.420815	Schwarz criterion		-2.302436
Log likelihood	137.1143	Durbin-Watson stat		1.994830

Dependent Variable: DLOG(TMN)

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 09:32

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 26 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.113562	0.092264	-1.230843	0.2217
DLOG(GPS_PC)	-0.116120	0.040479	-2.868668	0.0052
D(FE>=1981)	-0.245292	0.053580	-4.578095	0.0000
D(FE>=1988)	-0.222351	0.056787	-3.915538	0.0002
D(FE>=1996)	-0.159556	0.053631	-2.975085	0.0038
D(FE>=2000)	-0.112036	0.053584	-2.090851	0.0395
D(FE>=1968)	0.159283	0.056506	2.818873	0.0060
MA(1)	-0.599625	0.098350	-6.096869	0.0000
R-squared	0.385971	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.335992	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.065204	Akaike info criterion		-2.541313
Sum squared resid	0.365639	Schwarz criterion		-2.324863
Log likelihood	127.4417	Durbin-Watson stat		2.246558
Inverted MA Roots	.60			

Jarque_Bera: 0.67

Probab: 0.72

Date: 09/28/10 Time: 10:39

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
-----------------	---------------------	----	-----	--------	------

. * .	. * .	1	-0.154	-0.154	2.2867	
. *	. *	2	0.088	0.066	3.0417	0.081
. .	. .	3	0.035	0.060	3.1667	0.205
. *	. *	4	0.147	0.160	5.3439	0.148
. .	. .	5	-0.045	-0.007	5.5477	0.236
. .	. * .	6	-0.031	-0.069	5.6476	0.342
. *	. .	7	0.084	0.058	6.3781	0.382
. .	. .	8	-0.028	-0.019	6.4596	0.487
. .	. .	9	0.002	-0.001	6.4600	0.596
. * .	. * .	10	-0.068	-0.065	6.9619	0.641
. .	. .	11	0.043	0.002	7.1623	0.710
. .	. .	12	-0.026	0.001	7.2375	0.780

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.420322	Probability	0.095069
Obs*R-squared	2.865532	Probability	0.238648

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 10:40

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.029895	0.091990	0.324981	0.7460
DLOG(GPS_PC)	-0.009700	0.040072	-0.242053	0.8093
D(FE>=1981)	0.016589	0.053258	0.311486	0.7562
D(FE>=1988)	0.034593	0.058109	0.595307	0.5532
D(FE>=1996)	0.007327	0.053005	0.138223	0.8904
D(FE>=2000)	0.011425	0.052999	0.215577	0.8298
D(FE>=1968)	-0.004772	0.055675	-0.085713	0.9319
MA(1)	0.421137	0.264218	1.593900	0.1147
RESID(-1)	-0.544115	0.292687	-1.859035	0.0665
RESID(-2)	-0.124729	0.184315	-0.676715	0.5004
R-squared	0.030484	Mean dependent var		-0.009813
Adjusted R-squared	-0.073392	S.D. dependent var		0.061921
S.E. of regression	0.064154	Akaike info criterion		-2.554788
Sum squared resid	0.345717	Schwarz criterion		-2.284224
Log likelihood	130.0750	Durbin-Watson stat		2.004166

Dependent Variable: DLOG(TMN)

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 09:33

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 15 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.033099	0.087242	-0.379387	0.7053
DLOG(GPS_PC)	-0.110796	0.036643	-3.023676	0.0033
DLOG(MEDICOS)	-0.280603	0.090127	-3.113409	0.0025
D(FE>=1981)	-0.216826	0.049716	-4.361284	0.0000
D(FE>=1996)	-0.160633	0.047140	-3.407547	0.0010
D(FE>=2000)	-0.098238	0.047869	-2.052224	0.0432
D(FE>=1988)	-0.224011	0.051185	-4.376546	0.0000
D(FE>=1968)	0.196921	0.049613	3.969162	0.0002
MA(1)	-0.705553	0.089689	-7.866641	0.0000
R-squared	0.443308	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.390913	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.062450	Akaike info criterion		-2.618067
Sum squared resid	0.331496	Schwarz criterion		-2.374560
Log likelihood	132.0491	Durbin-Watson stat		2.208375
Inverted MA Roots	.71			

Jarque_Bera: 0.12

Probab: 0.94

Date: 09/28/10 Time: 10:42

Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.110	-0.110	1.1666	
. .	. .	2	0.111	0.100	2.3734	0.123
. .	. .	3	0.003	0.026	2.3746	0.305
. .	. .	4	0.104	0.098	3.4624	0.326
. .	. .	5	-0.052	-0.036	3.7374	0.443
. .	. .	6	-0.054	-0.087	4.0375	0.544
. .	. .	7	0.053	0.045	4.3235	0.633
. .	. .	8	-0.027	-0.011	4.4006	0.733
. .	. .	9	0.006	0.004	4.4042	0.819
. .	. .	10	-0.042	-0.029	4.5941	0.868
. .	. .	11	0.063	0.041	5.0286	0.889
. .	. .	12	-0.020	0.001	5.0740	0.928

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.103685	Probability	0.336464
Obs*R-squared	2.170309	Probability	0.337850

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 10:42

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.018959	0.088066	0.215285	0.8301
DLOG(GPS_PC)	-0.005017	0.036761	-0.136465	0.8918
DLOG(MEDICOS)	-0.021063	0.091564	-0.230034	0.8186
D(FE>=1981)	0.004596	0.049812	0.092259	0.9267
D(FE>=1996)	0.002245	0.047395	0.047374	0.9623
D(FE>=2000)	0.007308	0.048061	0.152061	0.8795
D(FE>=1988)	0.015161	0.052494	0.288816	0.7734
D(FE>=1968)	-0.003554	0.049613	-0.071638	0.9431
MA(1)	0.094800	0.173540	0.546271	0.5863
RESID(-1)	-0.187443	0.206598	-0.907282	0.3669
RESID(-2)	0.053305	0.157898	0.337594	0.7365
R-squared	0.023088	Mean dependent var		0.003189
Adjusted R-squared	-0.094612	S.D. dependent var		0.059617
S.E. of regression	0.062374	Akaike info criterion		-2.601761
Sum squared resid	0.322909	Schwarz criterion		-2.304141
Log likelihood	133.2828	Durbin-Watson stat		1.998476

Dependent Variable: DLOG(TMN)

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 10:43

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 17 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.037535	0.087331	-0.429798	0.6684
DLOG(GPS_PC)	-0.113733	0.036628	-3.105100	0.0026
DLOG(MEDICOS)	-0.357000	0.134833	-2.647711	0.0097
DLOG(AGUA)	0.097054	0.123579	0.785358	0.4345
D(FE>=1981)	-0.212713	0.050560	-4.207147	0.0001
D(FE>=1996)	-0.165940	0.045807	-3.622578	0.0005
D(FE>=2000)	-0.099730	0.046932	-2.124992	0.0365
D(FE>=1988)	-0.231727	0.049228	-4.707203	0.0000
D(FE>=1968)	0.203009	0.047842	4.243279	0.0001
MA(1)	-0.737280	0.086837	-8.490392	0.0000
R-squared	0.446743	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.387465	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.062626	Akaike info criterion		-2.602979
Sum squared resid	0.329451	Schwarz criterion		-2.332416

Log likelihood	132.3400	Durbin-Watson stat	2.171774
Inverted MA Roots	.74		

Jarque_Bera: 0.09
 Probab: 0.95
 Date: 09/28/10 Time: 10:48
 Sample: 1911 2004
 Included observations: 94
 Q-statistic probabilities
 adjusted for 1 ARMA
 term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.089	-0.089	0.7631	
. * .	. * .	2 0.105	0.098	1.8417	0.175
. .	. .	3 0.004	0.022	1.8434	0.398
. * .	. * .	4 0.094	0.087	2.7283	0.435
. * .	. * .	5 -0.067	-0.057	3.1902	0.527
. * .	. * .	6 -0.065	-0.095	3.6221	0.605
. .	. .	7 0.040	0.037	3.7911	0.705
. .	. .	8 -0.032	-0.016	3.9016	0.791
. .	. .	9 -0.003	0.000	3.9024	0.866
. .	. .	10 -0.051	-0.039	4.1789	0.899
. .	. .	11 0.061	0.039	4.5795	0.917
. .	. .	12 -0.014	0.007	4.6013	0.949

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.786608	Probability	0.458792
Obs*R-squared	1.697769	Probability	0.427892

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/10 Time: 10:49
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.018044	0.089101	0.202510	0.8400
DLOG(GPS_PC)	-0.003364	0.036827	-0.091344	0.9274
DLOG(MEDICOS)	-0.010220	0.135946	-0.075177	0.9403
DLOG(AGUA)	-0.004934	0.123947	-0.039803	0.9683
D(FE>=1981)	0.002388	0.050809	0.046997	0.9626
D(FE>=1996)	0.000228	0.046237	0.004935	0.9961
D(FE>=2000)	0.006081	0.047304	0.128559	0.8980
D(FE>=1988)	0.009566	0.050367	0.189920	0.8498
D(FE>=1968)	-0.002647	0.048024	-0.055127	0.9562
MA(1)	0.041893	0.156250	0.268118	0.7893
RESID(-1)	-0.117337	0.190823	-0.614902	0.5403
RESID(-2)	0.081114	0.152855	0.530660	0.5971
R-squared	0.018061	Mean dependent var		0.001650
Adjusted R-squared	-0.113662	S.D. dependent var		0.059496
S.E. of regression	0.062786	Akaike info criterion		-2.579430
Sum squared resid	0.323249	Schwarz criterion		-2.254754
Log likelihood	133.2332	Durbin-Watson stat		2.000773

Dependent Variable: DLOG(TMN)
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/10 Time: 09:35
 Sample(adjusted): 1911 2004
 Included observations: 94 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 18 iterations
 Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.041850	0.088887	-0.470825	0.6390
DLOG(GPS_PC)	-0.115049	0.037181	-3.094313	0.0027
DLOG(MEDICOS)	-0.355002	0.134639	-2.636707	0.0100
DLOG(AGUA)	0.091737	0.125326	0.731989	0.4662
DLOG(GPE_PC)	0.014169	0.046269	0.306220	0.7602
D(FE>=1981)	-0.212801	0.050691	-4.197980	0.0001
D(FE>=1996)	-0.169463	0.046279	-3.661781	0.0004

D(FE>=2000)	-0.100362	0.046881	-2.140798	0.0352
D(FE>=1988)	-0.234036	0.049056	-4.770770	0.0000
D(FE>=1968)	0.204509	0.047239	4.329277	0.0000
MA(1)	-0.745645	0.085798	-8.690726	0.0000
R-squared	0.447332	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.380746	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.062969	Akaike info criterion		-2.582768
Sum squared resid	0.329100	Schwarz criterion		-2.285149
Log likelihood	132.3901	Durbin-Watson stat		2.158691
Inverted MA Roots	.75			

Jarque_Bera: 0.09

Probab: 0.95

Date: 09/28/10 Time: 10:51

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.082	-0.082	0.6532
. .	. .	2	0.101	0.095	1.6494
. .	. .	3	0.006	0.021	1.6528
. .	. .	4	0.093	0.086	2.5125
. .	. .	5	-0.070	-0.060	3.0033
. .	. .	6	-0.069	-0.098	3.4894
. .	. .	7	0.036	0.033	3.6223
. .	. .	8	-0.036	-0.020	3.7580
. .	. .	9	-0.008	-0.004	3.7649
. .	. .	10	-0.058	-0.046	4.1221
. .	. .	11	0.057	0.036	4.4742
. .	. .	12	-0.018	0.003	4.5105

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.688549	Probability	0.505220
Obs*R-squared	1.512607	Probability	0.469398

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 10:51

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.017023	0.090946	0.187173	0.8520
DLOG(GPS_PC)	-0.003166	0.037429	-0.084600	0.9328
DLOG(MEDICOS)	-0.009430	0.136086	-0.069297	0.9449
DLOG(AGUA)	-0.002889	0.125848	-0.022958	0.9817
DLOG(GPE_PC)	-0.001673	0.046527	-0.035951	0.9714
D(FE>=1981)	0.001973	0.051026	0.038660	0.9693
D(FE>=1996)	-6.94E-05	0.046811	-0.001482	0.9988
D(FE>=2000)	0.005712	0.047314	0.120732	0.9042
D(FE>=1988)	0.008359	0.050163	0.166633	0.8681
D(FE>=1968)	-0.001704	0.047439	-0.035917	0.9714
MA(1)	0.029862	0.151167	0.197547	0.8439
RESID(-1)	-0.099891	0.187062	-0.534001	0.5948
RESID(-2)	0.085156	0.152134	0.559746	0.5772
R-squared	0.016092	Mean dependent var		0.001492
Adjusted R-squared	-0.129673	S.D. dependent var		0.059468
S.E. of regression	0.063206	Akaike info criterion		-2.557073
Sum squared resid	0.323599	Schwarz criterion		-2.205341
Log likelihood	133.1825	Durbin-Watson stat		2.001534

Dependent Variable: DLOG(TMN)

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 09:36

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 17 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.032954	0.089504	-0.368187	0.7137
DLOG(GPS_PC)	-0.116848	0.037365	-3.127210	0.0024
DLOG(MEDICOS)	-0.340237	0.136008	-2.501599	0.0144
DLOG(AGUA)	0.011334	0.152229	0.074453	0.9408
DLOG(GPE_PC)	0.009100	0.046608	0.195242	0.8457
DLOG(TMC)	0.147474	0.159137	0.926715	0.3568
D(FE>=1981)	-0.212479	0.050717	-4.189530	0.0001
D(FE>=1996)	-0.162988	0.046863	-3.477930	0.0008
D(FE>=2000)	-0.109452	0.047540	-2.302315	0.0239
D(FE>=1988)	-0.232853	0.049958	-4.661011	0.0000
D(FE>=1968)	0.204255	0.047074	4.339043	0.0000
MA(1)	-0.745352	0.088010	-8.468944	0.0000
R-squared	0.453267	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.379925	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.063010	Akaike info criterion		-2.572289
Sum squared resid	0.325566	Schwarz criterion		-2.247613
Log likelihood	132.8976	Durbin-Watson stat		2.182022
Inverted MA Roots	.75			

Jarque_Bera: 0.11
Probab: 0.94
Date: 09/28/10 Time: 10:53
Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.094	-0.094	0.8491	
. * .	. * .	2 0.103	0.095	1.8860	0.170
. .	. .	3 0.010	0.028	1.8964	0.387
. * .	. * .	4 0.105	0.100	2.9956	0.392
. .	. .	5 -0.048	-0.034	3.2250	0.521
. * .	. * .	6 -0.061	-0.091	3.6113	0.607
. .	. .	7 0.043	0.034	3.8032	0.703
. .	. .	8 -0.042	-0.029	3.9867	0.781
. .	. .	9 -0.027	-0.029	4.0641	0.851
. * .	. .	10 -0.067	-0.055	4.5396	0.872
. .	. .	11 0.039	0.022	4.7057	0.910
. .	. .	12 -0.035	-0.011	4.8428	0.939

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.816909	Probability	0.445446
Obs*R-squared	1.855545	Probability	0.395434

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/28/10 Time: 10:53
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.022399	0.092273	0.242746	0.8088
DLOG(GPS_PC)	-0.004404	0.037678	-0.116886	0.9072
DLOG(MEDICOS)	-0.015387	0.137934	-0.111555	0.9115
DLOG(AGUA)	-0.012537	0.153114	-0.081878	0.9349
DLOG(GPE_PC)	-0.003185	0.046853	-0.067983	0.9460
DLOG(TMC)	0.026109	0.163966	0.159234	0.8739
D(FE>=1981)	0.000389	0.051048	0.007614	0.9939
D(FE>=1996)	0.001877	0.047502	0.039517	0.9686
D(FE>=2000)	0.004814	0.047811	0.100683	0.9201
D(FE>=1988)	0.012406	0.051639	0.240242	0.8108
D(FE>=1968)	-0.001186	0.047187	-0.025144	0.9800
MA(1)	0.061452	0.162459	0.378261	0.7062
RESID(-1)	-0.143378	0.197803	-0.724852	0.4707
RESID(-2)	0.064698	0.156004	0.414719	0.6795

R-squared	0.019740	Mean dependent var	0.000984
Adjusted R-squared	-0.139552	S.D. dependent var	0.059159
S.E. of regression	0.063152	Akaike info criterion	-2.549953
Sum squared resid	0.319050	Schwarz criterion	-2.171164
Log likelihood	133.8478	Durbin-Watson stat	2.001950

4.2.2 Con rezagos

1) Variable dependiente TMI_k

Dependent Variable: D(TMI_K)
Method: Least Squares
Date: 06/13/10 Time: 12:37
Sample(adjusted): 1907 2005
Included observations: 99 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 9 iterations
Backcast: 1906

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.067349	0.023146	2.909777	0.0045
D(FE>=1944)	0.046334	0.016128	2.872937	0.0050
D(FE>=1982)	0.035767	0.016626	2.151285	0.0340
D(FE>=1987)	0.058074	0.016300	3.562843	0.0006
MA(1)	-0.407341	0.098778	-4.123799	0.0001
R-squared	0.204756	Mean dependent var		0.004389
Adjusted R-squared	0.170915	S.D. dependent var		0.019313
S.E. of regression	0.017585	Akaike info criterion		-5.194332
Sum squared resid	0.029069	Schwarz criterion		-5.063265
Log likelihood	262.1194	Durbin-Watson stat		2.019949
Inverted MA Roots	.41			

Jarque_Bera: 3.63
Probab: 0.16
Date: 06/13/10 Time: 12:37
Sample: 1907 2005
Included observations: 99
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.055	-0.055	0.3128	
. .	. .	2 -0.009	-0.013	0.3220	0.570
. .	. .	3 0.019	0.018	0.3610	0.835
. * .	. .	4 -0.058	-0.056	0.7129	0.870
. .	. .	5 -0.038	-0.045	0.8698	0.929
. .	. .	6 -0.047	-0.054	1.1106	0.953
. .	. .	7 0.052	0.048	1.4024	0.966
. *	. *	8 0.141	0.146	3.5956	0.825
. *	. *	9 0.142	0.163	5.8328	0.666
. *	. *	10 0.117	0.141	7.3824	0.597
. * .	. .	11 -0.070	-0.052	7.9381	0.635
. .	. .	12 -0.031	-0.032	8.0467	0.709

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.151680	Probability	0.859478
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 06/13/10 Time: 12:38
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.003452	0.024554	-0.140583	0.8885
D(FE>=1944)	0.000696	0.016353	0.042580	0.9661
D(FE>=1982)	-0.001996	0.017170	-0.116231	0.9077
D(FE>=1987)	0.000231	0.016460	0.014054	0.9888

MA(1)	0.301062	0.633729	0.475064	0.6359
RESID(-1)	-0.319532	0.645594	-0.494943	0.6218
RESID(-2)	-0.097961	0.277605	-0.352879	0.7250
R-squared	-0.034843	Mean dependent var		0.003289
Adjusted R-squared	-0.102333	S.D. dependent var		0.016902
S.E. of regression	0.017746	Akaike info criterion		-5.157220
Sum squared resid	0.028973	Schwarz criterion		-4.973726
Log likelihood	262.2824	Durbin-Watson stat		1.987834

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 06/13/10 Time: 13:37

Sample(adjusted): 1911 2005

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 11 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.057387	0.022989	2.496297	0.0144
DLOG(GPS_PC)	0.027795	0.009469	2.935304	0.0042
D(FE>=1944)	0.044813	0.015467	2.897223	0.0047
D(FE>=1982)	0.039076	0.015915	2.455327	0.0160
D(FE>=1987)	0.052401	0.015760	3.324828	0.0013
MA(1)	-0.439116	0.100262	-4.379701	0.0000
R-squared	0.266670	Mean dependent var		0.004680
Adjusted R-squared	0.225472	S.D. dependent var		0.019440
S.E. of regression	0.017109	Akaike info criterion		-5.237387
Sum squared resid	0.026051	Schwarz criterion		-5.076090
Log likelihood	254.7759	Durbin-Watson stat		2.049515
Inverted MA Roots	.44			

Jarque_Bera: 3.54

Prob: 0.17

Date: 06/13/10 Time: 13:41

Sample: 1911 2005

Included observations: 95

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.056	-0.056	0.3048	
. .	. .	2 0.033	0.030	0.4100	0.522
. .	. .	3 0.027	0.030	0.4825	0.786
. .	. .	4 0.009	0.011	0.4910	0.921
. .	. .	5 -0.050	-0.051	0.7436	0.946
. .	. .	6 -0.019	-0.026	0.7821	0.978
. *	. *	7 0.092	0.093	1.6725	0.947
. *	. *	8 0.078	0.095	2.3248	0.940
. *	. *	9 0.128	0.137	4.0804	0.850
. *	. *	10 0.093	0.101	5.0156	0.833
. .	. .	11 -0.047	-0.053	5.2608	0.873
. .	. .	12 -0.002	-0.018	5.2614	0.918

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.234291	Probability	0.791629
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/13/10 Time: 13:42

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.001305	0.023840	-0.054738	0.9565
DLOG(GPS_PC)	-0.000386	0.009595	-0.040225	0.9680
D(FE>=1944)	0.001170	0.015696	0.074549	0.9407
D(FE>=1982)	-0.001735	0.016353	-0.106112	0.9157
D(FE>=1987)	0.000602	0.015925	0.037772	0.9700
MA(1)	0.166881	0.503697	0.331312	0.7412
RESID(-1)	-0.198218	0.522101	-0.379654	0.7051

RESID(-2)	-0.015050	0.245205	-0.061376	0.9512
R-squared	-0.019392	Mean dependent var		0.002580
Adjusted R-squared	-0.101412	S.D. dependent var		0.016444
S.E. of regression	0.017258	Akaike info criterion		-5.200654
Sum squared resid	0.025911	Schwarz criterion		-4.985590
Log likelihood	255.0311	Durbin-Watson stat		1.989534

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 06/13/10 Time: 13:55

Sample(adjusted): 1911 2005

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 9 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.025067	0.008698	2.881998	0.0050
DLOG(PBI_PC(-5))	0.032541	0.022124	1.470849	0.1449
DLOG(MEDICOS(-5))	0.112458	0.033833	3.323890	0.0013
D(FE>=1944)	0.038927	0.014143	2.752344	0.0072
D(FE>=1987)	0.038935	0.015090	2.580177	0.0115
D(FE>=1982)	0.025548	0.015216	1.679016	0.0967
MA(1)	-0.536799	0.095547	-5.618169	0.0000
R-squared	0.340071	Mean dependent var		0.004680
Adjusted R-squared	0.295076	S.D. dependent var		0.019440
S.E. of regression	0.016322	Akaike info criterion		-5.321799
Sum squared resid	0.023443	Schwarz criterion		-5.133619
Log likelihood	259.7855	Durbin-Watson stat		2.012637
Inverted MA Roots	.54			

Jarque-Bera: 2,52

Prob: 0,28

Date: 06/13/10 Time: 14:01

Sample: 1911 2005

Included observations: 95

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.016	-0.016	0.0259	
. .	. .	2 0.010	0.010	0.0357	0.850
. .	. .	3 0.027	0.027	0.1065	0.948
. .	. .	4 0.013	0.014	0.1243	0.989
. * .	. * .	5 -0.066	-0.066	0.5707	0.966
. .	. .	6 -0.031	-0.034	0.6679	0.985
. *	. *	7 0.091	0.091	1.5367	0.957
. * .	. * .	8 0.089	0.098	2.3792	0.936
. *	. *	9 0.148	0.157	4.7386	0.785
. * .	. * .	10 0.104	0.106	5.9119	0.749
. * .	. * .	11 -0.058	-0.069	6.2843	0.791
. .	. .	12 -0.012	-0.022	6.3001	0.853

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.022906	Probability	0.977360
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/13/10 Time: 14:01

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	1.97E-05	0.008796	0.002242	0.9982
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.000416	0.022915	-0.018168	0.9855
DLOG(MEDICOS(-5))	0.000680	0.034816	0.019538	0.9845
D(FE>=1944)	0.000491	0.014486	0.033898	0.9730
D(FE>=1987)	0.000229	0.015334	0.014919	0.9881
D(FE>=1982)	-0.000467	0.015650	-0.029818	0.9763
MA(1)	0.041472	0.328447	0.126267	0.8998
RESID(-1)	-0.053236	0.347224	-0.153319	0.8785

RESID(-2)	-0.006890	0.204950	-0.033619	0.9733
R-squared	-0.003238	Mean dependent var		-0.000963
Adjusted R-squared	-0.096563	S.D. dependent var		0.015763
S.E. of regression	0.016506	Akaike info criterion		-5.280226
Sum squared resid	0.023431	Schwarz criterion		-5.038280
Log likelihood	259.8107	Durbin-Watson stat		1.990876

Dependent Variable: D(TMI_K)
Method: Least Squares
Date: 06/13/10 Time: 14:08
Sample(adjusted): 1911 2005
Included observations: 95 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 10 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.029762	0.008967	3.319090	0.0013
DLOG(PBI_PC(-5))	0.040096	0.022129	1.811961	0.0734
DLOG(MEDICOS(-5))	0.191286	0.041730	4.583864	0.0000
DLOG(AGUA(-2))	-0.074724	0.035912	-2.080777	0.0404
D(FE>=1987)	0.032505	0.015110	2.151272	0.0342
D(FE>=1944)	0.038856	0.013916	2.792231	0.0064
MA(1)	-0.548174	0.092719	-5.912227	0.0000
R-squared	0.349220	Mean dependent var		0.004680
Adjusted R-squared	0.304848	S.D. dependent var		0.019440
S.E. of regression	0.016208	Akaike info criterion		-5.335759
Sum squared resid	0.023118	Schwarz criterion		-5.147578
Log likelihood	260.4485	Durbin-Watson stat		1.946542
Inverted MA Roots	.55			

Jarque-Bera: 1,18
Prob: 0,55
Date: 06/13/10 Time: 14:12
Sample: 1911 2005
Included observations: 95
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.021	0.021	0.0445	
. .	. .	2 -0.013	-0.013	0.0612	0.805
. .	. .	3 -0.023	-0.023	0.1156	0.944
. .	. .	4 0.000	0.001	0.1156	0.990
. * .	. * .	5 -0.115	-0.116	1.4729	0.831
. .	. .	6 -0.035	-0.031	1.5975	0.902
. *	. *	7 0.067	0.066	2.0650	0.914
. * .	. .	8 0.073	0.065	2.6240	0.917
. *	. *	9 0.115	0.116	4.0507	0.853
. * .	. .	10 0.074	0.065	4.6433	0.864
. * .	. * .	11 -0.086	-0.094	5.4614	0.858
. .	. .	12 -0.026	-0.006	5.5359	0.902

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.112155	Probability	0.894036
Obs*R-squared	0.229315	Probability	0.891671

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 06/13/10 Time: 14:13
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.000458	0.009115	0.050192	0.9601
DLOG(PBI_PC(-5))	0.002085	0.022960	0.090788	0.9279
DLOG(MEDICOS(-5))	0.001419	0.042264	0.033565	0.9733
DLOG(AGUA(-2))	-0.004212	0.037582	-0.112078	0.9110
D(FE>=1987)	-0.000289	0.015359	-0.018812	0.9850
D(FE>=1944)	-0.000690	0.014178	-0.048656	0.9613
MA(1)	-0.132168	0.322721	-0.409541	0.6832
RESID(-1)	0.154849	0.341342	0.453646	0.6512

RESID(-2)	0.058902	0.208813	0.282083	0.7786
R-squared	0.002414	Mean dependent var		-0.000214
Adjusted R-squared	-0.090385	S.D. dependent var		0.015681
S.E. of regression	0.016374	Akaike info criterion		-5.296258
Sum squared resid	0.023058	Schwarz criterion		-5.054312
Log likelihood	260.5723	Durbin-Watson stat		1.986869

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 07/03/10 Time: 13:08

Sample(adjusted): 1919 2005

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 10 iterations

Backcast: 1918

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.029955	0.009491	3.156050	0.0023
DLOG(PBI_PC(-5))	0.031325	0.024003	1.305029	0.1957
DLOG(MEDICOS(-5))	0.219690	0.054601	4.023571	0.0001
DLOG(AGUA(-2))	-0.111346	0.055297	-2.013580	0.0475
DLOG(GPE_PC(-8))	0.014015	0.013625	1.028678	0.3068
D(FE>=1944)	0.036659	0.014322	2.559730	0.0124
D(FE>=1987)	0.030091	0.015628	1.925411	0.0578
MA(1)	-0.481224	0.107563	-4.473888	0.0000
R-squared	0.360529	Mean dependent var		0.005125
Adjusted R-squared	0.303867	S.D. dependent var		0.019004
S.E. of regression	0.015856	Akaike info criterion		-5.363117
Sum squared resid	0.019861	Schwarz criterion		-5.136367
Log likelihood	241.2956	Durbin-Watson stat		1.986807
Inverted MA Roots	.48			

Jarque-Bera: 1.58

Prob: 0.45

Date: 07/03/10 Time: 13:19

Sample: 1919 2005

Included observations: 87

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.001	-0.001	6.E-05	
. .	. .	2 0.031	0.031	0.0856	0.770
. .	. .	3 -0.003	-0.003	0.0865	0.958
. .	. .	4 -0.044	-0.045	0.2653	0.966
. * .	. * .	5 -0.149	-0.150	2.3693	0.668
. .	. .	6 -0.048	-0.048	2.5884	0.763
. *	. *	7 0.089	0.100	3.3602	0.762
. .	. .	8 0.021	0.025	3.4045	0.845
. .	. .	9 0.055	0.037	3.7041	0.883
. *	. *	10 0.136	0.112	5.5643	0.783
. * .	. * .	11 -0.080	-0.091	6.2183	0.797
. .	. .	12 -0.037	-0.023	6.3628	0.848

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.167787	Probability	0.845842
Obs*R-squared	0.377134	Probability	0.828145

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 07/03/10 Time: 13:17

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.000451	0.009714	0.046381	0.9631
DLOG(PBI_PC(-5))	0.003193	0.024983	0.127816	0.8986
DLOG(MEDICOS(-5))	0.003466	0.055799	0.062118	0.9506
DLOG(AGUA(-2))	-0.008703	0.058491	-0.148796	0.8821
DLOG(GPE_PC(-8))	0.000796	0.013912	0.057202	0.9545
D(FE>=1944)	0.000217	0.014550	0.014908	0.9881

D(FE>=1987)	0.000154	0.016017	0.009612	0.9924
MA(1)	-0.235910	0.469797	-0.502154	0.6170
RESID(-1)	0.239722	0.488342	0.490890	0.6249
RESID(-2)	0.147210	0.254200	0.579111	0.5642
R-squared	0.004335	Mean dependent var		-3.15E-05
Adjusted R-squared	-0.112042	S.D. dependent var		0.015197
S.E. of regression	0.016026	Akaike info criterion		-5.321488
Sum squared resid	0.019775	Schwarz criterion		-5.038051
Log likelihood	241.4847	Durbin-Watson stat		1.991382

Dependent Variable: D(TMI_K)
Method: Least Squares
Date: 07/03/10 Time: 13:23
Sample(adjusted): 1919 2005
Included observations: 87 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 10 iterations
Backcast: 1918

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.030002	0.009629	3.115771	0.0026
DLOG(PBI_PC(-5))	0.031714	0.024752	1.281258	0.2039
DLOG(MEDICOS(-5))	0.220423	0.056347	3.911863	0.0002
DLOG(AGUA(-2))	-0.113903	0.069376	-1.641812	0.1047
DLOG(TMC(-8))	0.003581	0.057496	0.062285	0.9505
DLOG(GPE_PC(-8))	0.014130	0.013792	1.024518	0.3088
D(FE>=1944)	0.036542	0.014483	2.523043	0.0137
D(FE>=1987)	0.030184	0.015832	1.906591	0.0603
MA(1)	-0.479411	0.111132	-4.313883	0.0000
R-squared	0.360561	Mean dependent var		0.005125
Adjusted R-squared	0.294977	S.D. dependent var		0.019004
S.E. of regression	0.015957	Akaike info criterion		-5.340178
Sum squared resid	0.019860	Schwarz criterion		-5.085084
Log likelihood	241.2977	Durbin-Watson stat		1.986675
Inverted MA Roots	.48			

Jarque_Bera: 1.57
Prob: 0.45
Date: 07/03/10 Time: 13:25
Sample: 1919 2005
Included observations: 87
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.001	-0.001	6.E-05	
. .	. .	2 0.030	0.030	0.0817	0.775
. .	. .	3 -0.003	-0.003	0.0827	0.960
. .	. .	4 -0.043	-0.044	0.2531	0.969
* .	* .	5 -0.149	-0.150	2.3590	0.670
. .	. .	6 -0.048	-0.047	2.5759	0.765
* .	* .	7 0.089	0.100	3.3433	0.765
. .	. .	8 0.022	0.025	3.3891	0.847
. .	. .	9 0.056	0.038	3.6992	0.883
* .	* .	10 0.137	0.113	5.5746	0.782
* .	* .	11 -0.080	-0.092	6.2292	0.796
. .	. .	12 -0.037	-0.023	6.3692	0.848

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.160695	Probability	0.851841
Obs*R-squared	0.365420	Probability	0.833010

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 07/03/10 Time: 13:26
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	0.000492	0.009858	0.049871	0.9604

DLOG(PBI_PC(-5))	0.003341	0.025794	0.129515	0.8973
DLOG(MEDICOS(-5))	0.003962	0.057653	0.068718	0.9454
DLOG(AGUA(-2))	-0.010310	0.072843	-0.141535	0.8878
DLOG(TMC(-8))	0.002307	0.058289	0.039573	0.9685
DLOG(GPE_PC(-8))	0.000846	0.014098	0.060026	0.9523
D(FE>=1944)	0.000178	0.014710	0.012108	0.9904
D(FE>=1987)	0.000217	0.016237	0.013368	0.9894
MA(1)	-0.234250	0.477129	-0.490957	0.6249
RESID(-1)	0.238946	0.496182	0.481568	0.6315
RESID(-2)	0.145972	0.257560	0.566748	0.5726
R-squared	0.004200	Mean dependent var		-4.97E-05
Adjusted R-squared	-0.126826	S.D. dependent var		0.015196
S.E. of regression	0.016131	Akaike info criterion		-5.298421
Sum squared resid	0.019776	Schwarz criterion		-4.986639
Log likelihood	241.4813	Durbin-Watson stat		1.990808

2) Variable dependiente log(TMI)

Dependent Variable: DLOG(TMI)

Method: Least Squares

Date: 08/15/10 Time: 14:49

Sample(adjusted): 1907 2005

Included observations: 99 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 10 iterations

Backcast: 1906

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.337423	0.111775	-3.018774	0.0033
D(FE>=1944)	-0.260873	0.077172	-3.380423	0.0011
D(FE>=1982)	-0.183938	0.080435	-2.286792	0.0245
D(FE>=1987)	-0.280102	0.077913	-3.595063	0.0005
MA(1)	-0.471447	0.095777	-4.922341	0.0000
R-squared	0.236198	Mean dependent var		-0.020443
Adjusted R-squared	0.203696	S.D. dependent var		0.097633
S.E. of regression	0.087124	Akaike info criterion		-1.993787
Sum squared resid	0.713513	Schwarz criterion		-1.862721
Log likelihood	103.6925	Durbin-Watson stat		1.998421
Inverted MA Roots	.47			

Jarque_Bera: 4.28

Prob: 0,12

Date: 09/16/10 Time: 14:02

Sample: 1907 2005

Included observations: 99

Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.037	-0.037	0.1396	
. .	. .	2 -0.030	-0.032	0.2350	0.628
. .	. .	3 0.007	0.005	0.2404	0.887
* .	* .	4 -0.070	-0.071	0.7593	0.859
* .	* .	5 -0.062	-0.067	1.1680	0.883
* .	* .	6 -0.068	-0.078	1.6624	0.894
. .	. .	7 0.044	0.035	1.8760	0.931
. *	. *	8 0.122	0.118	3.5204	0.833
. *	. *	9 0.148	0.158	5.9529	0.653
. *	. *	10 0.109	0.127	7.2959	0.606
* .	* .	11 -0.082	-0.065	8.0509	0.624
. .	. .	12 -0.052	-0.046	8.3597	0.681

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.016872	Probability	0.983273
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 14:02

Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.007107	0.119545	0.059453	0.9527
D(FE>=1944)	-0.000336	0.078325	-0.004290	0.9966
D(FE>=1982)	0.003482	0.083675	0.041609	0.9669
D(FE>=1987)	0.000112	0.078805	0.001420	0.9989
MA(1)	0.082620	0.460951	0.179238	0.8581
RESID(-1)	-0.086410	0.470567	-0.183629	0.8547
RESID(-2)	-0.038892	0.238731	-0.162912	0.8709
R-squared	-0.032839	Mean dependent var		-0.015222
Adjusted R-squared	-0.100198	S.D. dependent var		0.083944
S.E. of regression	0.088050	Akaike info criterion		-1.953750
Sum squared resid	0.713251	Schwarz criterion		-1.770257
Log likelihood	103.7106	Durbin-Watson stat		1.990535

Dependent Variable: DLOG(TMI)
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 14:07
Sample(adjusted): 1911 2005
Included observations: 95 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 11 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.242566	0.101040	-2.400686	0.0185
DLOG(GPS_PC)	-0.131157	0.041267	-3.178237	0.0020
D(FE>=1944)	-0.278761	0.065975	-4.225265	0.0001
D(FE>=1982)	-0.228096	0.071967	-3.169462	0.0021
D(FE>=1987)	-0.260864	0.067523	-3.863348	0.0002
D(FE>=1999)	-0.177316	0.067121	-2.641735	0.0098
MA(1)	-0.607239	0.094023	-6.458405	0.0000
R-squared	0.344117	Mean dependent var		-0.021881
Adjusted R-squared	0.299398	S.D. dependent var		0.098135
S.E. of regression	0.082141	Akaike info criterion		-2.089926
Sum squared resid	0.593751	Schwarz criterion		-1.901746
Log likelihood	106.2715	Durbin-Watson stat		2.007884
Inverted MA Roots	.61			

Jarque_Bera: 3.96
Prob: 0.14
Date: 09/16/10 Time: 14:08
Sample: 1911 2005
Included observations: 95
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.023	-0.023	0.0541	
. .	. .	2 0.005	0.005	0.0569	0.811
. .	. .	3 -0.004	-0.003	0.0582	0.971
. .	. .	4 0.001	0.001	0.0583	0.996
* .	* .	5 -0.108	-0.108	1.2485	0.870
. .	. .	6 -0.041	-0.047	1.4265	0.921
* .	* .	7 0.072	0.072	1.9661	0.923
. .	. .	8 0.060	0.065	2.3529	0.938
* .	* .	9 0.126	0.131	4.0633	0.851
* .	* .	10 0.077	0.075	4.7032	0.859
* .	* .	11 -0.092	-0.103	5.6375	0.845
. .	. .	12 -0.019	-0.018	5.6796	0.894

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.027423	Probability	0.972958
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 14:09
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

DLOG(PBI_PC(-5))	-0.003271	0.104483	-0.031310	0.9751
DLOG(GPS_PC)	-0.000122	0.041961	-0.002903	0.9977
D(FE>=1944)	-0.001263	0.066934	-0.018866	0.9850
D(FE>=1982)	-0.000245	0.075712	-0.003230	0.9974
D(FE>=1987)	-0.001125	0.068450	-0.016433	0.9869
D(FE>=1999)	1.70E-05	0.068523	0.000248	0.9998
MA(1)	-0.022984	0.256691	-0.089538	0.9289
RESID(-1)	0.015085	0.273855	0.055083	0.9562
RESID(-2)	0.035770	0.184302	0.194086	0.8466
R-squared	-0.015400	Mean dependent var		-0.009936
Adjusted R-squared	-0.109856	S.D. dependent var		0.078846
S.E. of regression	0.083064	Akaike info criterion		-2.048458
Sum squared resid	0.593373	Schwarz criterion		-1.806512
Log likelihood	106.3018	Durbin-Watson stat		1.992512

Dependent Variable: DLOG(TMI)

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 14:15

Sample(adjusted): 1911 2005

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 11 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	-0.110133	0.035670	-3.087523	0.0027
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.103662	0.092467	-1.121067	0.2653
DLOG(MEDICOS(-5))	-0.414180	0.116719	-3.548528	0.0006
D(FE>=1944)	-0.246208	0.056403	-4.365125	0.0000
D(FE>=1987)	-0.193723	0.061472	-3.151405	0.0022
D(FE>=1982)	-0.182854	0.068373	-2.674347	0.0089
D(FE>=1999)	-0.170636	0.056351	-3.028086	0.0032
MA(1)	-0.734971	0.083563	-8.795458	0.0000
R-squared	0.419402	Mean dependent var		-0.021881
Adjusted R-squared	0.372688	S.D. dependent var		0.098135
S.E. of regression	0.077726	Akaike info criterion		-2.190798
Sum squared resid	0.525598	Schwarz criterion		-1.975734
Log likelihood	112.0629	Durbin-Watson stat		1.968790
Inverted MA Roots	.73			

Jarque_Bera: 3.32

Prob: 0,20

Date: 09/16/10 Time: 14:17

Sample: 1911 2005

Included observations: 95

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.004	0.004	0.0018	
. .	. .	2 -0.017	-0.017	0.0315	0.859
. .	. .	3 -0.010	-0.010	0.0417	0.979
. .	. .	4 -0.001	-0.002	0.0419	0.998
. * .	. * .	5 -0.112	-0.112	1.3251	0.857
. .	. .	6 -0.044	-0.044	1.5273	0.910
. *	. *	7 0.081	0.078	2.2144	0.899
. *	. *	8 0.084	0.082	2.9685	0.888
. *	. *	9 0.165	0.170	5.8708	0.662
. *	. *	10 0.113	0.113	7.2448	0.612
. * .	. * .	11 -0.088	-0.092	8.0855	0.620
. .	. .	12 -0.037	-0.024	8.2370	0.692

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.012821	Probability	0.987263
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 14:17

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	-4.19E-05	0.036082	-0.001161	0.9991
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.000936	0.096119	-0.009739	0.9923
DLOG(MEDICOS(-5))	0.002413	0.123300	0.019574	0.9844
D(FE>=1944)	0.001032	0.057425	0.017964	0.9857
D(FE>=1987)	-0.000194	0.063372	-0.003062	0.9976
D(FE>=1982)	-0.002165	0.071917	-0.030100	0.9761
D(FE>=1999)	-0.000752	0.057351	-0.013120	0.9896
MA(1)	-0.010027	0.154527	-0.064888	0.9484
RESID(-1)	0.021830	0.182613	0.119544	0.9051
RESID(-2)	-0.003609	0.152358	-0.023685	0.9812
R-squared	-0.006785	Mean dependent var		0.006241
Adjusted R-squared	-0.113386	S.D. dependent var		0.074512
S.E. of regression	0.078623	Akaike info criterion		-2.148994
Sum squared resid	0.525439	Schwarz criterion		-1.880165
Log likelihood	112.0772	Durbin-Watson stat		1.992682

Dependent Variable: DLOG(TMI)

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 14:26

Sample(adjusted): 1911 2005

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 11 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	-0.148157	0.041634	-3.558542	0.0006
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.189337	0.102789	-1.842000	0.0688
DLOG(MEDICOS(-5))	-0.902177	0.178129	-5.064736	0.0000
DLOG(AGUA(-2))	0.376539	0.157131	2.396344	0.0187
D(FE>=1987)	-0.139229	0.070148	-1.984779	0.0503
D(FE>=1944)	-0.225311	0.063441	-3.551489	0.0006
MA(1)	-0.644775	0.083770	-7.697006	0.0000
R-squared	0.380178	Mean dependent var		-0.021881
Adjusted R-squared	0.337917	S.D. dependent var		0.098135
S.E. of regression	0.079851	Akaike info criterion		-2.146475
Sum squared resid	0.561107	Schwarz criterion		-1.958295
Log likelihood	108.9576	Durbin-Watson stat		1.896239
Inverted MA Roots	.64			

Jarque_Bera: 1.35

Prob: 0.51

Date: 09/16/10 Time: 14:27

Sample: 1911 2005

Included observations: 95

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	. .	. .	1	0.048	0.048	0.2285
2	. .	. .	2	-0.024	-0.026	0.2856
3	. .	. .	3	-0.027	-0.024	0.3565
4	. .	. .	4	-0.012	-0.010	0.3714
5	. * .	. * .	5	-0.136	-0.137	2.2709
6	. .	. .	6	-0.053	-0.042	2.5655
7	. .	. .	7	0.062	0.060	2.9620
8	. .	. .	8	0.054	0.040	3.2735
9	. * .	. * .	9	0.117	0.114	4.7439
10	. * .	. .	10	0.066	0.045	5.2123
11	. * .	. * .	11	-0.088	-0.102	6.0683
12	. .	. .	12	-0.040	-0.013	6.2490

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.323673	Probability	0.724364
Obs*R-squared	0.675102	Probability	0.713516

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 09/16/10 Time: 14:27
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	-0.005389	0.042582	-0.126561	0.8996
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.015145	0.106469	-0.142248	0.8872
DLOG(MEDICOS(-5))	-0.012770	0.180228	-0.070857	0.9437
DLOG(AGUA(-2))	0.034726	0.166127	0.209032	0.8349
D(FE>=1987)	-0.001301	0.071288	-0.018248	0.9855
D(FE>=1944)	0.004843	0.064365	0.075243	0.9402
MA(1)	-0.132067	0.215141	-0.613861	0.5409
RESID(-1)	0.182044	0.239405	0.760401	0.4491
RESID(-2)	0.059464	0.177854	0.334342	0.7389
R-squared	0.007106	Mean dependent var		0.001473
Adjusted R-squared	-0.085256	S.D. dependent var		0.077247
S.E. of regression	0.080472	Akaike info criterion		-2.111869
Sum squared resid	0.556915	Schwarz criterion		-1.869923
Log likelihood	109.3138	Durbin-Watson stat		1.992875

Dependent Variable: DLOG(TMI)
 Method: Least Squares
 Date: 09/16/10 Time: 14:29
 Sample(adjusted): 1919 2005
 Included observations: 87 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 11 iterations
 Backcast: 1918

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	-0.152092	0.044044	-3.453150	0.0009
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.146429	0.111941	-1.308092	0.1946
DLOG(MEDICOS(-5))	-1.039393	0.232812	-4.464524	0.0000
DLOG(AGUA(-2))	0.544087	0.239108	2.275487	0.0256
DLOG(GPE_PC(-8))	-0.048757	0.065288	-0.746790	0.4574
D(FE>=1944)	-0.219782	0.065479	-3.356509	0.0012
D(FE>=1987)	-0.125933	0.073307	-1.717887	0.0897
MA(1)	-0.587082	0.101244	-5.798665	0.0000
R-squared	0.389167	Mean dependent var		-0.023969
Adjusted R-squared	0.335042	S.D. dependent var		0.095023
S.E. of regression	0.077486	Akaike info criterion		-2.189988
Sum squared resid	0.474324	Schwarz criterion		-1.963237
Log likelihood	103.2645	Durbin-Watson stat		1.931448
Inverted MA Roots	.59			

Jarque_Bera: 2.30
 Prob: 0.32
 Date: 09/16/10 Time: 14:30
 Sample: 1919 2005
 Included observations: 87
 Q-statistic probabilities
 adjusted for 1 ARMA
 term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.027	0.027	0.0671	
. .	. .	2 0.017	0.017	0.0948	0.758
. .	. .	3 -0.001	-0.002	0.0949	0.954
. * .	. * .	4 -0.074	-0.074	0.6085	0.894
. * .	. * .	5 -0.186	-0.183	3.8841	0.422
. * .	. * .	6 -0.067	-0.060	4.3155	0.505
. * .	. * .	7 0.092	0.104	5.1383	0.526
. .	. .	8 -0.009	-0.014	5.1465	0.642
. .	. .	9 0.052	0.023	5.4163	0.712
. * .	. * .	10 0.145	0.106	7.5249	0.583
. * .	. * .	11 -0.073	-0.092	8.0613	0.623
. * .	. .	12 -0.061	-0.040	8.4499	0.673

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.419853	Probability	0.658639
-------------	----------	-------------	----------

Obs*R-squared	0.935524	Probability	0.626403
---------------	----------	-------------	----------

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 14:30

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	-0.007605	0.045327	-0.167789	0.8672
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.026541	0.116437	-0.227944	0.8203
DLOG(MEDICOS(-5))	-0.037750	0.238657	-0.158178	0.8747
DLOG(AGUA(-2))	0.079411	0.256176	0.309984	0.7574
DLOG(GPE_PC(-8))	-0.001412	0.066274	-0.021306	0.9831
D(FE>=1944)	-0.000621	0.066271	-0.009370	0.9925
D(FE>=1987)	-0.000210	0.074626	-0.002814	0.9978
MA(1)	-0.257673	0.299229	-0.861124	0.3918
RESID(-1)	0.285641	0.318123	0.897894	0.3720
RESID(-2)	0.168039	0.208521	0.805860	0.4228
R-squared	0.010753	Mean dependent var		0.000436
Adjusted R-squared	-0.104873	S.D. dependent var		0.074264
S.E. of regression	0.078062	Akaike info criterion		-2.154857
Sum squared resid	0.469207	Schwarz criterion		-1.871419
Log likelihood	103.7363	Durbin-Watson stat		2.003029

Dependent Variable: DLOG(TMI)

Method: Least Squares

Date: 08/15/10 Time: 15:24

Sample(adjusted): 1919 2005

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 12 iterations

Backcast: 1918

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	-0.151992	0.044553	-3.411472	0.0010
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.145340	0.114749	-1.266588	0.2091
DLOG(MEDICOS(-5))	-1.037159	0.242087	-4.284236	0.0001
DLOG(AGUA(-2))	0.536627	0.309747	1.732469	0.0871
DLOG(TMC(-8))	0.010056	0.257584	0.039040	0.9690
DLOG(GPE_PC(-8))	-0.048388	0.065931	-0.733916	0.4652
D(FE>=1944)	-0.220076	0.065907	-3.339204	0.0013
D(FE>=1987)	-0.125589	0.074121	-1.694373	0.0942
MA(1)	-0.588379	0.103679	-5.674992	0.0000
R-squared	0.389178	Mean dependent var		-0.023969
Adjusted R-squared	0.326530	S.D. dependent var		0.095023
S.E. of regression	0.077981	Akaike info criterion		-2.167018
Sum squared resid	0.474315	Schwarz criterion		-1.911924
Log likelihood	103.2653	Durbin-Watson stat		1.931112
Inverted MA Roots	.59			

Jarque_Bera: 2.30

Prob: 0.32

Date: 09/16/10 Time: 14:33

Sample: 1919 2005

Included observations: 87

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.028	0.028	0.0682	
. .	. .	2 0.018	0.017	0.0973	0.755
. .	. .	3 -0.001	-0.002	0.0974	0.952
* .	* .	4 -0.075	-0.075	0.6170	0.893
* .	* .	5 -0.186	-0.183	3.8910	0.421
* .	* .	6 -0.067	-0.060	4.3246	0.504
* .	* .	7 0.092	0.105	5.1463	0.525
. .	. .	8 -0.009	-0.014	5.1550	0.641
. .	. .	9 0.052	0.022	5.4183	0.712
* .	* .	10 0.144	0.106	7.5164	0.584
* .	* .	11 -0.072	-0.092	8.0515	0.624

.*	.	.	12	-0.061	-0.040	8.4416	0.673
----	---	---	----	--------	--------	--------	-------

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.422159	Probability	0.657158
Obs*R-squared	0.953642	Probability	0.620754

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 14:34

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC)	-0.007946	0.045886	-0.173166	0.8630
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.028200	0.119625	-0.235733	0.8143
DLOG(MEDICOS(-5))	-0.041106	0.248358	-0.165511	0.8690
DLOG(AGUA(-2))	0.090393	0.327222	0.276244	0.7831
DLOG(TMC(-8))	-0.013855	0.260083	-0.053271	0.9577
DLOG(GPE_PC(-8))	-0.001758	0.066964	-0.026255	0.9791
D(FE>=1944)	-0.000351	0.066700	-0.005262	0.9958
D(FE>=1987)	-0.000699	0.075491	-0.009266	0.9926
MA(1)	-0.257880	0.299606	-0.860730	0.3921
RESID(-1)	0.287121	0.319111	0.899753	0.3711
RESID(-2)	0.169785	0.209877	0.808975	0.4211
R-squared	0.010961	Mean dependent var		0.000378
Adjusted R-squared	-0.119175	S.D. dependent var		0.074264
S.E. of regression	0.078565	Akaike info criterion		-2.132089
Sum squared resid	0.469104	Schwarz criterion		-1.820308
Log likelihood	103.7459	Durbin-Watson stat		2.002772

3) Variable dependiente TMI post neonatal _k

Dependent Variable: D(TMNP_K)

Method: Least Squares

Date: 06/22/10 Time: 14:00

Sample(adjusted): 1907 2004

Included observations: 98 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 9 iterations

Backcast: 1906

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.079286	0.032728	2.422576	0.0174
D(FE>=1982)	0.073945	0.023588	3.134808	0.0023
D(FE>=1944)	0.070738	0.022278	3.175245	0.0021
D(FE>=1987)	0.114088	0.022690	5.028168	0.0000
D(FE>=1999)	0.200952	0.022399	8.971350	0.0000
D(FE>=2003)	-0.120886	0.025870	-4.672897	0.0000
D(FE>=2004)	0.240541	0.028373	8.477901	0.0000
MA(1)	-0.489772	0.098951	-4.949654	0.0000
R-squared	0.710939	Mean dependent var		0.009003
Adjusted R-squared	0.688456	S.D. dependent var		0.045649
S.E. of regression	0.025479	Akaike info criterion		-4.423795
Sum squared resid	0.058427	Schwarz criterion		-4.212777
Log likelihood	224.7659	Durbin-Watson stat		1.987978
Inverted MA Roots	.49			

Jarque-Bera: 2,14

Prob: 0,34

Date: 06/22/10 Time: 14:05

Sample: 1907 2004

Included observations: 98

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.020	-0.020	0.0389
. .	. .	2	-0.023	-0.024	0.0941
. .	. .	3	0.028	0.027	0.1746
.* .	.* .	4	-0.179	-0.178	3.5025
. .	. .	5	-0.044	-0.050	3.7024
.* .	.* .	6	-0.066	-0.080	4.1598
					0.527

.	.		.	.		7	-0.050	-0.049	4.4327	0.618
.	*		.	*		8	0.143	0.111	6.6664	0.464
.	*		.	*		9	0.141	0.138	8.8457	0.355
.	*		.	*		10	0.126	0.128	10.617	0.303
.	*		.	*		11	-0.079	-0.096	11.314	0.334
.	*		.	*		12	-0.096	-0.079	12.360	0.337

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.036530	Probability	0.964144
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/22/10 Time: 14:05

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.002756	0.034643	0.079545	0.9368
D(FE>=1982)	0.002565	0.025807	0.099385	0.9211
D(FE>=1944)	-1.11E-05	0.022556	-0.000491	0.9996
D(FE>=1987)	-0.000891	0.023261	-0.038306	0.9695
D(FE>=1999)	0.000561	0.022759	0.024656	0.9804
D(FE>=2003)	-0.001249	0.026556	-0.047028	0.9626
D(FE>=2004)	0.000563	0.029016	0.019397	0.9846
MA(1)	-0.122922	0.465848	-0.263867	0.7925
RESID(-1)	0.127524	0.472618	0.269824	0.7879
RESID(-2)	0.059059	0.243646	0.242397	0.8090
R-squared	-0.024138	Mean dependent var		0.003812
Adjusted R-squared	-0.128879	S.D. dependent var		0.024242
S.E. of regression	0.025757	Akaike info criterion		-4.383808
Sum squared resid	0.058379	Schwarz criterion		-4.120036
Log likelihood	224.8066	Durbin-Watson stat		2.002671

Dependent Variable: D(TMNP_K)

Method: Least Squares

Date: 06/22/10 Time: 14:07

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 9 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.063932	0.032693	1.955486	0.0538
DLOG(GPS_PC)	0.031634	0.013318	2.375278	0.0198
D(FE>=1944)	0.069405	0.021449	3.235831	0.0017
D(FE>=1999)	0.200187	0.021552	9.288575	0.0000
D(FE>=1987)	0.105113	0.022295	4.714574	0.0000
D(FE>=1982)	0.077811	0.022985	3.385219	0.0011
D(FE>=2003)	-0.113320	0.025855	-4.382922	0.0000
D(FE>=2004)	0.239240	0.028551	8.379429	0.0000
MA(1)	-0.532660	0.101197	-5.263618	0.0000
R-squared	0.730462	Mean dependent var		0.009516
Adjusted R-squared	0.705093	S.D. dependent var		0.046393
S.E. of regression	0.025194	Akaike info criterion		-4.433608
Sum squared resid	0.053951	Schwarz criterion		-4.190101
Log likelihood	217.3796	Durbin-Watson stat		1.977510
Inverted MA Roots	.53			

Jarque-Bera: 1.79

Prob: 0.71

Date: 06/22/10 Time: 14:11

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

term(s)									
Autocorrelation			Partial Correlation			AC	PAC	Q-Stat	Prob
.	.		.	.		1	-0.006	-0.006	0.0034
.	.		.	.		2	-0.021	-0.021	0.0460
.	.		.	.		3	0.026	0.026	0.1145
									0.830
									0.944

.*)	.	*)	.	4	-0.119	-0.119	1.5383	0.673
.	.	.	.	5	-0.037	-0.037	1.6761	0.795
.	.	*)	.	6	-0.054	-0.062	1.9784	0.852
.	.	.	.	7	-0.025	-0.021	2.0412	0.916
.	*)	.	*)	8	0.123	0.110	3.6341	0.821
.	*)	.	*)	9	0.142	0.142	5.7884	0.671
.	*)	.	*)	10	0.106	0.108	6.9938	0.638
*)	.	*)	.	11	-0.063	-0.070	7.4204	0.685
*)	.	*)	.	12	-0.089	-0.082	8.2940	0.687

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.056762	Probability	0.944856
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/22/10 Time: 14:12

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.002471	0.033959	0.072761	0.9422
DLOG(GPS_PC)	0.000464	0.013552	0.034258	0.9728
D(FE>=1944)	-0.000140	0.021730	-0.006441	0.9949
D(FE>=1999)	0.000365	0.021829	0.016702	0.9867
D(FE>=1987)	-0.001080	0.022878	-0.047201	0.9625
D(FE>=1982)	0.003049	0.024997	0.121996	0.9032
D(FE>=2003)	-0.001613	0.026581	-0.060680	0.9518
D(FE>=2004)	0.000873	0.029437	0.029641	0.9764
MA(1)	-0.118476	0.370774	-0.319536	0.7501
RESID(-1)	0.128856	0.382706	0.336696	0.7372
RESID(-2)	0.058386	0.218861	0.266770	0.7903
R-squared	-0.015469	Mean dependent var		0.003085
Adjusted R-squared	-0.137815	S.D. dependent var		0.023885
S.E. of regression	0.025478	Akaike info criterion		-4.392422
Sum squared resid	0.053877	Schwarz criterion		-4.094802
Log likelihood	217.4438	Durbin-Watson stat		2.002596

Dependent Variable: D(TMNP_K)

Method: Least Squares

Date: 06/22/10 Time: 14:14

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 11 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.029744	0.031384	0.947737	0.3460
DLOG(GPS_PC)	0.025866	0.012190	2.121979	0.0368
DLOG(MEDICOS(-3))	0.118629	0.041569	2.853802	0.0054
D(FE>=1944)	0.063520	0.019201	3.308230	0.0014
D(FE>=1999)	0.197175	0.019217	10.26055	0.0000
D(FE>=1987)	0.085371	0.021061	4.053508	0.0001
D(FE>=1982)	0.063252	0.022089	2.863554	0.0053
D(FE>=2003)	-0.111514	0.025142	-4.435434	0.0000
D(FE>=2004)	0.238062	0.029085	8.184951	0.0000
MA(1)	-0.647085	0.093702	-6.905774	0.0000
R-squared	0.749898	Mean dependent var		0.009516
Adjusted R-squared	0.723102	S.D. dependent var		0.046393
S.E. of regression	0.024412	Akaike info criterion		-4.487174
Sum squared resid	0.050061	Schwarz criterion		-4.216611
Log likelihood	220.8972	Durbin-Watson stat		1.907954
Inverted MA Roots	.65			

Jarque-Bera: 2,69

Probabilidad: 0,26

Date: 06/22/10 Time: 14:17

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)							
Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.	.	.	.	1	0.045	0.045	0.1968
.	.	.	.	2	-0.032	-0.034	0.2953
.	.	.	.	3	0.006	0.009	0.2989
.*	.	.*	.	4	-0.120	-0.122	1.7375
.	.	.	.	5	-0.010	0.002	1.7475
.	.	.	.	6	-0.025	-0.034	1.8113
.	.	.	.	7	-0.001	0.004	1.8114
.	.*	.	.*	8	0.143	0.129	3.9697
.	.*	.	.*	9	0.177	0.170	7.2913
.	.*	.	.*	10	0.159	0.160	9.9976
.	.	.	.	11	-0.034	-0.032	10.122
.*	.	.	.	12	-0.073	-0.036	10.702

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.253356	Probability	0.776797
Obs*R-squared	0.481980	Probability	0.785850

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/22/10 Time: 14:17

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.003276	0.032561	0.100623	0.9201
DLOG(GPS_PC)	0.000707	0.012339	0.057335	0.9544
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.004077	0.042681	-0.095526	0.9241
D(FE>=1944)	-0.001561	0.019497	-0.080054	0.9364
D(FE>=1999)	0.000199	0.019393	0.010268	0.9918
D(FE>=1987)	-0.001646	0.021430	-0.076792	0.9390
D(FE>=1982)	0.004876	0.023549	0.207052	0.8365
D(FE>=2003)	-0.003211	0.025834	-0.124306	0.9014
D(FE>=2004)	0.003315	0.029905	0.110865	0.9120
MA(1)	-0.108194	0.227259	-0.476083	0.6353
RESID(-1)	0.153541	0.245938	0.624306	0.5342
RESID(-2)	0.029687	0.179629	0.165271	0.8691
R-squared	0.005127	Mean dependent var		-0.000737
Adjusted R-squared	-0.128331	S.D. dependent var		0.023189
S.E. of regression	0.024632	Akaike info criterion		-4.450781
Sum squared resid	0.049753	Schwarz criterion		-4.126105
Log likelihood	221.1867	Durbin-Watson stat		1.992053

Dependent Variable: D(TMNP_K)

Method: Least Squares

Date: 06/22/10 Time: 14:24

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 12 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.034896	0.031430	1.110295	0.2701
DLOG(GPS_PC)	0.029648	0.012427	2.385731	0.0193
DLOG(MEDICOS(-3))	0.162473	0.054827	2.963354	0.0040
DLOG(AGUA(-2))	-0.053612	0.045649	-1.174454	0.2436
D(FE>=1944)	0.066516	0.018975	3.505499	0.0007
D(FE>=1999)	0.197407	0.018907	10.44100	0.0000
D(FE>=1987)	0.081117	0.021127	3.839491	0.0002
D(FE>=1982)	0.058129	0.022280	2.609026	0.0108
D(FE>=2003)	-0.111070	0.025176	-4.411781	0.0000
D(FE>=2004)	0.238621	0.029255	8.156586	0.0000
MA(1)	-0.663968	0.093296	-7.116805	0.0000
R-squared	0.753892	Mean dependent var		0.009516
Adjusted R-squared	0.724240	S.D. dependent var		0.046393
S.E. of regression	0.024362	Akaike info criterion		-4.481994
Sum squared resid	0.049261	Schwarz criterion		-4.184374
Log likelihood	221.6537	Durbin-Watson stat		1.867929
Inverted MA Roots	.66			

Jarque-Berea: 2,56
 Probabilidad: 0,27
 Date: 06/22/10 Time: 14:26
 Sample: 1911 2004
 Included observations: 94
 Q-statistic probabilities
 adjusted for 1 ARMA

term(s)	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. *	. *	1	0.066	0.066	0.4214
	. .	. .	2	-0.037	-0.042	0.5586
	. .	. .	3	-0.021	-0.016	0.6026
	.* .	.* .	4	-0.128	-0.127	2.2346
	. .	. .	5	-0.024	-0.008	2.2918
	. .	. .	6	-0.027	-0.037	2.3676
	. .	. .	7	-0.013	-0.014	2.3853
	. *	. *	8	0.125	0.109	4.0124
	. *	. *	9	0.167	0.151	6.9708
	. *	. *	10	0.141	0.133	9.1118
	. .	. .	11	-0.045	-0.048	9.3357
	.* .	. .	12	-0.075	-0.032	9.9611

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.532533	Probability	0.589157
Obs*R-squared	1.210780	Probability	0.545862

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/22/10 Time: 14:26

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.005899	0.032702	0.180394	0.8573
DLOG(GPS_PC)	0.002344	0.012729	0.184143	0.8544
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.000195	0.055144	-0.003545	0.9972
DLOG(AGUA(-2))	-0.007110	0.046917	-0.151542	0.8799
D(FE>=1944)	-0.001209	0.019137	-0.063161	0.9498
D(FE>=1999)	-0.000216	0.019020	-0.011340	0.9910
D(FE>=1987)	-0.003278	0.021507	-0.152405	0.8792
D(FE>=1982)	0.006451	0.023380	0.275907	0.7833
D(FE>=2003)	-0.004653	0.025773	-0.180543	0.8572
D(FE>=2004)	0.004723	0.029974	0.157558	0.8752
MA(1)	-0.164897	0.224745	-0.733707	0.4652
RESID(-1)	0.229974	0.243327	0.945122	0.3474
RESID(-2)	0.059351	0.183012	0.324300	0.7465
R-squared	0.012881	Mean dependent var		0.000228
Adjusted R-squared	-0.133359	S.D. dependent var		0.023014
S.E. of regression	0.024500	Akaike info criterion		-4.452504
Sum squared resid	0.048622	Schwarz criterion		-4.100772
Log likelihood	222.2677	Durbin-Watson stat		1.987163

Dependent Variable: D(TMNP_K)

Method: Least Squares

Date: 06/22/10 Time: 14:29

Sample(adjusted): 1916 2004

Included observations: 89 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 13 iterations

Backcast: 1915

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.023077	0.034087	0.677021	0.5004
DLOG(GPS_PC)	0.030962	0.013016	2.378722	0.0199
DLOG(MEDICOS(-3))	0.173363	0.069904	2.480004	0.0153
DLOG(AGUA(-2))	-0.072396	0.068721	-1.053485	0.2954
DLOG(GPE_PC(-5))	0.018950	0.020589	0.920416	0.3602
D(FE>=1944)	0.066497	0.019909	3.340087	0.0013
D(FE>=1999)	0.198940	0.019727	10.08467	0.0000
D(FE>=1987)	0.082617	0.022134	3.732673	0.0004
D(FE>=1982)	0.059558	0.023153	2.572355	0.0120
D(FE>=2003)	-0.119385	0.026322	-4.535604	0.0000

D(FE>=2004)	0.242334	0.028779	8.420508	0.0000
MA(1)	-0.617130	0.105266	-5.862557	0.0000
R-squared	0.767523	Mean dependent var		0.010168
Adjusted R-squared	0.734312	S.D. dependent var		0.047014
S.E. of regression	0.024233	Akaike info criterion		-4.477360
Sum squared resid	0.045218	Schwarz criterion		-4.141813
Log likelihood	211.2425	Durbin-Watson stat		1.888580
Inverted MA Roots	.62			

Jarque-Bera: 1,95

Probabilidad: 0,37

Date: 06/22/10 Time: 14:38

Sample: 1916 2004

Included observations: 89

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.053	0.053	0.2560	
. .	. .	2 0.013	0.010	0.2711	0.603
. .	. .	3 -0.029	-0.030	0.3494	0.840
* .	* .	4 -0.179	-0.177	3.4081	0.333
* .	. .	5 -0.063	-0.046	3.7946	0.435
. .	. .	6 -0.047	-0.039	4.0069	0.548
. .	. .	7 -0.018	-0.023	4.0395	0.671
* .	. .	8 0.076	0.047	4.6214	0.706
* .	* .	9 0.158	0.138	7.1490	0.521
* .	* .	10 0.141	0.118	9.1856	0.420
. .	* .	11 -0.036	-0.057	9.3189	0.502
* .	* .	12 -0.115	-0.101	10.718	0.467

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.935253	Probability	0.397015
Obs*R-squared	2.155290	Probability	0.340396

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/22/10 Time: 14:39

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.009729	0.034864	0.279058	0.7810
DLOG(GPS_PC)	0.003974	0.013363	0.297411	0.7670
DLOG(MEDICOS(-3))	0.000675	0.070033	0.009634	0.9923
DLOG(AGUA(-2))	-0.015528	0.069880	-0.222210	0.8248
DLOG(GPE_PC(-5))	-6.96E-05	0.020635	-0.003371	0.9973
D(FE>=1944)	-0.000601	0.020003	-0.030053	0.9761
D(FE>=1999)	-0.000126	0.019744	-0.006365	0.9949
D(FE>=1987)	-0.004597	0.022576	-0.203625	0.8392
D(FE>=1982)	0.010157	0.024399	0.416291	0.6784
D(FE>=2003)	-0.005779	0.026683	-0.216596	0.8291
D(FE>=2004)	0.002941	0.029306	0.100369	0.9203
MA(1)	-0.360525	0.284956	-1.265198	0.2097
RESID(-1)	0.405746	0.298177	1.360755	0.1777
RESID(-2)	0.221384	0.203358	1.088638	0.2798
R-squared	0.024217	Mean dependent var		0.000246
Adjusted R-squared	-0.144919	S.D. dependent var		0.022667
S.E. of regression	0.024254	Akaike info criterion		-4.457050
Sum squared resid	0.044118	Schwarz criterion		-4.065579
Log likelihood	212.3387	Durbin-Watson stat		1.998584

Dependent Variable: D(TMNP_K)

Method: Least Squares

Date: 06/20/10 Time: 10:02

Sample(adjusted): 1919 2004

Included observations: 86 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 16 iterations

Backcast: 1918

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC(-1))	0.022813	0.014656	1.556541	0.1238
DLOG(MEDICOS(-3))	0.144098	0.064616	2.230082	0.0288
DLOG(PBI_PC(-1))	0.073922	0.038530	1.918524	0.0589
DLOG(AGUA(-1))	-0.014801	0.069202	-0.213877	0.8312
DLOG(GPE_PC(-8))	0.040414	0.019617	2.060152	0.0429
DLOG(TMC(-1))	-0.187883	0.064480	-2.913831	0.0047
D(FE>=2004)	0.173383	0.026768	6.477286	0.0000
D(FE>=1987)	0.084108	0.019426	4.329608	0.0000
D(FE>=1944)	0.073935	0.017635	4.192602	0.0001
D(FE>=1982)	0.073267	0.023469	3.121876	0.0026
D(FE>=1999)	0.188659	0.017593	10.72358	0.0000
MA(1)	-0.785490	0.076712	-10.23945	0.0000
R-squared	0.748251	Mean dependent var		0.010422
Adjusted R-squared	0.710829	S.D. dependent var		0.047700
S.E. of regression	0.025651	Akaike info criterion		-4.359707
Sum squared resid	0.048689	Schwarz criterion		-4.017239
Log likelihood	199.4674	Durbin-Watson stat		2.087809
Inverted MA Roots	.79			

Jarque-Bera: 3.69

Probabilidad: 0.16

Date: 06/20/10 Time: 10:08

Sample: 1919 2004

Included observations: 86

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.048	-0.048	0.2088	
. .	. .	2 -0.025	-0.027	0.2631	0.608
. *	. *	3 0.071	0.069	0.7207	0.697
. *	. *	4 -0.146	-0.141	2.6884	0.442
. *	. *	5 0.103	0.097	3.6892	0.450
. .	. .	6 0.052	0.048	3.9434	0.558
. .	. .	7 0.026	0.056	4.0106	0.675
. **	. *	8 0.206	0.185	8.1105	0.323
. .	. *	9 0.029	0.073	8.1939	0.415
. *	. *	10 0.135	0.165	10.003	0.350
. .	. .	11 0.012	0.014	10.018	0.439
. .	. *	12 0.041	0.104	10.188	0.514

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.282838	Probability	0.754475
Obs*R-squared	0.659156	Probability	0.719227

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/20/10 Time: 10:08

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GPS_PC(-1))	-0.001262	0.014963	-0.084350	0.9330
DLOG(MEDICOS(-3))	0.004115	0.065480	0.062847	0.9501
DLOG(PBI_PC(-1))	-0.001096	0.039210	-0.027943	0.9778
DLOG(AGUA(-1))	0.000384	0.069959	0.005489	0.9956
DLOG(GPE_PC(-8))	-0.003038	0.020317	-0.149522	0.8816
DLOG(TMC(-1))	0.001465	0.065143	0.022487	0.9821
D(FE>=2004)	-0.002656	0.029521	-0.089973	0.9286
D(FE>=1987)	-0.001495	0.019724	-0.075780	0.9398
D(FE>=1944)	0.001096	0.017866	0.061342	0.9513
D(FE>=1982)	-0.001872	0.023994	-0.078015	0.9380
D(FE>=1999)	0.000986	0.017814	0.055351	0.9560
MA(1)	0.065379	0.116577	0.560825	0.5767
RESID(-1)	-0.121752	0.172500	-0.705810	0.4826
RESID(-2)	-0.079164	0.159896	-0.495095	0.6220
R-squared	0.007665	Mean dependent var		0.000273
Adjusted R-squared	-0.171507	S.D. dependent var		0.023932
S.E. of regression	0.025903	Akaike info criterion		-4.321021

Sum squared resid	0.048309	Schwarz criterion	-3.921476
Log likelihood	199.8039	Durbin-Watson stat	1.983783

4) Variable dependiente log(TMI posneonatal)

Dependent Variable: DLOG(TMNP)
Method: Least Squares
Date: 09/28/10 Time: 11:07
Sample(adjusted): 1907 2004
Included observations: 98 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 20 iterations
Backcast: 1906

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.166006	0.080238	-2.068928	0.0414
D(FE>=1943)	-0.125724	0.053278	-2.359774	0.0204
D(FE>=1987)	-0.278240	0.055252	-5.035798	0.0000
D(FE>=1981)	-0.242233	0.054906	-4.411785	0.0000
D(FE>=1999)	-0.094223	0.054745	-1.721137	0.0887
D(FE>=1996)	-0.183690	0.055076	-3.335211	0.0012
D(FE>=1968)	0.093253	0.054383	1.714743	0.0898
MA(1)	-0.615437	0.094695	-6.499137	0.0000
R-squared	0.344758	Mean dependent var	-0.014518	
Adjusted R-squared	0.293794	S.D. dependent var	0.079294	
S.E. of regression	0.066635	Akaike info criterion	-2.501057	
Sum squared resid	0.399624	Schwarz criterion	-2.290039	
Log likelihood	130.5518	Durbin-Watson stat	2.105408	
Inverted MA Roots	.62			

Jarque-Bera: 0,52
Probabilidad: 0,77
Date: 09/28/10 Time: 11:12
Sample: 1907 2004
Included observations: 98
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.082	-0.082	0.6861	
. * .	. * .	2 0.089	0.083	1.4979	0.221
. * .	. * .	3 -0.070	-0.057	2.0059	0.367
. .	. .	4 0.050	0.034	2.2630	0.520
. * .	. * .	5 -0.147	-0.133	4.5275	0.339
. .	. .	6 0.017	-0.013	4.5567	0.472
. .	. .	7 0.009	0.036	4.5651	0.601
. * .	. * .	8 0.101	0.090	5.6723	0.578
. * .	. ** .	9 0.181	0.210	9.2992	0.318
. .	. .	10 0.035	0.037	9.4324	0.398
. .	. .	11 -0.006	-0.023	9.4366	0.491
. .	. .	12 -0.034	-0.029	9.5662	0.570

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.697844	Probability	0.500390
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/28/10 Time: 11:12
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.008862	0.085158	-0.104060	0.9174
D(FE>=1943)	5.44E-05	0.053594	0.001014	0.9992
D(FE>=1987)	0.000667	0.056454	0.011813	0.9906
D(FE>=1981)	0.005674	0.055709	0.101859	0.9191
D(FE>=1999)	0.002506	0.054972	0.045578	0.9637
D(FE>=1996)	0.001088	0.056199	0.019352	0.9846
D(FE>=1968)	-0.003353	0.054988	-0.060979	0.9515
MA(1)	-0.026243	0.258429	-0.101549	0.9193
RESID(-1)	-0.024205	0.278848	-0.086805	0.9310

RESID(-2)	0.129082	0.186847	0.690845	0.4915
R-squared	-0.004834	Mean dependent var		-0.009109
Adjusted R-squared	-0.107601	S.D. dependent var		0.063530
S.E. of regression	0.066860	Akaike info criterion		-2.475976
Sum squared resid	0.393385	Schwarz criterion		-2.212204
Log likelihood	131.3228	Durbin-Watson stat		1.973985

Dependent Variable: DLOG(TMNP)
Method: Least Squares
Date: 09/28/10 Time: 11:15
Sample(adjusted): 1911 2004
Included observations: 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 26 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.123703	0.076315	-1.620951	0.1087
DLOG(GPS_PC)	-0.114949	0.033047	-3.478302	0.0008
D(FE>=1943)	-0.114745	0.048704	-2.355976	0.0208
D(FE>=1987)	-0.257334	0.051210	-5.025060	0.0000
D(FE>=1981)	-0.241926	0.050779	-4.764277	0.0000
D(FE>=1968)	0.155048	0.052054	2.978596	0.0038
D(FE>=1996)	-0.163599	0.051672	-3.166138	0.0021
D(FE>=1999)	-0.098843	0.050852	-1.943724	0.0552
MA(1)	-0.658068	0.091621	-7.182526	0.0000
R-squared	0.420363	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.365809	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.063724	Akaike info criterion		-2.577677
Sum squared resid	0.345159	Schwarz criterion		-2.334170
Log likelihood	130.1508	Durbin-Watson stat		2.227636
Inverted MA Roots	.66			

Jarque-Bera: 0.62
Probabilidad: 0.73
Date: 09/28/10 Time: 11:18
Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.128	-0.128	1.5876	
. * .	. * .	2 0.154	0.140	3.9164	0.048
. * .	. .	3 -0.066	-0.032	4.3436	0.114
. * .	. * .	4 0.124	0.095	5.8752	0.118
. * .	. * .	5 -0.121	-0.089	7.3585	0.118
. * .	. .	6 0.080	0.030	8.0131	0.156
. .	. * .	7 0.027	0.076	8.0868	0.232
. .	. .	8 0.010	-0.012	8.0981	0.324
. * .	. * .	9 0.071	0.087	8.6395	0.374
. .	. .	10 0.034	0.034	8.7660	0.459
. .	. .	11 0.047	0.036	9.0059	0.532
. .	. * .	12 0.052	0.070	9.2991	0.594

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.698475	Probability	0.189259
Obs*R-squared	2.850622	Probability	0.240434

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/28/10 Time: 11:18
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.012494	0.076642	-0.163017	0.8709
DLOG(GPS_PC)	0.001639	0.032798	0.049983	0.9603
D(FE>=1943)	0.002838	0.048918	0.058006	0.9539
D(FE>=1987)	0.005025	0.051632	0.097332	0.9227

D(FE>=1981)	0.011886	0.050904	0.233489	0.8160
D(FE>=1968)	-0.006981	0.051778	-0.134824	0.8931
D(FE>=1996)	0.005295	0.052156	0.101517	0.9194
D(FE>=1999)	0.004299	0.050499	0.085132	0.9324
MA(1)	0.077221	0.210210	0.367350	0.7143
RESID(-1)	-0.177096	0.245207	-0.722230	0.4722
RESID(-2)	0.112905	0.174687	0.646328	0.5199
R-squared	0.030326	Mean dependent var		-0.005835
Adjusted R-squared	-0.086502	S.D. dependent var		0.060638
S.E. of regression	0.063206	Akaike info criterion		-2.575236
Sum squared resid	0.331588	Schwarz criterion		-2.277616
Log likelihood	132.0361	Durbin-Watson stat		1.963446

Dependent Variable: DLOG(TMNP)
Method: Least Squares
Date: 09/28/10 Time: 11:44
Sample(adjusted): 1911 2004
Included observations: 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 59 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.069658	0.054067	1.288361	0.2012
DLOG(GPS_PC)	-0.083515	0.022481	-3.714958	0.0004
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.209510	0.051797	-4.044798	0.0001
D(FE>=1943)	-0.077278	0.031579	-2.447126	0.0165
D(FE>=1987)	-0.300743	0.035105	-8.566835	0.0000
D(FE>=1981)	-0.283529	0.033940	-8.353923	0.0000
D(FE>=1968)	0.196121	0.024626	7.963868	0.0000
D(FE>=1996)	-0.206424	0.040669	-5.075694	0.0000
D(FE>=1999)	-0.127041	0.042255	-3.006523	0.0035
MA(1)	-0.980421	0.019743	-49.65866	0.0000
R-squared	0.493956	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.439737	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.059894	Akaike info criterion		-2.692179
Sum squared resid	0.301337	Schwarz criterion		-2.421616
Log likelihood	136.5324	Durbin-Watson stat		2.141894
Inverted MA Roots	.98			

Jarque-Bera: 0,29
Probabilidad: 0,86
Date: 09/28/10 Time: 11:45
Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.079	-0.079	0.6128	
. * .	. .	2 0.068	0.062	1.0685	0.301
. * .	. * .	3 -0.110	-0.101	2.2649	0.322
. .	. .	4 0.035	0.016	2.3903	0.495
. * .	. * .	5 -0.138	-0.124	4.3074	0.366
. .	. .	6 0.035	0.004	4.4304	0.489
. .	. .	7 -0.045	-0.025	4.6405	0.591
. * .	. * .	8 -0.119	-0.157	6.1220	0.526
. .	. .	9 0.000	-0.006	6.1220	0.634
. .	. .	10 -0.003	-0.017	6.1229	0.728
. .	. .	11 -0.023	-0.050	6.1796	0.800
. .	. .	12 -0.023	-0.035	6.2398	0.857

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.419346	Probability	0.658879
Obs*R-squared	0.515957	Probability	0.772612

Test Equation:
Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares
Date: 09/28/10 Time: 11:46
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.002117	0.054845	-0.038603	0.9693
DLOG(GPS_PC)	-0.000263	0.022644	-0.011607	0.9908
DLOG(MEDICOS(-3))	0.000801	0.052728	0.015189	0.9879
D(FE>=1943)	0.000585	0.031888	0.018338	0.9854
D(FE>=1987)	-0.000691	0.035380	-0.019524	0.9845
D(FE>=1981)	0.001054	0.034208	0.030823	0.9755
D(FE>=1968)	-0.000407	0.025008	-0.016272	0.9871
D(FE>=1996)	0.000777	0.040969	0.018961	0.9849
D(FE>=1999)	0.000331	0.042646	0.007762	0.9938
MA(1)	0.000395	0.020130	0.019600	0.9844
RESID(-1)	-0.069374	0.113271	-0.612462	0.5419
RESID(-2)	0.069185	0.114395	0.604787	0.5470
R-squared	0.005489	Mean dependent var		0.003865
Adjusted R-squared	-0.127921	S.D. dependent var		0.056790
S.E. of regression	0.060313	Akaike info criterion		-2.659802
Sum squared resid	0.298286	Schwarz criterion		-2.335126
Log likelihood	137.0107	Durbin-Watson stat		1.980558

Dependent Variable: DLOG(TMNP)
Method: Least Squares
Date: 09/28/10 Time: 11:48
Sample(adjusted): 1911 2004
Included observations: 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 16 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.035444	0.052006	0.681547	0.4974
DLOG(GPS_PC)	-0.132308	0.025589	-5.170613	0.0000
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.541205	0.110565	-4.894918	0.0000
DLOG(AGUA(-1))	0.320948	0.096143	3.338223	0.0013
D(FE>=1943)	-0.094941	0.030282	-3.135249	0.0024
D(FE>=1987)	-0.243230	0.037331	-6.515520	0.0000
D(FE>=1981)	-0.191919	0.042170	-4.551094	0.0000
D(FE>=1968)	0.205883	0.023181	8.881657	0.0000
D(FE>=1996)	-0.167197	0.040002	-4.179758	0.0001
D(FE>=1999)	-0.135950	0.040054	-3.394177	0.0011
MA(1)	-0.982121	0.011618	-84.53403	0.0000
R-squared	0.554422	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.500738	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.056540	Akaike info criterion		-2.798153
Sum squared resid	0.265331	Schwarz criterion		-2.500534
Log likelihood	142.5132	Durbin-Watson stat		2.232430
Inverted MA Roots	.98			

Jarque-Bera: 0,04
Probabilidad: 0,98
Date: 09/28/10 Time: 11:49
Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA

term(s)	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	. .	. .	1 -0.128	-0.128	1.5847	
2	. .	. .	2 0.046	0.030	1.7885	0.181
3	. .	. .	3 -0.181	-0.174	5.0223	0.081
4	. .	. .	4 0.013	-0.033	5.0395	0.169
5	. .	. .	5 -0.156	-0.156	7.5010	0.112
6	. .	. .	6 -0.043	-0.121	7.6867	0.174
7	. .	. .	7 -0.044	-0.075	7.8871	0.246
8	. .	. .	8 -0.123	-0.216	9.4626	0.221

.	.		.	.		9	-0.005	-0.112	9.4650	0.305
.	.		.	.		10	0.031	-0.063	9.5655	0.387
.	*		.	.		11	0.080	-0.038	10.268	0.417
.	.		.	.		12	0.061	0.003	10.676	0.471

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.705636	Probability	0.496804
Obs*R-squared	1.414191	Probability	0.493074

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 11:49

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.001710	0.052896	0.032319	0.9743
DLOG(GPS_PC)	0.000434	0.025729	0.016858	0.9866
DLOG(MEDICOS(-3))	0.002636	0.111125	0.023722	0.9811
DLOG(AGUA(-1))	-0.005134	0.096586	-0.053153	0.9577
D(FE>=1943)	0.002129	0.030503	0.069798	0.9445
D(FE>=1987)	-0.000853	0.037537	-0.022731	0.9819
D(FE>=1981)	-0.000619	0.042325	-0.014633	0.9884
D(FE>=1968)	0.001090	0.023442	0.046512	0.9630
D(FE>=1996)	-0.000632	0.040148	-0.015742	0.9875
D(FE>=1999)	0.002183	0.040244	0.054250	0.9569
MA(1)	0.001245	0.011776	0.105701	0.9161
RESID(-1)	-0.125364	0.113325	-1.106232	0.2719
RESID(-2)	0.029888	0.114357	0.261358	0.7945
R-squared	0.015045	Mean dependent var		0.002442
Adjusted R-squared	-0.130875	S.D. dependent var		0.053357
S.E. of regression	0.056741	Akaike info criterion		-2.772873
Sum squared resid	0.260787	Schwarz criterion		-2.421141
Log likelihood	143.3250	Durbin-Watson stat		1.972091

Dependent Variable: DLOG(TMNP)

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 11:51

Sample(adjusted): 1916 2004

Included observations: 89 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 17 iterations

Backcast: 1915

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.001917	0.061880	-0.030983	0.9754
DLOG(GPS_PC)	-0.130973	0.026444	-4.952875	0.0000
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.564975	0.121526	-4.648988	0.0000
DLOG(AGUA(-1))	0.277160	0.119086	2.327395	0.0226
DLOG(GPE_PC(-5))	0.078737	0.045990	1.712039	0.0909
D(FE>=1943)	-0.089431	0.031115	-2.874231	0.0052
D(FE>=1987)	-0.227737	0.036560	-6.229149	0.0000
D(FE>=1981)	-0.154263	0.045600	-3.382977	0.0011
D(FE>=1968)	0.175646	0.031923	5.502192	0.0000
D(FE>=1996)	-0.158238	0.038753	-4.083196	0.0001
D(FE>=1999)	-0.136181	0.038616	-3.526583	0.0007
MA(1)	-0.976255	0.021225	-45.99515	0.0000
R-squared	0.600096	Mean dependent var		-0.015661
Adjusted R-squared	0.542967	S.D. dependent var		0.080717
S.E. of regression	0.054568	Akaike info criterion		-2.853898
Sum squared resid	0.229282	Schwarz criterion		-2.518352
Log likelihood	138.9985	Durbin-Watson stat		2.229309
Inverted MA Roots	.98			

Jarque-Bera: 0,07

Probabilidad: 0,96

Date: 09/28/10 Time: 11:52

Sample: 1916 2004

Included observations: 89

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)							
Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.	.	.	.	1	-0.148	-0.148	2.0051
.	*	.	*	2	0.105	0.086	3.0408
.	.	.	.	3	-0.160	-0.137	5.4495
.	.	.	.	4	-0.029	-0.080	5.5289
.	.	.	.	5	-0.176	-0.173	8.5044
.	.	.	.	6	-0.039	-0.108	8.6498
.	.	.	.	7	-0.049	-0.071	8.8834
.	.	**	.	8	-0.118	-0.204	10.281
.	.	.	.	9	-0.014	-0.128	10.302
.	*	.	.	10	0.071	-0.009	10.817
.	*	.	.	11	0.102	0.027	11.898
.	.	.	.	12	0.060	0.004	12.271

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.135867	Probability	0.326605
Obs*R-squared	2.138874	Probability	0.343202

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 11:52

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-3.06E-05	0.064323	-0.000475	0.9996
DLOG(GPS_PC)	0.001086	0.026818	0.040482	0.9678
DLOG(MEDICOS(-3))	0.006532	0.121409	0.053804	0.9572
DLOG(AGUA(-1))	-0.003835	0.118905	-0.032251	0.9744
DLOG(GPE_PC(-5))	-0.004547	0.046948	-0.096855	0.9231
D(FE>=1943)	0.001897	0.031315	0.060589	0.9518
D(FE>=1987)	-0.002902	0.036562	-0.079376	0.9369
D(FE>=1981)	-0.002308	0.045620	-0.050595	0.9598
D(FE>=1968)	0.002217	0.032593	0.068009	0.9460
D(FE>=1996)	-0.000587	0.038691	-0.015167	0.9879
D(FE>=1999)	0.001762	0.038581	0.045683	0.9637
MA(1)	0.001970	0.022203	0.088718	0.9295
RESID(-1)	-0.134837	0.121946	-1.105712	0.2724
RESID(-2)	0.092263	0.122326	0.754242	0.4531
R-squared	0.024032	Mean dependent var		0.003764
Adjusted R-squared	-0.145135	S.D. dependent var		0.050903
S.E. of regression	0.054472	Akaike info criterion		-2.838795
Sum squared resid	0.222541	Schwarz criterion		-2.447324
Log likelihood	140.3264	Durbin-Watson stat		1.919110

Dependent Variable: DLOG(TMNP)

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 11:55

Sample(adjusted): 1916 2004

Included observations: 89 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 25 iterations

Backcast: 1915

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.021709	0.068166	-0.318468	0.7510
DLOG(GPS_PC)	-0.127882	0.026873	-4.758832	0.0000
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.530348	0.130631	-4.059884	0.0001
DLOG(AGUA(-1))	0.205238	0.155574	1.319231	0.1911
DLOG(GPE_PC(-5))	0.079044	0.046136	1.713281	0.0907
DLOG(TMC(-5))	0.097035	0.137553	0.705435	0.4827
D(FE>=1943)	-0.092100	0.031442	-2.929190	0.0045
D(FE>=1987)	-0.235620	0.038246	-6.160633	0.0000
D(FE>=1981)	-0.146449	0.047161	-3.105295	0.0027
D(FE>=1968)	0.168164	0.033656	4.996478	0.0000
D(FE>=1996)	-0.158540	0.038887	-4.076913	0.0001
D(FE>=1999)	-0.128250	0.040262	-3.185390	0.0021

MA(1)	-0.976409	0.020463	-47.71497	0.0000
R-squared	0.602722	Mean dependent var		-0.015661
Adjusted R-squared	0.539994	S.D. dependent var		0.080717
S.E. of regression	0.054745	Akaike info criterion		-2.838016
Sum squared resid	0.227776	Schwarz criterion		-2.474507
Log likelihood	139.2917	Durbin-Watson stat		2.219315
Inverted MA Roots	.98			

Jarque-Bera: 0,02

Probabilidad: 0,99

Date: 09/28/10 Time: 11:56

Sample: 1916 2004

Included observations: 89

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.146	-0.146	1.9604	
. * .	. * .	2 0.114	0.095	3.1681	0.075
. * .	. * .	3 -0.153	-0.128	5.3764	0.068
. * .	. * .	4 -0.034	-0.084	5.4874	0.139
. * .	. * .	5 -0.189	-0.187	8.9170	0.063
. * .	. * .	6 -0.059	-0.129	9.2541	0.099
. * .	. * .	7 -0.059	-0.085	9.6029	0.142
. * .	. * .	8 -0.113	-0.202	10.876	0.144
. * .	. * .	9 -0.014	-0.138	10.897	0.208
. * .	. * .	10 0.074	-0.022	11.463	0.245
. * .	. * .	11 0.107	0.020	12.647	0.244
. * .	. * .	12 0.061	-0.008	13.041	0.291

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.170742	Probability	0.315814
Obs*R-squared	2.311173	Probability	0.314873

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 11:57

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.000296	0.071193	-0.004153	0.9967
DLOG(GPS_PC)	0.001126	0.027186	0.041413	0.9671
DLOG(MEDICOS(-3))	0.004086	0.130488	0.031315	0.9751
DLOG(AGUA(-1))	0.000134	0.155419	0.000865	0.9993
DLOG(GPE_PC(-5))	-0.004542	0.046919	-0.096813	0.9231
DLOG(TMC(-5))	-0.002815	0.138230	-0.020362	0.9838
D(FE>=1943)	0.001560	0.031774	0.049086	0.9610
D(FE>=1987)	-0.002632	0.038244	-0.068828	0.9453
D(FE>=1981)	-0.002172	0.047238	-0.045977	0.9635
D(FE>=1968)	0.002397	0.034460	0.069556	0.9447
D(FE>=1996)	-0.000431	0.038802	-0.011119	0.9912
D(FE>=1999)	0.001286	0.040182	0.032000	0.9746
MA(1)	0.001495	0.020980	0.071252	0.9434
RESID(-1)	-0.132420	0.122890	-1.077547	0.2847
RESID(-2)	0.100962	0.123110	0.820092	0.4148
R-squared	0.025968	Mean dependent var		0.003515
Adjusted R-squared	-0.158308	S.D. dependent var		0.050753
S.E. of regression	0.054623	Akaike info criterion		-2.824223
Sum squared resid	0.220790	Schwarz criterion		-2.404790
Log likelihood	140.6779	Durbin-Watson stat		1.909675

5) Variable dependiente TMI neonatal_k

Dependent Variable: D(TMN_K)

Method: Least Squares

Date: 08/22/10 Time: 16:54

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 24 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.008408	0.020693	0.406320	0.6855
DLOG(GPS_PC)	0.026150	0.008796	2.972894	0.0038
DLOG(MEDICÖS(-3))	0.079089	0.022609	3.498092	0.0007
D(FE>=1981)	0.045038	0.012300	3.661576	0.0004
D(FE>=1996)	0.060725	0.011530	5.266848	0.0000
D(FE>=2000)	0.045165	0.011759	3.840865	0.0002
D(FE>=1988)	0.060373	0.012625	4.782040	0.0000
D(FE>=1968)	-0.043537	0.011818	-3.683955	0.0004
MA(1)	-0.699366	0.091577	-7.636902	0.0000
R-squared	0.456354	Mean dependent var		0.004409
Adjusted R-squared	0.405188	S.D. dependent var		0.019425
S.E. of regression	0.014982	Akaike info criterion		-5.473137
Sum squared resid	0.019078	Schwarz criterion		-5.229630
Log likelihood	266.2374	Durbin-Watson stat		2.235717
Inverted MA Roots	.70			

Jarque-Bera: 0.37

Probabilidad: 0.83

Date: 08/22/10 Time: 16:56

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.136	-0.136	1.8020	
. * .	. * .	2 0.111	0.094	3.0014	0.083
. .	. .	3 0.025	0.053	3.0632	0.216
. .	. .	4 0.043	0.043	3.2448	0.355
. .	. .	5 0.002	0.004	3.2450	0.518
. .	. .	6 -0.021	-0.031	3.2887	0.656
. * .	. * .	7 0.104	0.096	4.4023	0.622
. .	. .	8 -0.037	-0.009	4.5466	0.715
. .	. .	9 0.005	-0.021	4.5491	0.805
. .	. .	10 -0.039	-0.044	4.7089	0.859
. .	. .	11 0.011	-0.004	4.7226	0.909
. .	. * .	12 0.065	0.081	5.1863	0.922

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.563473	Probability	0.215511
Obs*R-squared	2.789273	Probability	0.247923

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 08/22/10 Time: 16:57

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.002853	0.020675	-0.138010	0.8906
DLOG(GPS_PC)	0.001145	0.008765	0.130649	0.8964
DLOG(MEDICÖS(-3))	0.005870	0.022739	0.258135	0.7969
D(FE>=1981)	-0.001084	0.012243	-0.088549	0.9297
D(FE>=1996)	-0.001438	0.011601	-0.123937	0.9017
D(FE>=2000)	-0.002887	0.011809	-0.244464	0.8075
D(FE>=1988)	-0.004498	0.012824	-0.350777	0.7266
D(FE>=1968)	0.000974	0.011754	0.082841	0.9342
MA(1)	0.148898	0.177406	0.839306	0.4037
RESID(-1)	-0.265263	0.210788	-1.258440	0.2118
RESID(-2)	0.022112	0.163475	0.135265	0.8927
R-squared	0.029673	Mean dependent var		-0.001178
Adjusted R-squared	-0.087234	S.D. dependent var		0.014274
S.E. of regression	0.014883	Akaike info criterion		-5.467565
Sum squared resid	0.018386	Schwarz criterion		-5.169946
Log likelihood	267.9756	Durbin-Watson stat		1.985950

Dependent Variable: D(TMN_K)
Method: Least Squares
Date: 08/22/10 Time: 16:59
Sample(adjusted): 1911 2004
Included observations: 94 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 33 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.012059	0.016057	0.751039	0.4547
DLOG(GPS_PC)	0.028532	0.007021	4.063784	0.0001
DLOG(MEDICOS(-3))	0.154215	0.029428	5.240482	0.0000
DLOG(AGUA)	-0.092058	0.025393	-3.625354	0.0005
D(FE>=1981)	0.036415	0.011048	3.296084	0.0014
D(FE>=1996)	0.067667	0.009071	7.459619	0.0000
D(FE>=2000)	0.050514	0.009580	5.273032	0.0000
D(FE>=1988)	0.069329	0.008785	7.892084	0.0000
D(FE>=1968)	-0.049150	0.005613	-8.756044	0.0000
MA(1)	-0.979280	0.013256	-73.87476	0.0000
R-squared	0.523125	Mean dependent var		0.004409
Adjusted R-squared	0.472031	S.D. dependent var		0.019425
S.E. of regression	0.014115	Akaike info criterion		-5.582903
Sum squared resid	0.016735	Schwarz criterion		-5.312340
Log likelihood	272.3964	Durbin-Watson stat		2.047477
Inverted MA Roots	.98			

Jarque-Bera: 1.09
Probabilidad: 0,58

Date: 08/22/10 Time: 17:02
Sample: 1911 2004
Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.034	-0.034	0.1146	
. .	. .	2 0.064	0.063	0.5191	0.471
. .	. .	3 0.010	0.014	0.5289	0.768
. .	. .	4 0.002	-0.002	0.5292	0.912
. .	. .	5 -0.047	-0.049	0.7515	0.945
. * .	. * .	6 -0.059	-0.063	1.1129	0.953
. .	. .	7 0.029	0.031	1.1981	0.977
. * .	. * .	8 -0.095	-0.085	2.1524	0.951
. * .	. * .	9 -0.074	-0.083	2.7312	0.950
. * .	. * .	10 -0.133	-0.134	4.6256	0.866
. .	. * .	11 -0.052	-0.060	4.9143	0.897
. .	. .	12 0.016	0.028	4.9439	0.934

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.237774	Probability	0.788923
Obs*R-squared	0.324917	Probability	0.850052

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 08/22/10 Time: 17:03
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.001823	0.016463	-0.110759	0.9121
DLOG(GPS_PC)	-2.28E-05	0.007088	-0.003224	0.9974
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.000991	0.029737	-0.033319	0.9735
DLOG(AGUA)	0.001735	0.025769	0.067339	0.9465
D(FE>=1981)	0.000503	0.011192	0.044979	0.9642
D(FE>=1996)	0.000791	0.009312	0.084939	0.9325
D(FE>=2000)	-0.001124	0.009884	-0.113758	0.9097
D(FE>=1988)	-0.000319	0.008928	-0.035703	0.9716
D(FE>=1968)	0.000160	0.005680	0.028194	0.9776
MA(1)	0.000265	0.013354	0.019860	0.9842
RESID(-1)	-0.029411	0.112425	-0.261607	0.7943

RESID(-2)	0.074225	0.119000	0.623740	0.5345
R-squared	0.003457	Mean dependent var		-0.000642
Adjusted R-squared	-0.130226	S.D. dependent var		0.013399
S.E. of regression	0.014245	Akaike info criterion		-5.546132
Sum squared resid	0.016639	Schwarz criterion		-5.221456
Log likelihood	272.6682	Durbin-Watson stat		1.991819

Dependent Variable: D(TMN_K)

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 11:34

Sample(adjusted): 1915 2004

Included observations: 90 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 30 iterations

Backcast: 1914

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.012577	0.018612	0.675777	0.5012
DLOG(GPS_PC)	0.028556	0.007406	3.855823	0.0002
DLOG(MEDICOS(-3))	0.153421	0.032180	4.767552	0.0000
DLOG(AGUA)	-0.079324	0.032297	-2.456046	0.0162
DLOG(GPE_PC(-4))	-0.012655	0.009719	-1.302163	0.1966
D(FE>=1981)	0.031996	0.011510	2.779828	0.0068
D(FE>=1996)	0.065866	0.008985	7.330895	0.0000
D(FE>=2000)	0.053947	0.009782	5.514765	0.0000
D(FE>=1988)	0.067130	0.008766	7.657662	0.0000
D(FE>=1968)	-0.044571	0.006993	-6.373971	0.0000
MA(1)	-0.975362	0.024629	-39.60174	0.0000
R-squared	0.553485	Mean dependent var		0.004329
Adjusted R-squared	0.496964	S.D. dependent var		0.019643
S.E. of regression	0.013932	Akaike info criterion		-5.595176
Sum squared resid	0.015334	Schwarz criterion		-5.289643
Log likelihood	262.7829	Durbin-Watson stat		2.144853
Inverted MA Roots	.98			

Jarque-Bera: 0.97

Probabilidad: 0,61

Date: 09/16/10 Time: 11:37

Sample: 1915 2004

Included observations: 90

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.093	-0.093	0.8076	
. .	. .	2 0.087	0.079	1.5166	0.218
. .	. .	3 0.034	0.050	1.6273	0.443
. .	. .	4 -0.037	-0.038	1.7622	0.623
. .	. .	5 -0.029	-0.044	1.8464	0.764
. .	. .	6 -0.056	-0.058	2.1514	0.828
. .	. .	7 0.046	0.047	2.3642	0.883
. .	. .	8 -0.117	-0.100	3.7535	0.808
. .	. .	9 -0.103	-0.133	4.8330	0.775
. .	. .	10 -0.129	-0.149	6.5604	0.683
. .	. .	11 -0.036	-0.038	6.6928	0.754
. .	. .	12 -0.016	-0.001	6.7208	0.821

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.618557	Probability	0.541376
Obs*R-squared	0.884198	Probability	0.642686

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 11:37

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.003130	0.019124	-0.163655	0.8704
DLOG(GPS_PC)	2.37E-05	0.007445	0.003178	0.9975
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.004080	0.032454	-0.125708	0.9003
DLOG(AGUA)	0.004974	0.032637	0.152404	0.8793

DLOG(GPE_PC(-4))	0.000164	0.009851	0.016658	0.9868
D(FE>=1981)	0.001509	0.011704	0.128893	0.8978
D(FE>=1996)	0.000980	0.009221	0.106265	0.9156
D(FE>=2000)	-0.001426	0.010112	-0.141046	0.8882
D(FE>=1988)	6.23E-05	0.008865	0.007025	0.9944
D(FE>=1968)	-0.000152	0.007037	-0.021637	0.9828
MA(1)	0.001669	0.025190	0.066252	0.9473
RESID(-1)	-0.077790	0.118377	-0.657136	0.5131
RESID(-2)	0.100178	0.126239	0.793560	0.4299
R-squared	0.009824	Mean dependent var		-0.001015
Adjusted R-squared	-0.144489	S.D. dependent var		0.013086
S.E. of regression	0.014000	Akaike info criterion		-5.566670
Sum squared resid	0.015091	Schwarz criterion		-5.205586
Log likelihood	263.5001	Durbin-Watson stat		2.001140

Dependent Variable: D(TMN_K)

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 11:39

Sample(adjusted): 1915 2004

Included observations: 90 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 36 iterations

Backcast: 1914

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.015445	0.018853	0.819219	0.4152
DLOG(GPS_PC)	0.027652	0.007482	3.695875	0.0004
DLOG(MEDICOS(-3))	0.142916	0.034173	4.182107	0.0001
DLOG(AGUA)	-0.058209	0.040120	-1.450870	0.1508
DLOG(GPE_PC(-4))	-0.010817	0.009981	-1.083799	0.2818
DLOG(TMC(-5))	-0.026569	0.031101	-0.854294	0.3956
D(FE>=1981)	0.031623	0.011535	2.741584	0.0076
D(FE>=1996)	0.065352	0.009023	7.242963	0.0000
D(FE>=2000)	0.053074	0.009850	5.388221	0.0000
D(FE>=1988)	0.068687	0.008950	7.674418	0.0000
D(FE>=1968)	-0.043708	0.007088	-6.166122	0.0000
MA(1)	-0.975378	0.024122	-40.43480	0.0000
R-squared	0.557741	Mean dependent var		0.004329
Adjusted R-squared	0.495372	S.D. dependent var		0.019643
S.E. of regression	0.013954	Akaike info criterion		-5.582532
Sum squared resid	0.015188	Schwarz criterion		-5.249224
Log likelihood	263.2139	Durbin-Watson stat		2.142539
Inverted MA Roots	.98			

Jarque-Bera: 0.58

Probabilidad: 0,74

Date: 09/16/10 Time: 11:42

Sample: 1915 2004

Included observations: 90

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	-0.090	-0.090	0.7510
. *	. *	2	0.095	0.088	1.6005
. .	. .	3	0.043	0.060	1.7758
. .	. .	4	-0.046	-0.046	1.9754
. .	. .	5	-0.033	-0.051	2.0798
. * .	. * .	6	-0.079	-0.082	2.6999
. .	. .	7	0.032	0.031	2.7997
. * .	. * .	8	-0.120	-0.099	4.2485
. * .	. * .	9	-0.106	-0.132	5.3934
. * .	. * .	10	-0.118	-0.139	6.8302
. .	. .	11	-0.026	-0.025	6.8988
. .	. .	12	-0.008	0.008	6.9051

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.653410	Probability	0.523166
Obs*R-squared	1.042050	Probability	0.593912

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 09/16/10 Time: 11:42
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.003097	0.019324	-0.160259	0.8731
DLOG(GPS_PC)	0.000110	0.007522	0.014645	0.9884
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.003327	0.034431	-0.096621	0.9233
DLOG(AGUA)	0.004627	0.040507	0.114221	0.9094
DLOG(GPE_PC(-4))	0.000424	0.010153	0.041736	0.9668
DLOG(TMC(-5))	-0.001031	0.031371	-0.032871	0.9739
D(FE>=1981)	0.001298	0.011696	0.110986	0.9119
D(FE>=1996)	0.000953	0.009210	0.103423	0.9179
D(FE>=2000)	-0.001556	0.010162	-0.153150	0.8787
D(FE>=1988)	-0.000144	0.009050	-0.015932	0.9873
D(FE>=1968)	-0.000222	0.007129	-0.031177	0.9752
MA(1)	0.000925	0.024672	0.037497	0.9702
RESID(-1)	-0.073780	0.119345	-0.618211	0.5383
RESID(-2)	0.109495	0.127012	0.862090	0.3913
R-squared	0.011578	Mean dependent var		-0.000954
Adjusted R-squared	-0.157494	S.D. dependent var		0.013028
S.E. of regression	0.014016	Akaike info criterion		-5.555136
Sum squared resid	0.014931	Schwarz criterion		-5.166277
Log likelihood	263.9811	Durbin-Watson stat		2.005236

6) Variable dependiente log(TMI neonatal)

Dependent Variable: DLOG(TMN)
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/10 Time: 12:09
 Sample(adjusted): 1911 2004
 Included observations: 94 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 20 iterations
 Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.152795	0.082205	-1.858702	0.0665
DLOG(GPS_PC)	-0.133585	0.034969	-3.820097	0.0003
D(FE>=1981)	-0.217930	0.054683	-3.985338	0.0001
D(FE>=1988)	-0.234663	0.056846	-4.128073	0.0001
D(FE>=1996)	-0.152760	0.053920	-2.833079	0.0057
D(FE>=2000)	-0.095107	0.053933	-1.763449	0.0814
D(FE>=1968)	0.161657	0.056862	2.842961	0.0056
MA(1)	-0.577695	0.099527	-5.804412	0.0000
R-squared	0.399751	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.350894	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.064469	Akaike info criterion		-2.564011
Sum squared resid	0.357433	Schwarz criterion		-2.347561
Log likelihood	128.5085	Durbin-Watson stat		2.253333
Inverted MA Roots	.58			

Jarque-Bera: 0.31
 Probabilidad: 0,85
 Date: 09/28/10 Time: 12:14
 Sample: 1911 2004
 Included observations: 94
 Q-statistic probabilities
 adjusted for 1 ARMA
 term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	-0.145	-0.145	2.0351
. *	. *	2	0.153	0.134	4.3170
. .	. .	3	0.008	0.049	4.3238
. *	. *	4	0.134	0.126	6.1346
. .	. .	5	-0.039	-0.014	6.2901
. .	. * .	6	-0.023	-0.071	6.3461
. *	. .	7	0.075	0.063	6.9266
. .	. .	8	0.040	0.062	7.0980
. .	. .	9	0.038	0.046	7.2525
. * .	. * .	10	-0.064	-0.067	7.6911

. .	. .	11	0.052	-0.002	7.9896	0.630
. .	. .	12	-0.043	-0.033	8.1910	0.696

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.425581	Probability	0.094597
Obs*R-squared	3.941737	Probability	0.139336

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 12:14

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.014933	0.082806	-0.180337	0.8573
DLOG(GPS_PC)	0.004017	0.034463	0.116561	0.9075
D(FE>=1981)	0.016672	0.054332	0.306856	0.7597
D(FE>=1988)	0.021885	0.056924	0.384467	0.7016
D(FE>=1996)	0.001850	0.053070	0.034857	0.9723
D(FE>=2000)	0.011330	0.053325	0.212463	0.8323
D(FE>=1968)	-0.010032	0.056185	-0.178557	0.8587
MA(1)	0.299553	0.275497	1.087317	0.2800
RESID(-1)	-0.414448	0.308796	-1.342141	0.1832
RESID(-2)	0.003495	0.192829	0.018125	0.9856
R-squared	0.041933	Mean dependent var		-0.007090
Adjusted R-squared	-0.060717	S.D. dependent var		0.061584
S.E. of regression	0.063426	Akaike info criterion		-2.577604
Sum squared resid	0.337918	Schwarz criterion		-2.307041
Log likelihood	131.1474	Durbin-Watson stat		1.981912

Dependent Variable: DLOG(TMN)

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 12:17

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 15 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.021430	0.077009	-0.278275	0.7815
DLOG(GPS_PC)	-0.118179	0.030007	-3.938338	0.0002
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.318537	0.089614	-3.554539	0.0006
D(FE>=1981)	-0.198393	0.048559	-4.085594	0.0001
D(FE>=1996)	-0.149258	0.046126	-3.235894	0.0017
D(FE>=2000)	-0.096640	0.046179	-2.092729	0.0394
D(FE>=1988)	-0.216090	0.050217	-4.303105	0.0000
D(FE>=1968)	0.194351	0.047506	4.091083	0.0001
MA(1)	-0.720647	0.087140	-8.269998	0.0000
R-squared	0.460997	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.410268	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.061449	Akaike info criterion		-2.650358
Sum squared resid	0.320963	Schwarz criterion		-2.406851
Log likelihood	133.5668	Durbin-Watson stat		2.207655
Inverted MA Roots	.72			

Jarque-Bera: 0,17

Probabilidad: 0,91

Date: 09/28/10 Time: 12:19

Sample: 1911 2004

Included observations: 94

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	-0.116	-0.116	1.3024
. * .	. * .	2	0.119	0.107	2.6978
. * .	. * .	3	-0.029	-0.004	2.7791
. * .	. * .	4	0.098	0.084	3.7479

. .	. .	5	-0.047	-0.026	3.9717	0.410
. .	* .	6	-0.041	-0.070	4.1438	0.529
. .	. .	7	0.035	0.034	4.2707	0.640
. .	. .	8	-0.042	-0.033	4.4570	0.726
. .	. .	9	-0.004	-0.014	4.4589	0.814
. .	. .	10	-0.054	-0.040	4.7725	0.854
. .	. .	11	0.058	0.041	5.1356	0.882
. .	. .	12	-0.047	-0.021	5.3785	0.911

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.140396	Probability	0.324650
Obs*R-squared	1.777118	Probability	0.411248

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 12:19

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.014403	0.078673	-0.183081	0.8552
DLOG(GPS_PC)	0.000262	0.030039	0.008736	0.9931
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.003358	0.090535	-0.037093	0.9705
D(FE>=1981)	0.003921	0.048547	0.080768	0.9358
D(FE>=1996)	0.000571	0.046279	0.012348	0.9902
D(FE>=2000)	0.005747	0.046279	0.124175	0.9015
D(FE>=1988)	0.008127	0.050864	0.159783	0.8734
D(FE>=1968)	-0.006051	0.047596	-0.127139	0.8991
MA(1)	0.052564	0.154960	0.339213	0.7353
RESID(-1)	-0.140874	0.193078	-0.729624	0.4677
RESID(-2)	0.093924	0.156151	0.601496	0.5491
R-squared	0.018906	Mean dependent var		0.005223
Adjusted R-squared	-0.099299	S.D. dependent var		0.058512
S.E. of regression	0.061348	Akaike info criterion		-2.634914
Sum squared resid	0.312379	Schwarz criterion		-2.337294
Log likelihood	134.8409	Durbin-Watson stat		1.986302

Dependent Variable: DLOG(TMN)

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 12:22

Sample(adjusted): 1911 2004

Included observations: 94 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 49 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.050954	0.067195	-0.758295	0.4504
DLOG(GPS_PC)	-0.117593	0.028968	-4.059441	0.0001
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.581656	0.111137	-5.233696	0.0000
DLOG(AGUA(-1))	0.308626	0.094613	3.261995	0.0016
D(FE>=1981)	-0.177810	0.042944	-4.140484	0.0001
D(FE>=1996)	-0.154704	0.037849	-4.087396	0.0001
D(FE>=2000)	-0.129846	0.040012	-3.245180	0.0017
D(FE>=1988)	-0.232047	0.036142	-6.420366	0.0000
D(FE>=1968)	0.222930	0.023145	9.631877	0.0000
MA(1)	-0.988058	0.015325	-64.47406	0.0000
R-squared	0.519401	Mean dependent var		-0.015519
Adjusted R-squared	0.467908	S.D. dependent var		0.080019
S.E. of regression	0.058369	Akaike info criterion		-2.743768
Sum squared resid	0.286185	Schwarz criterion		-2.473205
Log likelihood	138.9571	Durbin-Watson stat		1.964317
Inverted MA Roots	.99			

Jarque-Bera: 0,65

Probabilidad: 0,72

Date: 09/28/10 Time: 12:23

Sample: 1911 2004

Included observations: 94
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA

term(s)	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. .	. .	1	0.012	0.012	0.0133
	. *	. *	2	0.121	0.121	1.4440
	. .	. .	3	-0.001	-0.004	1.4440
	. *	. .	4	0.069	0.055	1.9150
	. .	. .	5	-0.048	-0.050	2.1518
	. *	. *	6	-0.093	-0.108	3.0300
	. .	. .	7	-0.017	-0.004	3.0603
	. *	. *	8	-0.119	-0.103	4.5483
	. .	. *	9	-0.092	-0.085	5.4448
	. *	. *	10	-0.118	-0.085	6.9288
	. .	. .	11	-0.027	-0.017	7.0057
	. *	. *	12	-0.095	-0.073	7.9907

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.674158	Probability	0.512387
Obs*R-squared	1.267372	Probability	0.530632

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 12:23

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.012343	0.068313	0.180679	0.8571
DLOG(GPS_PC)	-0.000579	0.029085	-0.019897	0.9842
DLOG(MEDICOS(-3))	-7.68E-05	0.111625	-0.000688	0.9995
DLOG(AGUA(-1))	-0.005285	0.095162	-0.055539	0.9558
D(FE>=1981)	-0.000922	0.043121	-0.021379	0.9830
D(FE>=1996)	-0.004915	0.038254	-0.128483	0.8981
D(FE>=2000)	0.003321	0.040280	0.082449	0.9345
D(FE>=1988)	0.004301	0.036547	0.117693	0.9066
D(FE>=1968)	-0.002348	0.023341	-0.100613	0.9201
MA(1)	-0.000811	0.015520	-0.052245	0.9585
RESID(-1)	0.015640	0.111013	0.140884	0.8883
RESID(-2)	0.131117	0.113647	1.153715	0.2520
R-squared	0.013483	Mean dependent var		0.002884
Adjusted R-squared	-0.118855	S.D. dependent var		0.055397
S.E. of regression	0.058597	Akaike info criterion		-2.717524
Sum squared resid	0.281556	Schwarz criterion		-2.392848
Log likelihood	139.7236	Durbin-Watson stat		1.996748

Dependent Variable: DLOG(TMN)

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 12:27

Sample(adjusted): 1916 2004

Included observations: 89 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 34 iterations

Backcast: 1915

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.060397	0.077076	-0.783601	0.4356
DLOG(GPS_PC)	-0.118868	0.030097	-3.949522	0.0002
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.582426	0.122034	-4.772639	0.0000
DLOG(AGUA(-1))	0.230169	0.122420	1.880158	0.0638
DLOG(GPE_PC(-5))	0.084556	0.040376	2.094204	0.0395
D(FE>=1981)	-0.148351	0.044447	-3.337664	0.0013
D(FE>=1996)	-0.146082	0.036242	-4.030744	0.0001
D(FE>=2000)	-0.139598	0.038590	-3.617430	0.0005
D(FE>=1988)	-0.212260	0.035458	-5.986231	0.0000
D(FE>=1968)	0.191326	0.029463	6.493727	0.0000
MA(1)	-0.982159	0.024500	-40.08801	0.0000
R-squared	0.577967	Mean dependent var		-0.015661

Adjusted R-squared	0.523860	S.D. dependent var	0.080717
S.E. of regression	0.055697	Akaike info criterion	-2.822511
Sum squared resid	0.241970	Schwarz criterion	-2.514927
Log likelihood	136.6018	Durbin-Watson stat	2.034436
Inverted MA Roots	.98		

Jarque-Bera: 0,81
Probabilidad: 0,66
Date: 09/28/10 Time: 12:28
Sample: 1916 2004
Included observations: 89
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.038	-0.038	0.1330	
. *	. *	2 0.127	0.125	1.6236	0.203
. .	. .	3 -0.009	0.000	1.6316	0.442
. .	. .	4 0.028	0.012	1.7074	0.635
. .	. .	5 -0.046	-0.044	1.9095	0.752
. *	. *	6 -0.095	-0.105	2.7829	0.733
. .	. .	7 -0.051	-0.049	3.0436	0.803
. *	. *	8 -0.168	-0.152	5.8537	0.557
. *	. *	9 -0.133	-0.140	7.6384	0.470
. *	. *	10 -0.097	-0.079	8.6063	0.474
. .	. .	11 0.009	0.019	8.6138	0.569
. *	. *	12 -0.074	-0.067	9.1922	0.604

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.783283	Probability	0.460557
Obs*R-squared	1.137950	Probability	0.566105

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/28/10 Time: 12:28
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.014289	0.078320	0.182442	0.8557
DLOG(GPS_PC)	-0.000455	0.030182	-0.015068	0.9880
DLOG(MEDICOS(-3))	0.004379	0.122548	0.035730	0.9716
DLOG(AGUA(-1))	-0.006839	0.123057	-0.055575	0.9558
DLOG(GPE_PC(-5))	-0.004101	0.040621	-0.100962	0.9198
D(FE>=1981)	-0.004742	0.044828	-0.105777	0.9160
D(FE>=1996)	-0.005173	0.036713	-0.140899	0.8883
D(FE>=2000)	0.004038	0.038838	0.103959	0.9175
D(FE>=1988)	0.003224	0.035798	0.090048	0.9285
D(FE>=1968)	0.001357	0.029561	0.045897	0.9635
MA(1)	-0.002659	0.025317	-0.105015	0.9166
RESID(-1)	-0.020388	0.117122	-0.174072	0.8623
RESID(-2)	0.146388	0.120080	1.219091	0.2266
R-squared	0.012786	Mean dependent var		0.004518
Adjusted R-squared	-0.143090	S.D. dependent var		0.052240
S.E. of regression	0.055853	Akaike info criterion		-2.797971
Sum squared resid	0.237083	Schwarz criterion		-2.434462
Log likelihood	137.5097	Durbin-Watson stat		1.986154

Dependent Variable: DLOG(TMN)
Method: Least Squares
Date: 09/28/10 Time: 12:30
Sample(adjusted): 1916 2004
Included observations: 89 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 28 iterations
Backcast: 1915

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.066149	0.077519	-0.853326	0.3961

DLOG(GPS_PC)	-0.117331	0.030383	-3.861689	0.0002
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.565026	0.129391	-4.366814	0.0000
DLOG(AGUA(-1))	0.182486	0.154161	1.183740	0.2402
DLOG(GPE_PC(-5))	0.077942	0.041908	1.859805	0.0667
DLOG(TMC(-5))	0.073911	0.127330	0.580468	0.5633
D(FE>=1981)	-0.143914	0.044848	-3.208960	0.0019
D(FE>=1996)	-0.144533	0.036426	-3.967898	0.0002
D(FE>=2000)	-0.135346	0.039436	-3.432049	0.0010
D(FE>=1988)	-0.215877	0.036498	-5.914798	0.0000
D(FE>=1968)	0.189339	0.029858	6.341335	0.0000
MA(1)	-0.982015	0.024420	-40.21320	0.0000
R-squared	0.579914	Mean dependent var		-0.015661
Adjusted R-squared	0.519902	S.D. dependent var		0.080717
S.E. of regression	0.055928	Akaike info criterion		-2.804665
Sum squared resid	0.240853	Schwarz criterion		-2.469118
Log likelihood	136.8076	Durbin-Watson stat		2.029268
Inverted MA Roots	.98			

Jarque-Bera: 0,40

Probabilidad: 0,81

Date: 09/28/10 Time: 12:31

Sample: 1916 2004

Included observations: 89

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.037	-0.037	0.1268	
. *	. *	2 0.129	0.127	1.6668	0.197
. .	. .	3 -0.003	0.006	1.6678	0.434
. .	. .	4 0.019	0.003	1.7020	0.636
. .	. .	5 -0.055	-0.056	1.9973	0.736
. *	. *	6 -0.110	-0.119	3.1756	0.673
. *	. *	7 -0.064	-0.061	3.5829	0.733
. *	. *	8 -0.171	-0.153	6.5117	0.481
. *	. *	9 -0.135	-0.141	8.3500	0.400
. *	. *	10 -0.091	-0.076	9.2038	0.419
. .	. .	11 0.021	0.031	9.2502	0.509
. *	. *	12 -0.069	-0.068	9.7471	0.553

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.793600	Probability	0.455974
Obs*R-squared	1.238099	Probability	0.538456

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/28/10 Time: 12:31

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.014983	0.078738	0.190286	0.8496
DLOG(GPS_PC)	-0.000413	0.030474	-0.013553	0.9892
DLOG(MEDICOS(-3))	0.011440	0.129882	0.088082	0.9300
DLOG(AGUA(-1))	-0.016459	0.154870	-0.106274	0.9156
DLOG(GPE_PC(-5))	-0.004734	0.042214	-0.112147	0.9110
DLOG(TMC(-5))	0.007520	0.127884	0.058800	0.9533
D(FE>=1981)	-0.005889	0.045170	-0.130374	0.8966
D(FE>=1996)	-0.005418	0.036837	-0.147089	0.8835
D(FE>=2000)	0.004455	0.039697	0.112233	0.9109
D(FE>=1988)	0.002338	0.036852	0.063436	0.9496
D(FE>=1968)	0.001050	0.029959	0.035031	0.9721
MA(1)	-0.002732	0.024691	-0.110632	0.9122
RESID(-1)	-0.019769	0.117961	-0.167591	0.8674
RESID(-2)	0.148717	0.121073	1.228331	0.2232
R-squared	0.013911	Mean dependent var		0.004324
Adjusted R-squared	-0.157011	S.D. dependent var		0.052135
S.E. of regression	0.056079	Akaike info criterion		-2.780663
Sum squared resid	0.235862	Schwarz criterion		-2.389192
Log likelihood	137.7395	Durbin-Watson stat		1.984523

4.2.3 Se utiliza el gasto total en lugar del gasto en salud y el gasto en educación

1) Variable dependiente TMI_k, sin rezagos

Dependent Variable: D(TMI_K)
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 15:55
Sample(adjusted): 1911 2000
Included observations: 90 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 13 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.027413	0.024536	1.117260	0.2671
DLOG(GTO_CORR)	0.049715	0.013901	3.576284	0.0006
D(FE>=1944)	0.048366	0.014436	3.350354	0.0012
D(FE>=1982)	0.046607	0.015361	3.034096	0.0032
D(FE>=1987)	0.051289	0.014470	3.544546	0.0006
MA(1)	-0.555472	0.106253	-5.227844	0.0000
R-squared	0.285441	Mean dependent var		0.004665
Adjusted R-squared	0.242907	S.D. dependent var		0.019427
S.E. of regression	0.016904	Akaike info criterion		-5.258242
Sum squared resid	0.024001	Schwarz criterion		-5.091588
Log likelihood	242.6209	Durbin-Watson stat		2.035057
Inverted MA Roots	.56			

Jarque-Bera: 2.66
Probabilidad: 0.26
Date: 09/16/10 Time: 15:56
Sample: 1911 2000
Included observations: 90
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1 -0.083	-0.083	0.6476	
. * .	. * .	2 -0.062	-0.069	1.0052	0.316
. .	. .	3 0.052	0.041	1.2651	0.531
. .	. .	4 0.045	0.049	1.4572	0.692
. * .	. * .	5 -0.106	-0.094	2.5571	0.634
. .	. .	6 -0.014	-0.029	2.5776	0.765
. * .	. * .	7 0.185	0.170	6.0075	0.422
. .	. .	8 -0.024	0.011	6.0660	0.532
. * .	. * .	9 0.116	0.150	7.4471	0.489
. * .	. * .	10 0.072	0.075	7.9764	0.537
. .	. .	11 0.020	0.032	8.0172	0.627
. .	. * .	12 0.027	0.069	8.0920	0.705

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.909009	Probability	0.406945
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 15:56
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.003277	0.024716	-0.132569	0.8949
DLOG(GTO_CORR)	0.001035	0.014050	0.073700	0.9414
D(FE>=1944)	0.000694	0.014491	0.047892	0.9619
D(FE>=1982)	-0.007606	0.016434	-0.462797	0.6447
D(FE>=1987)	-0.003102	0.014680	-0.211304	0.8332
MA(1)	0.483560	0.374135	1.292476	0.1998
RESID(-1)	-0.512184	0.382606	-1.338671	0.1844
RESID(-2)	-0.259373	0.218373	-1.187750	0.2384
R-squared	-0.028494	Mean dependent var		0.003607

Adjusted R-squared	-0.116292	S.D. dependent var	0.016016
S.E. of regression	0.016922	Akaike info criterion	-5.235727
Sum squared resid	0.023481	Schwarz criterion	-5.013521
Log likelihood	243.6077	Durbin-Watson stat	1.962602

Dependent Variable: D(TMI_K)
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 15:58
Sample(adjusted): 1911 2000
Included observations: 90 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 10 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	0.043272	0.013746	3.147979	0.0023
DLOG(PBI_PC)	0.014065	0.024461	0.574981	0.5669
DLOG(MEDICOS)	0.075745	0.031894	2.374887	0.0199
D(FE>=1944)	0.044560	0.013990	3.185156	0.0020
D(FE>=1987)	0.045566	0.014168	3.216161	0.0019
D(FE>=1982)	0.035469	0.015582	2.276296	0.0254
MA(1)	-0.564613	0.104841	-5.385442	0.0000
R-squared	0.333879	Mean dependent var		0.004665
Adjusted R-squared	0.285726	S.D. dependent var		0.019427
S.E. of regression	0.016419	Akaike info criterion		-5.306215
Sum squared resid	0.022374	Schwarz criterion		-5.111786
Log likelihood	245.7797	Durbin-Watson stat		2.030577
Inverted MA Roots	.56			

Jarque-Bera: 2.4
Probabilidad: 0,30
Date: 09/16/10 Time: 15:58
Sample: 1911 2000
Included observations: 90
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.032	-0.032	0.0927	
. .	. .	2 -0.005	-0.006	0.0951	0.758
. *	. *	3 0.078	0.078	0.6804	0.712
. .	. *	4 0.064	0.070	1.0765	0.783
. *	. .	5 -0.095	-0.091	1.9512	0.745
. .	. .	6 -0.020	-0.033	1.9922	0.850
. *	. *	7 0.182	0.173	5.2867	0.508
. .	. .	8 0.029	0.053	5.3724	0.615
. *	. *	9 0.145	0.168	7.5097	0.483
. *	. *	10 0.097	0.081	8.4736	0.487
. .	. .	11 0.011	-0.016	8.4856	0.582
. .	. .	12 -0.004	0.000	8.4876	0.669

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.506136	Probability	0.604714
Obs*R-squared	0.986177	Probability	0.610737

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 15:59
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	0.001875	0.014029	0.133623	0.8940
DLOG(PBI_PC)	-0.002937	0.024838	-0.118236	0.9062
DLOG(MEDICOS)	0.007965	0.033265	0.239442	0.8114
D(FE>=1944)	0.001492	0.014188	0.105139	0.9165
D(FE>=1987)	-0.001916	0.014385	-0.133226	0.8943
D(FE>=1982)	-0.004512	0.016347	-0.275998	0.7833
MA(1)	0.345349	0.359721	0.960047	0.3399

RESID(-1)	-0.372703	0.370877	-1.004925	0.3179
RESID(-2)	-0.182608	0.216864	-0.842041	0.4022
R-squared	0.010958	Mean dependent var		0.000590
Adjusted R-squared	-0.086726	S.D. dependent var		0.015844
S.E. of regression	0.016517	Akaike info criterion		-5.274191
Sum squared resid	0.022098	Schwarz criterion		-5.024210
Log likelihood	246.3386	Durbin-Watson stat		1.966493

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 12:34

Sample(adjusted): 1911 2000

Included observations: 90 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 11 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	0.044003	0.014070	3.127538	0.0024
DLOG(PBI_PC)	0.013077	0.024810	0.527098	0.5995
DLOG(MEDICOS)	0.072264	0.035546	2.032973	0.0453
DLOG(TMC)	0.011670	0.043766	0.266642	0.7904
D(FE>=1944)	0.044251	0.014150	3.127155	0.0024
D(FE>=1982)	0.034979	0.015773	2.217662	0.0293
D(FE>=1987)	0.045357	0.014301	3.171611	0.0021
MA(1)	-0.559010	0.106097	-5.268839	0.0000
R-squared	0.334440	Mean dependent var		0.004665
Adjusted R-squared	0.277624	S.D. dependent var		0.019427
S.E. of regression	0.016511	Akaike info criterion		-5.284836
Sum squared resid	0.022356	Schwarz criterion		-5.062631
Log likelihood	245.8176	Durbin-Watson stat		2.033575
Inverted MA Roots	.56			

Jarque-Bera: 2.52

Probabilidad: 0,28

Date: 09/16/10 Time: 12:43

Sample: 1911 2000

Included observations: 90

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.032	-0.032	0.0941	
. .	. .	2 -0.003	-0.004	0.0949	0.758
. *	. *	3 0.078	0.078	0.6773	0.713
. *	. *	4 0.066	0.072	1.1007	0.777
* .	* .	5 -0.095	-0.091	1.9779	0.740
. .	. .	6 -0.019	-0.031	2.0117	0.848
. *	. *	7 0.185	0.177	5.4303	0.490
. .	. .	8 0.028	0.053	5.5111	0.598
. *	. *	9 0.147	0.170	7.7320	0.460
. *	. *	10 0.096	0.080	8.6789	0.467
. .	. .	11 0.016	-0.012	8.7061	0.560
. .	. .	12 -0.002	0.004	8.7064	0.649

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.515455	Probability	0.599198
Obs*R-squared	1.070983	Probability	0.585381

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 12:44

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	0.001567	0.014327	0.109389	0.9132
DLOG(PBI_PC)	-0.002716	0.025157	-0.107967	0.9143
DLOG(MEDICOS)	0.008775	0.037022	0.237012	0.8133
DLOG(TMC)	-0.001420	0.044061	-0.032234	0.9744
D(FE>=1944)	0.001669	0.014368	0.116126	0.9078

D(FE>=1982)	-0.004795	0.016594	-0.288930	0.7734
D(FE>=1987)	-0.001958	0.014519	-0.134833	0.8931
MA(1)	0.358590	0.369969	0.969242	0.3353
RESID(-1)	-0.387069	0.381391	-1.014890	0.3132
RESID(-2)	-0.185819	0.220332	-0.843360	0.4015
R-squared	0.011900	Mean dependent var		0.000455
Adjusted R-squared	-0.099261	S.D. dependent var		0.015842
S.E. of regression	0.016610	Akaike info criterion		-5.253195
Sum squared resid	0.022071	Schwarz criterion		-4.975439
Log likelihood	246.3938	Durbin-Watson stat		1.968525

Dependent Variable: D(TMI_K)
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 12:23
Sample(adjusted): 1911 2000
Included observations: 90 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 11 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	0.042458	0.014298	2.969417	0.0039
DLOG(PBI_PC)	0.011744	0.024925	0.471176	0.6388
DLOG(MEDICOS)	0.054157	0.044738	1.210536	0.2296
DLOG(AGUA)	0.031065	0.047662	0.651776	0.5164
DLOG(TMC)	-0.005851	0.051208	-0.114261	0.9093
D(FE>=1944)	0.043766	0.014207	3.080635	0.0028
D(FE>=1987)	0.045475	0.014381	3.162134	0.0022
D(FE>=1982)	0.036827	0.016036	2.296472	0.0242
MA(1)	-0.560254	0.107790	-5.197661	0.0000
R-squared	0.337933	Mean dependent var		0.004665
Adjusted R-squared	0.272544	S.D. dependent var		0.019427
S.E. of regression	0.016569	Akaike info criterion		-5.267876
Sum squared resid	0.022238	Schwarz criterion		-5.017895
Log likelihood	246.0544	Durbin-Watson stat		2.039816
Inverted MA Roots	.56			

Jarque-Bera: 2.83
Probabilidad: 0,24
Date: 09/16/10 Time: 12:33
Sample: 1911 2000
Included observations: 90
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.036	-0.036	0.1226	
. .	. .	2 0.000	-0.001	0.1226	0.726
. *	. *	3 0.085	0.085	0.8074	0.668
. *	. *	4 0.069	0.075	1.2593	0.739
. * .	. * .	5 -0.079	-0.074	1.8645	0.761
. .	. .	6 -0.021	-0.035	1.9071	0.862
. *	. *	7 0.182	0.172	5.2124	0.517
. .	. .	8 0.030	0.054	5.3027	0.623
. *	. *	9 0.150	0.171	7.5882	0.475
. *	. *	10 0.104	0.092	8.6981	0.466
. .	. .	11 0.017	-0.009	8.7286	0.558
. .	. .	12 0.008	0.004	8.7350	0.646

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.626361	Probability	0.537167
Obs*R-squared	1.399216	Probability	0.496780

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 12:33
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

DLOG(GTO_CORR)	0.001416	0.014509	0.097560	0.9225
DLOG(PBI_PC)	-0.002057	0.025157	-0.081757	0.9350
DLOG(MEDICOS)	0.010307	0.046010	0.224018	0.8233
DLOG(AGUA)	9.47E-05	0.047887	0.001978	0.9984
DLOG(TMC)	-0.001646	0.051477	-0.031967	0.9746
D(FE>=1944)	0.002125	0.014434	0.147247	0.8833
D(FE>=1987)	-0.002543	0.014630	-0.173839	0.8624
D(FE>=1982)	-0.005333	0.016834	-0.316810	0.7522
MA(1)	0.393695	0.369829	1.064532	0.2903
RESID(-1)	-0.427287	0.381763	-1.119247	0.2664
RESID(-2)	-0.200739	0.220257	-0.911389	0.3649
R-squared	0.015547	Mean dependent var		0.000126
Adjusted R-squared	-0.109067	S.D. dependent var		0.015807
S.E. of regression	0.016646	Akaike info criterion		-5.239164
Sum squared resid	0.021891	Schwarz criterion		-4.933632
Log likelihood	246.7624	Durbin-Watson stat		1.964617

2) Variable dependiente TMI_k, con rezagos

Dependent Variable: D(TMI_K)
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 12:50
Sample(adjusted): 1907 2005
Included observations: 99 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 9 iterations
Backcast: 1906

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.067349	0.023146	2.909777	0.0045
D(FE>=1944)	0.046334	0.016128	2.872937	0.0050
D(FE>=1982)	0.035767	0.016626	2.151285	0.0340
D(FE>=1987)	0.058074	0.016300	3.562843	0.0006
MA(1)	-0.407341	0.098778	-4.123799	0.0001
R-squared	0.204756	Mean dependent var		0.004389
Adjusted R-squared	0.170915	S.D. dependent var		0.019313
S.E. of regression	0.017585	Akaike info criterion		-5.194332
Sum squared resid	0.029069	Schwarz criterion		-5.063265
Log likelihood	262.1194	Durbin-Watson stat		2.019949
Inverted MA Roots	.41			

Jarque-Bera: 3.63
Probabilidad: 0,16
Date: 09/16/10 Time: 12:52
Sample: 1907 2005
Included observations: 99
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.055	-0.055	0.3128	
. .	. .	2 -0.009	-0.013	0.3220	0.570
. .	. .	3 0.019	0.018	0.3610	0.835
. * .	. .	4 -0.058	-0.056	0.7129	0.870
. .	. .	5 -0.038	-0.045	0.8698	0.929
. .	. .	6 -0.047	-0.054	1.1106	0.953
. .	. .	7 0.052	0.048	1.4024	0.966
. *	. *	8 0.141	0.146	3.5956	0.825
. *	. *	9 0.142	0.163	5.8328	0.666
. *	. *	10 0.117	0.141	7.3824	0.597
. * .	. .	11 -0.070	-0.052	7.9381	0.635
. .	. .	12 -0.031	-0.032	8.0467	0.709

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.151680	Probability	0.859478
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 12:53

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.003452	0.024554	-0.140583	0.8885
D(FE>=1944)	0.000696	0.016353	0.042580	0.9661
D(FE>=1982)	-0.001996	0.017170	-0.116231	0.9077
D(FE>=1987)	0.000231	0.016460	0.014054	0.9888
MA(1)	0.301062	0.633729	0.475064	0.6359
RESID(-1)	-0.319532	0.645594	-0.494943	0.6218
RESID(-2)	-0.097961	0.277605	-0.352879	0.7250
R-squared	-0.034843	Mean dependent var		0.003289
Adjusted R-squared	-0.102333	S.D. dependent var		0.016902
S.E. of regression	0.017746	Akaike info criterion		-5.157220
Sum squared resid	0.028973	Schwarz criterion		-4.973726
Log likelihood	262.2824	Durbin-Watson stat		1.987834

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 12:55

Sample(adjusted): 1911 2000

Included observations: 90 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 12 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.053409	0.021156	2.524602	0.0135
DLOG(GTO_CORR)	0.051819	0.012524	4.137607	0.0001
D(FE>=1944)	0.050044	0.013839	3.616261	0.0005
D(FE>=1982)	0.037329	0.014569	2.562233	0.0122
D(FE>=1987)	0.058703	0.014199	4.134306	0.0001
MA(1)	-0.540280	0.103423	-5.223994	0.0000
R-squared	0.326691	Mean dependent var		0.004665
Adjusted R-squared	0.286613	S.D. dependent var		0.019427
S.E. of regression	0.016408	Akaike info criterion		-5.317704
Sum squared resid	0.022616	Schwarz criterion		-5.151050
Log likelihood	245.2967	Durbin-Watson stat		2.021695
Inverted MA Roots	.54			

Jarque-Bera: 2.80

Probabilidad: 0,24

Date: 09/16/10 Time: 12:58

Sample: 1911 2000

Included observations: 90

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.052	-0.052	0.2536	
. .	. .	2 0.000	-0.003	0.2536	0.615
. .	. .	3 0.025	0.025	0.3153	0.854
. .	. .	4 0.013	0.016	0.3319	0.954
. * .	. * .	5 -0.129	-0.128	1.9599	0.743
. .	. .	6 -0.025	-0.040	2.0225	0.846
. *	. *	7 0.186	0.186	5.4837	0.483
. .	. *	8 0.043	0.073	5.6732	0.578
. *	. *	9 0.130	0.144	7.4082	0.493
. .	. .	10 0.059	0.052	7.7726	0.557
. .	. .	11 0.032	0.023	7.8771	0.641
. .	. .	12 0.009	0.054	7.8853	0.724

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.166764	Probability	0.846686
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 12:58

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.002728	0.022174	-0.123012	0.9024
DLOG(GTO_CORR)	-0.000615	0.012821	-0.047947	0.9619
D(FE>=1944)	0.000811	0.014064	0.057658	0.9542
D(FE>=1982)	-0.002584	0.015465	-0.167065	0.8677
D(FE>=1987)	-0.001140	0.014505	-0.078602	0.9375
MA(1)	0.191050	0.397980	0.480049	0.6325
RESID(-1)	-0.214497	0.408932	-0.524531	0.6013
RESID(-2)	-0.069760	0.229363	-0.304146	0.7618
R-squared	-0.023523	Mean dependent var		0.002602
Adjusted R-squared	-0.110897	S.D. dependent var		0.015725
S.E. of regression	0.016574	Akaike info criterion		-5.277319
Sum squared resid	0.022524	Schwarz criterion		-5.055114
Log likelihood	245.4793	Durbin-Watson stat		1.964963

Dependent Variable: D(TMI_K)
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 13:00
Sample(adjusted): 1911 2000
Included observations: 90 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 9 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	0.042441	0.012454	3.407946	0.0010
DLOG(PBI_PC(-2))	0.034516	0.020395	1.692424	0.0943
DLOG(MEDICOS(-5))	0.082638	0.031488	2.624389	0.0103
D(FE>=1944)	0.045707	0.013291	3.439046	0.0009
D(FE>=1987)	0.044355	0.013858	3.200702	0.0019
D(FE>=1982)	0.029158	0.014657	1.989268	0.0500
MA(1)	-0.599871	0.100006	-5.998383	0.0000
R-squared	0.370141	Mean dependent var		0.004665
Adjusted R-squared	0.324609	S.D. dependent var		0.019427
S.E. of regression	0.015965	Akaike info criterion		-5.362190
Sum squared resid	0.021156	Schwarz criterion		-5.167760
Log likelihood	248.2985	Durbin-Watson stat		2.011533
Inverted MA Roots	.60			

Jarque-Bera: 1.74
Probabilidad: 0,42
Date: 09/16/10 Time: 13:03
Sample: 1911 2000
Included observations: 90
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.019	-0.019	0.0352	
. .	. .	2 -0.017	-0.017	0.0608	0.805
. .	. .	3 0.032	0.032	0.1611	0.923
. .	. .	4 0.066	0.067	0.5798	0.901
. .	. .	5 -0.060	-0.057	0.9304	0.920
. .	. .	6 -0.007	-0.009	0.9356	0.968
. .	. .	7 0.134	0.129	2.7381	0.841
. .	. .	8 0.005	0.009	2.7411	0.908
. .	. .	9 0.167	0.182	5.5790	0.694
. .	. .	10 0.102	0.104	6.6464	0.674
. .	. .	11 0.018	0.013	6.6800	0.755
. .	. .	12 -0.003	0.010	6.6808	0.824

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.267265	Probability	0.766143
Obs*R-squared	0.578520	Probability	0.748817

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 13:03
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	0.001504	0.012777	0.117681	0.9066
DLOG(PBI_PC(-2))	-0.000518	0.020589	-0.025183	0.9800
DLOG(MEDICOS(-5))	0.004149	0.032354	0.128227	0.8983
D(FE>=1944)	0.001584	0.013647	0.116055	0.9079
D(FE>=1987)	-0.001559	0.014163	-0.110105	0.9126
D(FE>=1982)	-0.003253	0.015489	-0.210025	0.8342
MA(1)	0.212492	0.308592	0.688585	0.4931
RESID(-1)	-0.229321	0.322278	-0.711562	0.4788
RESID(-2)	-0.135237	0.204847	-0.660185	0.5110
R-squared	0.006428	Mean dependent var		-0.000174
Adjusted R-squared	-0.091703	S.D. dependent var		0.015417
S.E. of regression	0.016108	Akaike info criterion		-5.324323
Sum squared resid	0.021018	Schwarz criterion		-5.074342
Log likelihood	248.5945	Durbin-Watson stat		1.977560

Dependent Variable: D(TMI_K)

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 13:07

Sample(adjusted): 1911 2000

Included observations: 90 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 10 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	0.038041	0.013058	2.913248	0.0046
DLOG(PBI_PC(-5))	0.044147	0.021719	2.032607	0.0453
DLOG(MEDICOS(-5))	0.100552	0.035768	2.811192	0.0062
DLOG(TMC(-2))	-0.056097	0.041180	-1.362222	0.1769
D(FE>=1944)	0.045226	0.013210	3.423530	0.0010
D(FE>=1987)	0.050272	0.014088	3.568318	0.0006
D(FE>=1982)	0.023490	0.014718	1.595925	0.1144
MA(1)	-0.595727	0.097874	-6.086652	0.0000
R-squared	0.384892	Mean dependent var		0.004665
Adjusted R-squared	0.332383	S.D. dependent var		0.019427
S.E. of regression	0.015873	Akaike info criterion		-5.363667
Sum squared resid	0.020661	Schwarz criterion		-5.141462
Log likelihood	249.3650	Durbin-Watson stat		1.978496
Inverted MA Roots	.60			

Jarque-Bera: 1.97

Probabilidad: 0.37

Date: 09/16/10 Time: 13:10

Sample: 1911 2000

Included observations: 90

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.006	-0.006	0.0031
. .	. .	2	0.012	0.012	0.0174
. .	. .	3	0.040	0.040	0.1694
. .	. .	4	-0.007	-0.006	0.1738
* .	* .	5	-0.168	-0.169	2.9081
. .	* .	6	-0.053	-0.059	3.1876
. *	. *	7	0.160	0.170	5.7457
. *	. *	8	0.086	0.113	6.4976
. *	. *	9	0.134	0.139	8.3249
. *	. .	10	0.083	0.041	9.0337
. .	. .	11	-0.009	-0.047	9.0430
. .	. .	12	-0.034	-0.004	9.1664

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.009115	Probability	0.990928
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 13:11

Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	-0.000296	0.013503	-0.021942	0.9825
DLOG(PBI_PC(-5))	0.000387	0.022865	0.016925	0.9865
DLOG(MEDICOS(-5))	8.14E-05	0.036400	0.002236	0.9982
DLOG(TMC(-2))	-0.000777	0.042503	-0.018278	0.9855
D(FE>=1944)	0.000120	0.013495	0.008895	0.9929
D(FE>=1987)	0.000121	0.014365	0.008409	0.9933
D(FE>=1982)	5.60E-05	0.015147	0.003697	0.9971
MA(1)	-0.014611	0.305433	-0.047838	0.9620
RESID(-1)	0.009479	0.321182	0.029514	0.9765
RESID(-2)	0.022048	0.208767	0.105613	0.9162
R-squared	-0.001023	Mean dependent var		0.000536
Adjusted R-squared	-0.113638	S.D. dependent var		0.015227
S.E. of regression	0.016069	Akaike info criterion		-5.319450
Sum squared resid	0.020656	Schwarz criterion		-5.041694
Log likelihood	249.3753	Durbin-Watson stat		1.969453

3) Variable dependiente log(TMI), sin rezagos

Dependent Variable: DLOG(TMI)
Method: Least Squares
Date: 09/16/10 Time: 16:21
Sample(adjusted): 1911 2000
Included observations: 90 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 15 iterations
Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	-0.277506	0.091189	-3.043204	0.0031
DLOG(GTO_CORR)	-0.199981	0.055185	-3.623814	0.0005
D(FE>=1944)	-0.280476	0.049901	-5.620698	0.0000
D(FE>=1982)	-0.358823	0.060380	-5.942795	0.0000
D(FE>=1987)	-0.298137	0.050845	-5.863618	0.0000
D(FE>=1999)	-0.185822	0.066264	-2.804262	0.0063
MA(1)	-0.833721	0.081973	-10.17062	0.0000
R-squared	0.378197	Mean dependent var		-0.022121
Adjusted R-squared	0.333247	S.D. dependent var		0.099400
S.E. of regression	0.081165	Akaike info criterion		-2.110081
Sum squared resid	0.546782	Schwarz criterion		-1.915652
Log likelihood	101.9537	Durbin-Watson stat		1.992964
Inverted MA Roots	.83			

Jarque-Bera: 1.64
Probabilidad: 0,44

Date: 09/16/10 Time: 16:27
Sample: 1911 2000
Included observations: 90
Q-statistic probabilities
adjusted for 1 ARMA
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.018	-0.018	0.0314
* .	* .	2	-0.083	-0.084	0.6820 0.409
. .	. .	3	0.008	0.005	0.6879 0.709
. .	. .	4	-0.011	-0.017	0.6988 0.873
* .	* .	5	-0.108	-0.109	1.8437 0.764
. .	. .	6	-0.024	-0.032	1.9020 0.863
. *	. *	7	0.113	0.095	3.1713 0.787
* .	* .	8	-0.070	-0.072	3.6660 0.817
. .	. *	9	0.056	0.069	3.9840 0.859
. .	. .	10	0.034	0.013	4.1021 0.905
. .	. .	11	-0.026	-0.020	4.1750 0.939
. .	. *	12	0.056	0.082	4.5059 0.953

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.203203	Probability	0.816527
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 09/16/10 Time: 16:27
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC)	0.011667	0.095773	0.121816	0.9033
DLOG(GTO_CORR)	-0.007949	0.057334	-0.138646	0.8901
D(FE>=1944)	-0.003392	0.051484	-0.065887	0.9476
D(FE>=1982)	0.010185	0.065874	0.154617	0.8775
D(FE>=1987)	0.003247	0.051699	0.062799	0.9501
D(FE>=1999)	0.003905	0.067690	0.057691	0.9541
MA(1)	0.047331	0.131059	0.361146	0.7189
RESID(-1)	-0.039257	0.159431	-0.246234	0.8061
RESID(-2)	-0.090853	0.142755	-0.636423	0.5263
R-squared	-0.016560	Mean dependent var		-0.011349
Adjusted R-squared	-0.116961	S.D. dependent var		0.077546
S.E. of regression	0.081955	Akaike info criterion		-2.070642
Sum squared resid	0.544053	Schwarz criterion		-1.820661
Log likelihood	102.1789	Durbin-Watson stat		1.992253

Dependent Variable: DLOG(TMI)
 Method: Least Squares
 Date: 09/16/10 Time: 16:28
 Sample(adjusted): 1911 2000
 Included observations: 90 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 14 iterations
 Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	-0.150955	0.061103	-2.470513	0.0156
DLOG(PBI_PC)	-0.183807	0.101472	-1.811404	0.0737
DLOG(MEDICOS)	-0.224439	0.103451	-2.169532	0.0329
D(FE>=1944)	-0.263509	0.052315	-5.036919	0.0000
D(FE>=1987)	-0.260556	0.054179	-4.809194	0.0000
D(FE>=1982)	-0.277427	0.068058	-4.076354	0.0001
D(FE>=1999)	-0.182540	0.066224	-2.756411	0.0072
MA(1)	-0.793856	0.088542	-8.965879	0.0000
R-squared	0.417976	Mean dependent var		-0.022121
Adjusted R-squared	0.368291	S.D. dependent var		0.099400
S.E. of regression	0.079003	Akaike info criterion		-2.153972
Sum squared resid	0.511802	Schwarz criterion		-1.931767
Log likelihood	104.9287	Durbin-Watson stat		2.024338
Inverted MA Roots	.79			

Jarque-Bera: 2.67
 Probabilidad: 0,26
 Date: 09/16/10 Time: 16:29
 Sample: 1911 2000
 Included observations: 90
 Q-statistic probabilities
 adjusted for 1 ARMA
 term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.012	-0.012	0.0144
. .	. .	2	-0.045	-0.045	0.2036
. .	. .	3	0.043	0.042	0.3807
. .	. .	4	0.017	0.016	0.4098
* .	* .	5	-0.098	-0.094	1.3407
. .	. .	6	-0.015	-0.018	1.3644
. *	. *	7	0.139	0.130	3.2784
. .	. .	8	0.021	0.031	3.3226
. *	. *	9	0.132	0.150	5.0941
. *	. *	10	0.096	0.088	6.0537
. .	. .	11	-0.036	-0.032	6.1885
. .	. .	12	0.005	0.026	6.1913

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.213801	Probability	0.807969
-------------	----------	-------------	----------

Obs*R-squared	0.466762	Probability	0.791852
---------------	----------	-------------	----------

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 16:29

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	-0.012331	0.064589	-0.190908	0.8491
DLOG(PBI_PC)	0.015257	0.106513	0.143237	0.8865
DLOG(MEDICOS)	-0.010253	0.107423	-0.095448	0.9242
D(FE>=1944)	-0.007428	0.054716	-0.135752	0.8924
D(FE>=1987)	0.004805	0.055327	0.086851	0.9310
D(FE>=1982)	0.010760	0.072187	0.149055	0.8819
D(FE>=1999)	0.006333	0.067996	0.093132	0.9260
MA(1)	0.074017	0.153734	0.481461	0.6315
RESID(-1)	-0.081971	0.177917	-0.460724	0.6462
RESID(-2)	-0.096766	0.152078	-0.636289	0.5264
R-squared	0.005186	Mean dependent var		-0.000863
Adjusted R-squared	-0.106730	S.D. dependent var		0.075828
S.E. of regression	0.079772	Akaike info criterion		-2.114858
Sum squared resid	0.509081	Schwarz criterion		-1.837102
Log likelihood	105.1686	Durbin-Watson stat		1.993728

Dependent Variable: DLOG(TMI)

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 16:42

Sample(adjusted): 1911 2000

Included observations: 90 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 19 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	-0.119640	0.063202	-1.892971	0.0619
DLOG(PBI_PC)	-0.240127	0.097142	-2.471906	0.0155
DLOG(MEDICOS)	-0.242101	0.100639	-2.405637	0.0184
DLOG(TMC)	0.139481	0.130526	1.068609	0.2884
D(FE>=1987)	-0.272851	0.049286	-5.536123	0.0000
D(FE>=1982)	-0.302655	0.061026	-4.959404	0.0000
D(FE>=1944)	-0.281399	0.049521	-5.682465	0.0000
D(FE>=1999)	-0.203104	0.065739	-3.089567	0.0027
MA(1)	-0.860589	0.076501	-11.24932	0.0000
R-squared	0.423136	Mean dependent var		-0.022121
Adjusted R-squared	0.366161	S.D. dependent var		0.099400
S.E. of regression	0.079136	Akaike info criterion		-2.140653
Sum squared resid	0.507265	Schwarz criterion		-1.890672
Log likelihood	105.3294	Durbin-Watson stat		2.001860
Inverted MA Roots	.86			

Jarque-Bera: 2.18

Probabilidad: 0,33

Date: 09/16/10 Time: 16:44

Sample: 1911 2000

Included observations: 90

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.003	-0.003	0.0007
. .	. .	2	-0.050	-0.050	0.2347
. .	. .	3	0.045	0.045	0.4259
. .	. .	4	0.009	0.007	0.4335
* .	* .	5	-0.101	-0.097	1.4198
. .	. .	6	-0.020	-0.022	1.4596
. *	. *	7	0.123	0.115	2.9771
. .	. .	8	0.021	0.029	3.0233
. *	. *	9	0.126	0.143	4.6459
. *	. *	10	0.104	0.092	5.7657

. .	. .	11	-0.045	-0.041	5.9818	0.817
. .	. .	12	0.009	0.029	5.9904	0.874

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.142437	Probability	0.867464
Obs*R-squared	0.192059	Probability	0.908437

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/16/10 Time: 16:44

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	-0.009366	0.066655	-0.140509	0.8886
DLOG(PBI_PC)	0.008549	0.101020	0.084623	0.9328
DLOG(MEDICOS)	0.001946	0.102592	0.018973	0.9849
DLOG(TMC)	-0.001626	0.132422	-0.012278	0.9902
D(FE>=1987)	0.001539	0.049952	0.030815	0.9755
D(FE>=1982)	0.001712	0.062525	0.027379	0.9782
D(FE>=1944)	-0.005629	0.052739	-0.106732	0.9153
D(FE>=1999)	0.002195	0.066889	0.032808	0.9739
MA(1)	0.033538	0.111906	0.299696	0.7652
RESID(-1)	-0.033156	0.151158	-0.219344	0.8269
RESID(-2)	-0.074902	0.140385	-0.533547	0.5952
R-squared	0.002134	Mean dependent var		-0.002871
Adjusted R-squared	-0.124178	S.D. dependent var		0.075441
S.E. of regression	0.079988	Akaike info criterion		-2.099809
Sum squared resid	0.505443	Schwarz criterion		-1.794276
Log likelihood	105.4914	Durbin-Watson stat		1.994414

4) Variable dependiente log(TMI), con rezagos

Dependent Variable: DLOG(TMI)

Method: Least Squares

Date: 09/17/10 Time: 09:53

Sample(adjusted): 1911 2000

Included observations: 90 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 12 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.243744	0.092101	-2.646486	0.0097
DLOG(GTO_CORR)	-0.244757	0.056396	-4.339972	0.0000
D(FE>=1944)	-0.292556	0.058384	-5.010936	0.0000
D(FE>=1982)	-0.234579	0.065654	-3.572987	0.0006
D(FE>=1987)	-0.308162	0.059883	-5.146067	0.0000
D(FE>=1999)	-0.149689	0.067655	-2.212542	0.0297
MA(1)	-0.690805	0.091188	-7.575591	0.0000
R-squared	0.395508	Mean dependent var		-0.022121
Adjusted R-squared	0.351810	S.D. dependent var		0.099400
S.E. of regression	0.080027	Akaike info criterion		-2.138316
Sum squared resid	0.531560	Schwarz criterion		-1.943887
Log likelihood	103.2242	Durbin-Watson stat		2.038564
Inverted MA Roots	.69			

Jarque-Bera: 2.89

Probabilidad: 0,24

Date: 09/17/10 Time: 09:55

Sample: 1911 2000

Included observations: 90

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.038	-0.038	0.1352
. .	. .	2	-0.018	-0.020	0.1671
. .	. .	3	0.001	-0.001	0.1672
. .	. .	4	-0.011	-0.011	0.1786

.*		.*		5	-0.112	-0.113	1.4007	0.844
.		.		6	-0.017	-0.027	1.4298	0.921
.		.		7	0.158	0.154	3.9131	0.688
.		.		8	0.024	0.037	3.9703	0.783
.		.		9	0.108	0.115	5.1562	0.741
.		.		10	0.031	0.030	5.2562	0.811
.		.		11	-0.035	-0.032	5.3865	0.864
.		.		12	0.003	0.037	5.3873	0.911

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.060894	Probability	0.940966
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/17/10 Time: 09:55

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PBI_PC(-5))	0.009226	0.097445	0.094683	0.9248
DLOG(GTO_CORR)	-0.001295	0.057949	-0.022345	0.9822
D(FE>=1944)	-0.001573	0.059355	-0.026495	0.9789
D(FE>=1982)	0.008395	0.070715	0.118714	0.9058
D(FE>=1987)	0.003673	0.061575	0.059654	0.9526
D(FE>=1999)	0.002178	0.068724	0.031693	0.9748
MA(1)	0.063443	0.212846	0.298071	0.7664
RESID(-1)	-0.080983	0.232735	-0.347964	0.7288
RESID(-2)	-0.037988	0.175959	-0.215893	0.8296
R-squared	-0.016606	Mean dependent var	-0.010257	
Adjusted R-squared	-0.117012	S.D. dependent var	0.076591	
S.E. of regression	0.080948	Akaike info criterion	-2.095374	
Sum squared resid	0.530762	Schwarz criterion	-1.845394	
Log likelihood	103.2919	Durbin-Watson stat	1.998435	

Dependent Variable: DLOG(TMI)

Method: Least Squares

Date: 09/17/10 Time: 09:57

Sample(adjusted): 1911 2000

Included observations: 90 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 12 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	-0.193247	0.059183	-3.265245	0.0016
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.160630	0.096794	-1.659496	0.1008
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.280027	0.131018	-2.137319	0.0356
D(FE>=1944)	-0.263795	0.057703	-4.571577	0.0000
D(FE>=1987)	-0.258521	0.062859	-4.112717	0.0001
D(FE>=1982)	-0.190233	0.067858	-2.803409	0.0063
D(FE>=1999)	-0.146314	0.065984	-2.217431	0.0294
MA(1)	-0.706077	0.088734	-7.957189	0.0000
R-squared	0.429742	Mean dependent var	-0.022121	
Adjusted R-squared	0.381062	S.D. dependent var	0.099400	
S.E. of regression	0.078200	Akaike info criterion	-2.174395	
Sum squared resid	0.501456	Schwarz criterion	-1.952189	
Log likelihood	105.8478	Durbin-Watson stat	2.033462	
Inverted MA Roots	.71			

Jarque-Bera: 3.00

Probabilidad: 0.22

Date: 09/17/10 Time: 09:58

Sample: 1911 2000

Included observations: 90

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA

term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.	.	1	-0.017	-0.017	0.0274
.	.	2	-0.010	-0.010	0.0372

.	.		.	.		3	0.026	0.026	0.1037	0.949
.	.		.	.		4	0.012	0.013	0.1170	0.990
*	.		*	.		5	-0.091	-0.090	0.9224	0.921
.	.		.	.		6	-0.008	-0.011	0.9279	0.968
*	.		*	.		7	0.158	0.157	3.4268	0.754
.	.		.	.		8	0.058	0.070	3.7638	0.807
*	.		*	.		9	0.131	0.142	5.5160	0.701
.	.		.	.		10	0.060	0.055	5.8888	0.751
*	.		*	.		11	-0.060	-0.067	6.2715	0.792
.	.		.	.		12	-0.034	-0.020	6.3919	0.846

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.084910	Probability	0.918678
Obs*R-squared	0.183195	Probability	0.912473

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/17/10 Time: 09:59

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	-0.003823	0.060866	-0.062813	0.9501
DLOG(PBI_PC(-5))	0.014086	0.103699	0.135832	0.8923
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.013500	0.136605	-0.098826	0.9215
D(FE>=1944)	-0.003509	0.059197	-0.059276	0.9529
D(FE>=1987)	0.005643	0.065031	0.086769	0.9311
D(FE>=1982)	0.008493	0.071771	0.118329	0.9061
D(FE>=1999)	0.002323	0.066986	0.034679	0.9724
MA(1)	0.073149	0.198932	0.367706	0.7141
RESID(-1)	-0.088597	0.222672	-0.397881	0.6918
RESID(-2)	-0.059273	0.173038	-0.342544	0.7328
R-squared	0.002035	Mean dependent var		0.000680
Adjusted R-squared	-0.110236	S.D. dependent var		0.075059
S.E. of regression	0.079088	Akaike info criterion		-2.132071
Sum squared resid	0.500394	Schwarz criterion		-1.854314
Log likelihood	105.9432	Durbin-Watson stat		2.002571

Dependent Variable: DLOG(TMI)

Method: Least Squares

Date: 09/17/10 Time: 10:01

Sample(adjusted): 1911 2000

Included observations: 90 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 11 iterations

Backcast: 1910

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	-0.157358	0.063101	-2.493750	0.0147
DLOG(PBI_PC(-5))	-0.201714	0.099661	-2.023991	0.0463
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.374924	0.142972	-2.622371	0.0104
DLOG(TMC(-2))	0.242831	0.170809	1.421653	0.1590
D(FE>=1987)	-0.268581	0.060483	-4.440580	0.0000
D(FE>=1982)	-0.170570	0.066809	-2.553095	0.0126
D(FE>=1944)	-0.280281	0.056313	-4.977241	0.0000
D(FE>=1999)	-0.147349	0.064890	-2.270749	0.0258
MA(1)	-0.732681	0.082495	-8.881532	0.0000
R-squared	0.443049	Mean dependent var		-0.022121
Adjusted R-squared	0.388042	S.D. dependent var		0.099400
S.E. of regression	0.077758	Akaike info criterion		-2.175784
Sum squared resid	0.489754	Schwarz criterion		-1.925803
Log likelihood	106.9103	Durbin-Watson stat		2.012975
Inverted MA Roots	.73			

Jarque-Bera: 2.36

Probabilidad: 0,31

Date: 09/17/10 Time: 10:03

Sample: 1911 2000

Included observations: 90

Q-statistic probabilities

adjusted for 1 ARMA term(s)						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.008	-0.008	0.0065	
. .	. .	2	0.002	0.001	0.0067	0.935
. .	. .	3	0.024	0.024	0.0608	0.970
. .	. .	4	-0.007	-0.007	0.0657	0.996
* .	* .	5	-0.100	-0.100	1.0436	0.903
. .	. .	6	-0.014	-0.016	1.0626	0.957
* .	* .	7	0.141	0.143	3.0395	0.804
* .	* .	8	0.073	0.083	3.5708	0.828
* .	* .	9	0.118	0.121	4.9943	0.758
. .	. .	10	0.060	0.048	5.3624	0.802
* .	* .	11	-0.078	-0.087	6.0019	0.815
. .	. .	12	-0.051	-0.037	6.2794	0.854

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.003772	Probability	0.996235
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/17/10 Time: 10:03

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(GTO_CORR)	-0.000384	0.065606	-0.005855	0.9953
DLOG(PBI_PC(-5))	0.001996	0.106879	0.018680	0.9851
DLOG(MEDICOS(-3))	-0.000963	0.145226	-0.006628	0.9947
DLOG(TMC(-2))	-0.000909	0.176369	-0.005156	0.9959
D(FE>=1987)	0.000512	0.061939	0.008265	0.9934
D(FE>=1982)	0.000616	0.068025	0.009056	0.9928
D(FE>=1944)	-0.000676	0.057538	-0.011740	0.9907
D(FE>=1999)	0.000229	0.065759	0.003489	0.9972
MA(1)	0.008254	0.161762	0.051025	0.9594
RESID(-1)	-0.014973	0.193229	-0.077486	0.9384
RESID(-2)	-0.002034	0.161676	-0.012582	0.9900
R-squared	-0.001463	Mean dependent var		-0.002910
Adjusted R-squared	-0.128231	S.D. dependent var		0.074124
S.E. of regression	0.078733	Akaike info criterion		-2.131435
Sum squared resid	0.489708	Schwarz criterion		-1.825902
Log likelihood	106.9146	Durbin-Watson stat		1.999862