

ELASTICIDAD INGRESO DE LOS GASTOS SANITARIOS: UN ANÁLISIS A DIFERENTES NIVELES DE RENTA.

Karina L. Temporelli
Departamento de Economía,
Universidad Nacional del Sur¹
y CONICET

ktempo@criba.edu.ar

Germán H. González
Departamento de Economía,
Universidad Nacional del Sur
y CONICET

ghgonza@criba.edu.ar

ABSTRACT

Desde su comienzo la Economía de la Salud ha intentado especificar cuánto debe una sociedad gastar en salud. A raíz de ello ha surgido una amplia literatura abocada a determinar las características de la relación existente entre el gasto en salud y el ingreso de los países. Posteriormente estos trabajos se centraron en el análisis de la elasticidad ingreso, intentando discernir si la salud es un bien necesario o de lujo.

El nivel de ingreso no solo determina el gasto sanitario sino también las condiciones socioeconómicas de un país, y estas son parte fundamental en la determinación de las necesidades, que se traducen posteriormente en demandas sanitarias. En este marco, la discusión de si estamos ante bienes y servicios de lujo o necesarios cambia la postura acerca de la intervención del estado en la provisión y financiamiento de estos bienes.

El objetivo de este trabajo es estimar la elasticidad ingreso de los gastos sanitarios a diferentes niveles de renta, utilizando el método de comparación de rectas para conocer si este fenómeno es distinto en cada nivel.

KEY WORDS: Gasto en Salud, Sistema de Salud, Eficiencia del Gasto en Salud

¹ Universidad Nacional del Sur, 12 de Octubre y San Juan, 7° piso, 8000 Bahía Blanca, Argentina.
Telfax: +54 291 4595138.

1. Introducción.

El aumento de la poblacional mundial, conjuntamente con el envejecimiento de la misma en algunas regiones, el avance de la tecnología médica y de la oferta de servicios sanitarios en general, han provocado un incremento del gasto sanitario en la gran mayoría de los países del mundo. Esta situación, que viene dándose desde hace varias décadas, pone a los países en situaciones complicadas desde el punto de vista del financiamiento. La pregunta de cuánto se debe gastar en salud es difícil de contestar y aún más la distribución de ese gasto. En el ámbito internacional, la forma más común de comparar los gastos es determinando el porcentaje del producto interno bruto (PIB) que representa el Gasto Nacional en Salud (GNS).

Siguiendo con esta tendencia, el objetivo de este trabajo es analizar la relación entre PIB y Gasto en salud en términos per capita y la elasticidad ingreso de ese gasto tomando en cuenta las diferencias en el ingreso de los países. Para ello se analizarán tres grupos (ordenados por niveles de ingresos) medidos en PIB por habitante: países de Ingresos Altos, Ingresos Medios e Ingresos Bajos. A continuación se verá como es la relación entre el gasto en salud y el ingreso por habitante, en cada grupo. En segundo término, utilizando la metodología de comparación de rectas, se estudiará si estas variables se relacionan en forma similar en todos los niveles.

En la sección 2 se ofrece una revisión de la literatura. En las secciones siguientes se presentan ordenadamente el modelo empírico (sección 3), los datos (sección 4) y los resultados (sección 5) para concluir en la sección 6 con las consideraciones finales.

2. Revisión bibliográfica.

2.1 Relación entre ingreso y gasto en salud.

La relación positiva entre ingreso y gasto en salud de los países es una de las más estudiadas en el ámbito de la economía de la salud. El tema surge como consecuencia del incremento permanente de los gastos sanitarios desde la posguerra en gran parte de los países y como un intento de obtener la cantidad óptima de gasto sanitario aconsejable, tema aún lejos de resolverse.

Si bien existen algunos trabajos anteriores, como el de Kleiman (1974) quien presentó a la renta como el mayor determinante de los gastos sanitarios, el trabajo de Newhouse (1977) se constituyó en el cimiento de una vasta literatura sobre el tema. Este estudio fue uno de los primeros en intentar explicar los factores que determinan la cantidad de recursos que un país destina a mejorar o mantener las condiciones de salud de su población. En él se define una relación simple entre el gasto en salud per capita y ingreso per capita para trece países desarrollados con datos para 1972, encontrando que la diferencia de ingreso nacional explica el 92% de la variación en los gastos en salud.

Una revisión de la literatura revela que desde la publicación de este paper, el nivel de renta es continuo objeto de estudio, mediante el análisis de la relación existente entre los ingresos de la población y la demanda de los servicios sanitarios. Gerdtham et al. (1992) utilizando un simple modelo de corte transversal para 19 países con datos para el año 1987 encuentra que el ingreso per capita, la tasa de urbanización y el porcentaje de financiación pública son variables significativas para explicar la variabilidad del gasto en salud. Estos resultados fueron verificados por una serie de trabajos posteriores entre los que podemos citar el de Gbesemete y Gerdtham (1992) quienes encuentran una vez más que el ingreso per capita es el factor más importantes para explicar el gasto en salud per capita analizando una muestra de 30 países de África utilizando datos para 1984. En cuanto al trabajo de Hitris y

Posnett (1992) realizan una estimación utilizando un panel de datos para 20 países de la OECD entre 1960 y 1987 encontrando nuevamente un fuerte relación positiva entre gasto en salud per capita y producto bruto interno.

La incorporación de otras variables, como el envejecimiento poblacional, avance tecnológico, el número de médicos por habitantes, entre otras, a dado lugar a una importante cantidad de trabajos cuyo objetivo es explicar la variabilidad del gasto sanitarios con variables distintas del ingreso. Sin embargo las diferencias en esta última variable sigue siendo la de mayor poder explicativo. Hansen y King (1996), McKoskey y Seldon (1998), Gerdtham y Lothgren (2000), Karatzas (2000) utilizando diferentes métodos econométricos y distintos conjuntos de datos confirman nuevamente estos resultados.

Si bien se ha comprobado sobradamente esta relación, actualmente la literatura se ha ocupado de estudiar la magnitud de la misma, centrándose en el análisis de la elasticidad ingreso de los gastos sanitarios. Surge aquí también una serie importante de trabajos pero en este caso los resultados están lejos de ser concluyentes.

2.2 Estudios relacionados con la elasticidad ingreso de los gastos sanitarios y la renta.

La elasticidad ingreso de los gastos sanitarios puede definirse como el porcentaje de variación de los gastos sanitarios como respuesta al cambio del ingreso. Del análisis de este dato puede clasificarse a los bienes en inferiores, si la relación es negativa y normales si es positiva. A su vez estos últimos pueden ser necesarios (o inelásticos al ingreso), en el caso que la elasticidad esté entre 0 y 1, o de lujo (o elásticos al ingreso) si este valor es superior a 1. En términos generales podemos decir que si la elasticidad es mayor que 1 los gastos sanitarios se incrementan a un ritmo más acelerado que los ingresos, mientras que si es menor que uno ocurre lo contrario. Conocer estos resultados nos permitiría estimar mejor los gastos futuros.

Normalmente los indicadores sanitarios más utilizados, como mortalidad infantil, esperanza de vida al nacer, tasa de morbilidad, muestran que no existen diferencias significativas en sus valores entre países del mismo nivel de desarrollo, pero al analizar los gastos sanitarios las diferencias son marcadas. Esto es así porque la utilidad marginal de los gastos sanitarios es muy pequeña a partir de cierto nivel (Temporelli, 2000).

La elasticidad ingreso de los gastos sanitarios comienza a estudiarse también en el trabajo de Newhouse (1977) pero aún después de una larga lista de estudios, la discusión sigue abierta. Existen dos puntos de vista contrastantes. Autores como Newhouse (1977), Gerdtham et. al., (1992) encuentran que la elasticidad es mayor que 1 mientras que otro grupo de trabajos como el de Manning et al., (1987), McLaughlin, (1987), Di Matteo (1998) llegan al resultado opuesto.

Dentro de los estudios más recientes, encontramos el de Getzen (2000) quien concluye que la elasticidad varía con el nivel de análisis, sosteniendo que cuanto mayor es el nivel de agregación, mayor es la elasticidad.

Por su lado Di Matteo y Di Matteo (1998) realizan un estudio para Canadá y analizan los gastos sanitarios públicos entre 1965 y 1991 en las provincias de ese país, encontrando que la elasticidad ingreso de los gastos sanitarios públicos es 0.77, sugiriendo que en este caso estamos ante la presencia de un bien necesario pero no de lujo.

Di Matteo (2003) utiliza un método de estimación no paramétrico, con tres bases de datos, un para los Estados de Usa entre 1980-1987, otro para las provincias de Canadá entre

1965-2000 y otra para 16 países de la OECD entre 1960-1967. Previo a justificar las razones de la utilización de este método, encuentra una relación inversa entre elasticidad y nivel de ingreso.

Sen (2005) realiza su estimación utilizando un panel de datos para quince países de la OECD entre los años 1990 y 1998 hallando un rango de elasticidades entre 0.21 y 0.51 al incorporar en la estimación algunas variable proxy que muestren características propias de la oferta y la demanda de los bienes y servicios sanitarios.

A pesar de existir una larga lista de trabajos en esta área, pocos son los que se ocupan de analizar la elasticidad ingreso en países con bajo o medio nivel de renta, y menos aún aquellos que comparan los resultados. La gran mayoría son realizados con datos para países de la OECD, los cuáles se encuentran en niveles de desarrollo similares. Debido a la dificultad en la recolección de datos, lo que claramente limita el poder de análisis de los resultados obtenidos, el estudio de estas cuestiones en países con niveles de ingreso menores y por lo tanto con menor grado de desarrollo, se presenta como uno de los tópicos a trabajar por los economistas de la salud.

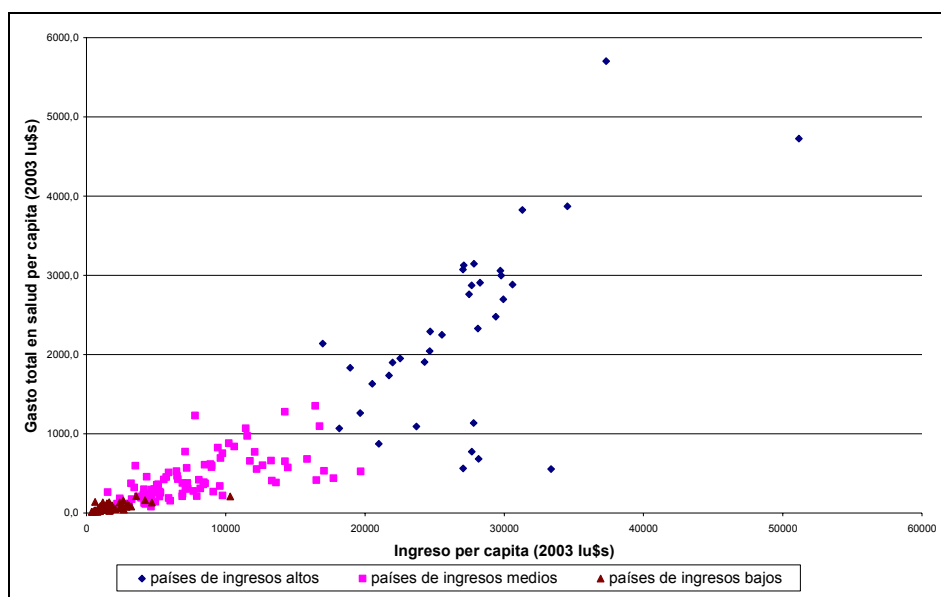
3. Modelo empírico

Si bien el trabajo tiene como objetivo estimar la elasticidad ingreso del gasto sanitario, su interés principal no radica específicamente en la magnitud de la misma, sino en la comparación de los resultados obtenidos a diferentes niveles de renta. Si no existe estabilidad en los parámetros estimados por grupos, una regresión agrupada -es decir tomando todos o un conjunto de países independientemente de su nivel de desarrollo- no sería apropiada para estimar la elasticidad ingreso del gasto en salud. En este sentido, siguiendo el principio de parsimonia se ha considerado sólo un posible determinante, el producto bruto doméstico, cuyo coeficiente se espera que tenga signo positivo de acuerdo con los argumentos explicitados en los apartados anteriores. Además, apoyado en la dispersión de los datos y la heterocedasticidad evidente (Gráfico 1), se decidió utilizar una forma log-log. La especificación empírica del modelo es la siguiente:

$$\ln cteh_i = a + b \ln cgdp_i + u_i$$

donde **cteh** es el gasto total en salud per capita, es decir la suma del gasto público y privado en salud. El gasto público se estima como la suma de los pagos de las entidades públicas (ministerios y agencias de seguridad social) por compras de servicios y bienes para el cuidado de la salud. El gasto privado incluye pagos en salud por entidades privadas (empresas proveedoras de seguros, instituciones sin fines de lucro y particulares). Se encuentra expresada en estimaciones del dólar internacional derivadas de dividir los valores en moneda local por una estimación de su paridad de poder de compra comparada con el dólar estadounidense (PPP). La variable **cgdp** es el producto doméstico bruto per capita valuado en dólares internacionales corrientes

Gráfico 1



4. Datos.

Los datos para la variable *cteh* (gasto total en salud per capita) fueron tomados de la base WHOSIS (WHO Statistical Information System) de la Organización Mundial de la Salud. En cuanto a la variable *cgdp*, la fuente utilizada fue la base de datos Penn World Table 6.2 del Center for International Comparisons of Production, Income and Prices de la Universidad de Pennsylvania.

La elección de los países y del año considerado para la estimación se realizó en base a la disponibilidad de datos para las variables utilizadas. El panel quedó conformado por 176 países desarrollados y en vías de desarrollo. La clasificación de los mismos se llevó a cabo siguiendo la metodología del Banco Mundial para el año calendario 2003 según el Ingreso Nacional Bruto per capita en dólares estadounidenses (Metodología Atlas). Esta propone el siguiente ordenamiento: países de bajo nivel de ingreso, menor o igual a \$765; de ingreso medio bajo, entre \$766 y \$3035; de ingreso medio alto, entre \$3036 y \$9385; de alto nivel de ingreso, mayor a \$9385.

La distribución de la muestra de acuerdo a la clasificación anterior fue de 35 países con alto nivel de ingreso, 89 con medio (53 medio alto y 33 medio bajo) y 55 con bajo nivel de ingreso. Debido a que la variable de ingreso utilizada en las regresiones difiere de la utilizada para la clasificación en cuanto a fuente y definición, surgieron diferencias en los valores que llevaron a un reordenamiento de algunos países. Específicamente, Guinea Ecuatorial, Guinea, Papua Nueva Guinea, India, Nicaragua y Uzbekistán pasaron desde el estrato de ingresos bajos al de medios y Honduras, Irak, Kiribati y Siria se movieron en el sentido inverso².

² El listado completo de países involucrados de acuerdo a su clasificación según nivel de ingreso es el que se presenta a continuación. Países de ingresos altos: Australia, Austria, Bahamas, Bahrain, Belgium, Brunei, Canada, Cyprus, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Iceland, Ireland, Israel, Italy, Japan, Korea (Republic of), Kuwait, Luxembourg, Malta, Netherlands, New Zealand, Norway, Portugal, Qatar, Singapore, Slovenia, Spain, Sweden, Switzerland, United Arab Emirates, United Kingdom, United States. Países de ingresos medios: Albania, Algeria, Antigua, Argentina, Armenia, Azerbaijan, Barbados, Belarus, Belice, Bolivia, Bosnia and

Por otra parte, algunos datos fueron considerados outliers. Estas economías muestran un gasto en salud per capita excesivamente grande (o excesivamente pequeño) respecto a los integrantes del grupo que tienen aproximadamente su mismo nivel de ingreso per capita, lo que hace presuponer al menos cuatro posibles explicaciones: (i) un error en la recolección o presentación de la información, (ii) un excesivamente alto (bajo) grado de ineficiencia en la asignación del gasto, (iii) un gasto temporalmente elevado (bajo) respecto a la media debido a alguna circunstancia particular –por ejemplo, conflicto bélico-, (iv) alguna peculiaridad en la sociedad o la economía que eleva (disminuye) el gasto en salud –por ejemplo, elevada población envejecida, distribución altamente regresiva del ingreso-. Dado que no es objeto de estudio de este trabajo profundizar en las peculiaridades de los sistemas de salud ni de las economías individuales, se ha considerado que cualquiera de las razones antes enunciadas -o alguna otra no considerada- hacen razonable la eliminación del país del estrato.

Para identificar a los datos sospechosos de ser outliers se utilizó el test de deleted studentized residual mientras que como criterio general para su eliminación se estableció un valor $p \leq 0,50$. En el grupo de economías de ingresos altos tuvieron ese destino sucesivamente Emiratos Arabes Unidos ($p=0,0753$), Kuwait (0,0906), Brunei (0,0414), Qatar (0,0139), Singapore (0,1019), Bharain (0,1405), Cipro (0,0348), Grecia (0,1272), Luxemburgo (0,0496) y Portugal (0,2468). Mientras que entre los países de ingresos bajos fueron eliminados Cambodia (0,1984) y Kiribati (0,2125). En el estrato intermedio no hubo datos con estas características. Si bien en los tres grupos se detectaron puntos con cierto grado de influencia sobre los estimadores, ni a partir del nivel de leverage ni del cálculo de la distancia de Cook se pudo concluir que debían ser eliminados³.

Realizando un breve análisis de los datos (cuadro 1) encontramos que los países de ingresos altos gastan en promedio cerca de 2200 dólares en bienes y servicios sanitarios pero sólo el 10% de la población mundial vive en ellos. El 90% de los habitantes del mundo están distribuidos entre países de bajo y medio nivel de ingreso. Podemos decir que un habitante de un país de ingreso bajo en promedio tiene un ingreso menor que los gastos en bienes y servicios sanitarios efectuado (directa o indirectamente) por un individuo que habita en un país con altos niveles de renta. Esta gran disparidad en ingresos y gastos sanitarios indudablemente se traduce en resultados sanitarios diferentes que pone una vez más de manifiesto una marcada desigualdad. En un contexto tan sensible como el de la salud estas inequidades se muestran menos aceptables que en otras áreas, más aún teniendo en cuenta que los bienes y servicios sanitarios no son sólo un consumo, sino también una inversión, con lo cual el futuro no depararía grandes cambios en los países más pobres, de no mediar incrementos importantes en sus niveles de renta.

Herzegovina, Botswana, Brazil, Bulgaria, Cape Verde, Colombia, Costa Rica, Croatia, Cuba, Czech Republic, Chile, China, Djibouti, Dominica, Dominican Republic, Ecuador, Egypt, El Salvador, Equatorial Guinea, Estonia, Fiji, Gabon, Georgia, Grenada, Guatemala, Guinea, Hungary, India, Indonesia, Iran, Jamaica, Jordan, Kazakhstan, Latvia, Lebanon, Lithuania, Macedonia, Malaysia, Maldives, Mauritius, Mexico, Micronesia, Fed. Sts., Morocco, Namibia, Nicaragua, Oman, Palau, Panama, Papua New Guinea, Paraguay, Peru, Philippines, Poland, Romania, Russia, Samoa, Saudi Arabia, Serbia and Montenegro, Seychelles, Slovak Republic, South Africa, Sri Lanka, St. Kitts & Nevis, St. Lucia, St. Vincent & Grenadines, Suriname, Swaziland, Thailand, Tonga, Trinidad & Tobago, Tunisia, Turkey, Turkmenistán, Ukraine, Uruguay, Uzbekistán, Vanuatu, Venezuela. Países de ingresos bajos: Afganistán, Bangladesh, Benin, Bhutan, Burkina Faso, Burundi, Cambodia, Cameroon, Central African Republic, Chad, Comoros, Congo (Dem. Rep.), Congo (Republic of), Cote d'Ivoire, Eritrea, Etiopía, Gambia, Ghana, Guinea-Bissau, Honduras, Iraq, Kenya, Kiribati, Korea (Dem. Rep.), Laos, Lesotho, Liberia, Madagascar, Malawi, Mali, Mauritania, Moldova, Mongolia, Mozambique, Nepal, Níger, Nigeria, Pakistan, Rwanda, Sao Tome and Principe, Senegal, Sierra Leone, Solomon Islands, Sudan, Syria, Tajikistan, Tanzania, Togo, Uganda, Vietnam, Yemen, Zambia, Zimbabwe

³ Estos fueron República de Corea (Max $V_i=0,23516$) en el estrato de ingresos altos, Trinidad y Tobago (Max $V_i=0,06091$) en el de ingresos medios y Liberia (Max $V_i=0,15150$). En todos los casos el elipsoide de confianza en el test de Cook fue inferior al 30%.

Lo marcadamente distintos desde lo económico y lo sanitario de estos datos permite inferir que se estaría ante poblaciones esencialmente distintas, cuyo comportamiento puede ser diferente.

Cuadro 1.

	Rango de ingreso	N	Promedio de cgdg	Desvío	Promedio cteh	Desvío
Ingresos altos	más de \$9385	35	27013	6265	2289	1172
Ingresos medios	\$766 - \$9385	89	7953.44	4178	444.1	280.3
Ingresos bajos	menor a \$766	65	1788.44	1507.99	73.5	47.9

Fuente: realización propia.

5. Resultados

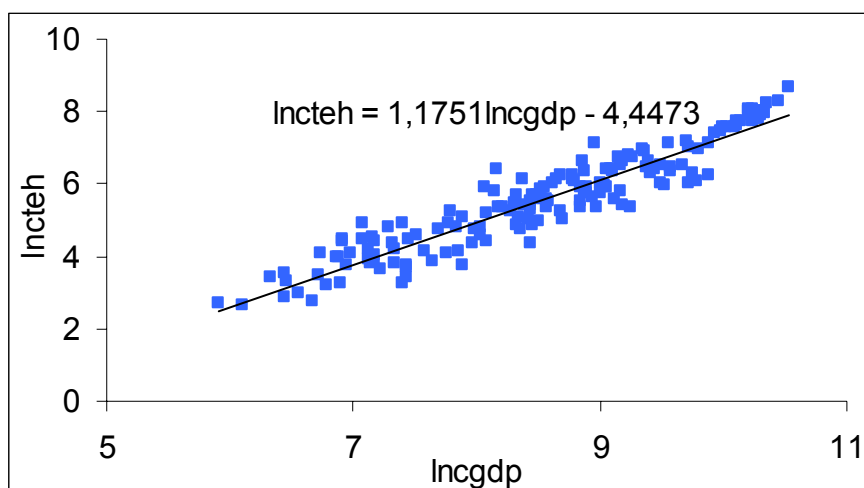
La *tabla 2* sintetiza los resultados de regresar por Mínimos Cuadrados el gasto en salud per capita contra el ingreso per capita para el total de la muestra de países independientemente de su nivel de ingreso. La regresión es altamente significativa, tanto el estadístico F ($p=0,000$) como el estadístico t del parámetro b indican que la recta ajustada tiene una pendiente estadísticamente no nula. La magnitud de b indica que la elasticidad sería superior a la unidad. El coeficiente de determinación marca que la regresión explica el 89% de la variabilidad del gasto en salud.

Tabla 2

	Incteh		
Incgdg	1,1751	N	164
	(0,0329) ***	R²	0.8871
a	-4,4473	F	1272,73

*** Nivel de significancia al 1%, ** Nivel de significancia al 5%, * Nivel de significancia al 10%. Error estándar entre paréntesis. Los resultados fueron obtenidos de regresar por MCO la función log-log entre gasto en salud per capita y el ingreso per capita para el año 2003. Los países comprendidos en la estimación y el proceso de selección se detallan en el texto.

Gráfico 2



A pesar de estos resultados, el comportamiento de los puntos más a la derecha del gráfico 2 correspondientes a los países de mayor nivel de ingreso plantean la posibilidad de un cambio de pendiente y la necesidad de un conjunto de regresiones que consideren la posibilidad de diferencias estructurales en las economías consideradas para examinar si existen diferencias estadísticamente significativas en las elasticidades estimadas. Las alternativas que se plantean son al menos tres: una versión para corte transversal del test de Chow (1960), realizar una regresión múltiple con variables dicotómicas (Gujarati, 1970) o utilizar el método de comparación de rectas propuesto por Zar (1999). Si bien la elección entre ellos depende prácticamente de las preferencias del investigador, algunas características de los primeros harían apreciar aún más lo simple del último procedimiento.

Los tres requieren la igualdad de varianzas entre los estratos. Si bien este supuesto puede levantarse en el primer caso⁴, Chow no permite discernir dónde, si es que existe, se produce la discrepancia –es decir, si en la pendiente, la ordenada o en ambas-. Este último punto es salvado mediante la utilización de una regresión múltiple con dicotómicas. El inconveniente que presenta este método es que para discernir entre regresiones coincidentes, paralelas, concurrentes o no similares- toma como punto de comparación el intercepto –es decir, donde la explicativa toma valor nulo-. Zar menciona que no es prudente hacerlo debido a que (i) existen situaciones en que el intercepto se encuentra lejano del rango observado de la variable explicativa y una discusión sobre aquel requiere de la extrapolación de datos, y (ii) en otras, el intercepto importa solo para ubicar la línea de regresión y carece de interpretación. En este sentido, el método propuesto por Zar toma el valor promedio de la explicativa e intenta verificar si las regresiones coinciden en dicho punto.

La comparación de rectas se compone de tres pasos con posterioridad a la estimación por grupos: en el primero se verifica la igualdad de varianzas, en el segundo se verifica la igualdad de pendientes y en el tercero se verifica si las rectas son coincidentes o sólo paralelas.

⁴ Para un estudio de Chow con heteroscedasticidad, véase Greene (2000).

Tabla 3

	Países de ingresos bajos	Países de ingresos medios	Países de ingresos bajos y medios	Países de ingresos altos
Incgdp	0,8905	0,9108	1,0566	1,9792
	(0,1353) ***	(0,1026) ***	(0,0424) ***	(0,1367) ***
a	-2,3903	-2,1909	-3,5234	-12,3379
N	51	88	139	25
R²	0,4693	0,4779	0,8191	0,9012
F	43,33 (p=0,0000)	78,72 (p=0,0000)	620,38 (p=0,0000)	209,72 (p=0,0000)
*** Nivel de significancia al 1%, ** Nivel de significancia al 5%, * Nivel de significancia al 10%. Error estándar entre paréntesis. Los resultados fueron obtenidos de regresar por MCO la función log-log entre gasto en salud per capita y el ingreso per capita para el año 2003. Los países comprendidos en la estimación y el proceso de selección se detallan en el texto.				

En la *tabla 3* se exponen los resultados obtenidos para las estimaciones por grupos. Al igual que para el conjunto de todos los países, las regresiones para los estratos de ingresos bajos y medios son altamente significativas, tanto el estadístico F ($p=0,000$) como el estadístico t del parámetro b indican que la recta ajustada tiene una pendiente estadísticamente no nula. En ambos casos el valor de la elasticidad es menor a la unidad. El coeficiente de determinación marca que la regresión explica aproximadamente el 46-47% de la variabilidad del gasto en salud, lo cual es razonable teniendo en cuenta el tipo de economías consideradas y las diferencias intragrupos en aspectos que en el modelo no son considerados y cuyos efectos son tomados por el término de error. En la *tabla 4* se sintetizan los resultados de la comparación de ambas.

Tabla 4

PASO I	Ho: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$	
Estadístico:	$F_1 = 1,0217042$	
	$p = 0,9142$	
	$CM_{pond} = 0,22200325$	
	$gl_{pond} = 135$	
PASO II	Ho: $\beta_1 = \beta_2 = \beta$	
Estadístico:	$t_{II} = 0,11681031$	
	$p = 0,9072$	
	$b_{pond} = 0,90295138$	
PASO III	Ho: $\alpha_1 + \beta X_{pond} = \alpha_2 + \beta X_{pond}$	
Estadístico:	$t_{III} = 2,191403$	
	$p = 0,0301$	
	$X_{pond} = 8,24818054$	

En el paso I se comparan las varianzas de ambos grupos de datos utilizando un estimador F llegándose a la conclusión que no se rechaza la hipótesis de igualdad de varianzas ($p > 0,90$). Por consiguiente se estima la varianza poblacional mediante una ponderación de los dos cuadrados medios residuales, que tendrá $N_A + N_B - 4$ grados de libertad (135 g.l. en este caso) donde A y B son ambos grupos de países (bajos y medios, respectivamente).

En el paso II se contrasta la hipótesis de igualdad de pendientes. El estadístico utilizado es un t construido a partir de la diferencia de pendientes y el cuadrado medio ponderado calculado anteriormente⁵ y es comparado con un t crítico a dos colas con $N_A + N_B - 4$ grados de libertad. Por el resultado obtenido no se rechaza la hipótesis de igualdad de pendientes ($p > 0,90$) y se calcula un b ponderado que estima la elasticidad poblacional teniendo en cuenta ambos grupos de datos.

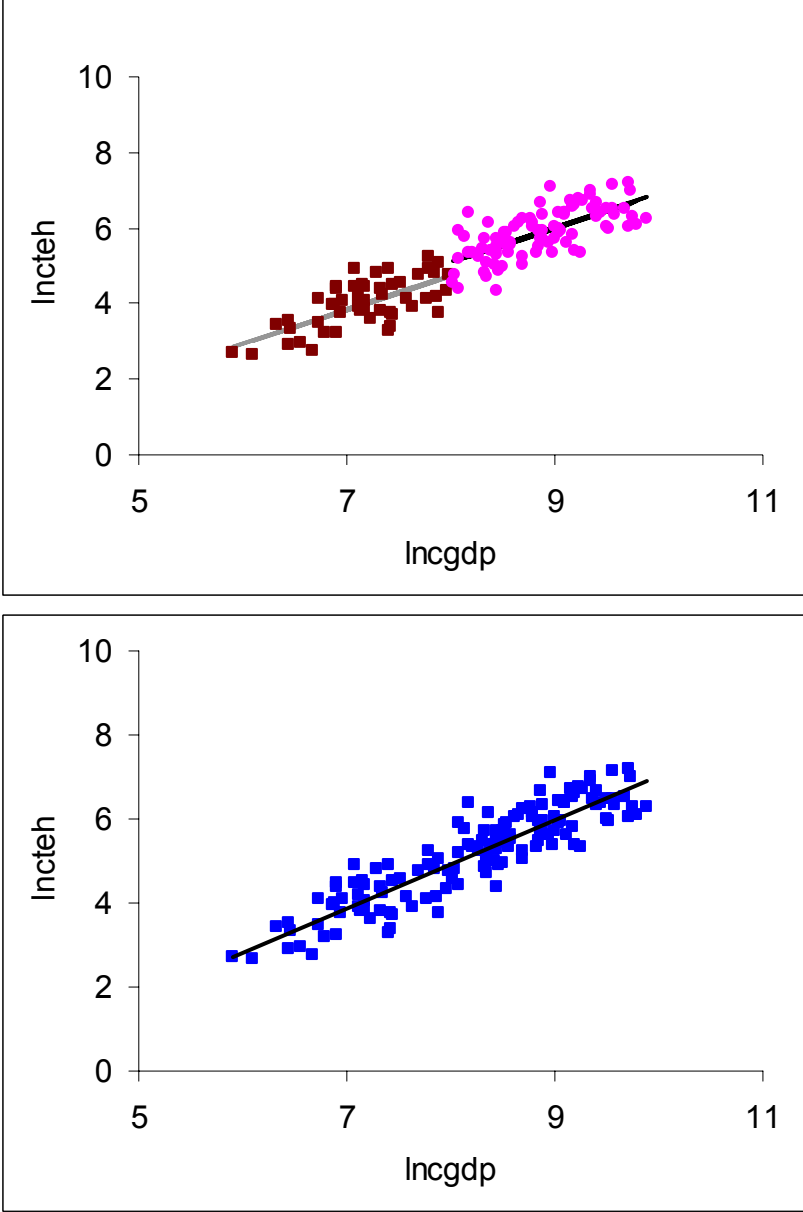
Finalmente, en el tercer paso se compara el valor de la recta en un valor medio del ingreso ($X_{pond} = 8,2482$). Nuevamente para contrastar dicha hipótesis se utiliza un estadístico t construido a partir de la diferencia de ambas rectas y CM_{pond} , el cual se compara con el $t_{\alpha/2}(135)$. De dicha comparación surge que no se rechaza la posibilidad de que ambas rectas sean coincidentes, sin embargo la probabilidad de que así sea es muy baja ($p > 0,01$). Si se eleva el nivel de significancia al 5% se rechaza la hipótesis de igualdad de ordenadas al origen, por consiguiente, las rectas serían paralelas.

De lo anterior, si bien existen diferencias intergrupo, no se puede rechazar la posibilidad de existencia de estabilidad en el parámetro de interés, que en este caso es la elasticidad del gasto en salud para países de bajos y medios ingresos, sin embargo no se puede concluir que ambos grupos de datos pueden ser utilizados para estimar una misma regresión poblacional. En consecuencia, los resultados obtenidos a partir de una única regresión con estos datos deben ser tomados con cierta precaución. El Gráfico 3 muestra (a) ambas rectas estimadas independientemente y (b) tomando todos los datos. La cuarta columna de la tabla 3 sintetiza

⁵ Para un mayor detalle de la metodología, véase Zar (1999, capítulo 18).

los resultados obtenidos a partir de una regresión con todos los datos mostrando una elasticidad mayor que la unidad. El incremento en los grados de libertad mejora notablemente el coeficiente de determinación.

Gráfico 3 (a) y (b)

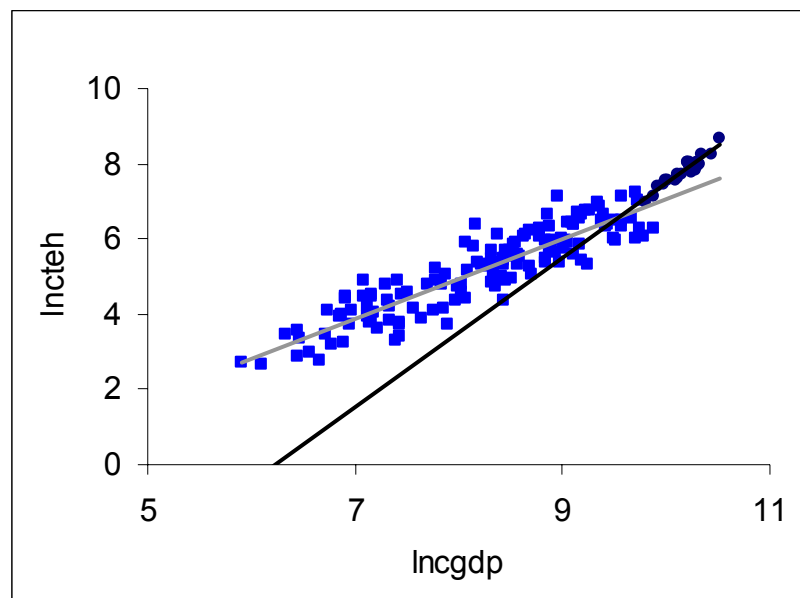


Para finalizar el ejercicio se compararon las rectas estimadas a partir del conjunto de países de ingresos bajos y medios con el grupo de ingresos altos. Los resultados de esta última regresión se presentan en la última columna de la tabla 3. La *tabla 5* sintetiza los resultados obtenidos de la comparación. Se rechaza la hipótesis de igualdad de varianzas ($p < 0.01$) por lo que el resto de la comparación no tiene validez, es decir estiman poblaciones diferentes. El gráfico 4 presenta ambas regresiones.

Tabla 5

PASO I	Ho: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$
Estadístico:	$F_1 = 16,8597344$
	$p = 0,0000$
	$CM_{pond} = 0,19592915$
	$gl_{pond} = 160$
PASO II	Ho: $\beta_1 = \beta_2 = \beta$
Estadístico:	$t_{11} = 1,76289818$
	$p = 0,0798$
	$b_{pond} = 1,06187909$

Gráfico 4



Se desprende de esta última comparación que existen diferencias estructurales entre los países de ambos grupos (bajos y medios frente a los de altos ingresos) por lo que es recomendable no realizar estimaciones de la elasticidad ingreso del gasto utilizando el conjunto completo de países. Tras estos resultados es evidente el resultado de la comparación entre los países de ingresos bajos y los de ingresos altos, mientras que de la comparación de los países de ingresos medios y los de ingresos altos surge al igual que la anterior diferencias en las varianzas ($p < 0.01$).

6. Consideraciones finales.

El trabajo está constituido por 6 apartados. En el primero se presentan los temas a tratar con una justificación de su relevancia mientras que en el segundo se realiza una breve revisión bibliográfica. Luego de la presentación del modelo empírico se procede a introducir y analizar

las características de los datos, especificando las bases utilizadas. En el apartado 5 se presentan los resultados.

Si bien este tema ha sido tratado anteriormente por una larga lista de autores, pocos ellos han hecho estimaciones para países con niveles de ingreso medios y bajos. Como era de esperarse, se encuentra una relación positiva entre gastos sanitarios e ingresos per capita, tanto en la regresión única como en las estratificadas.

En cuánto a la elasticidad ingreso de los gastos sanitarios los resultados alcanzados en cada estrato son diferentes. Se encuentra que en el caso de los países con ingresos medios y bajos la salud podría encuadrarse dentro de lo que la literatura ha definido como “bien necesario”, aunque el valor de la elasticidad tiende a 1 a medida que se asciende de estrato (tampoco puede asegurarse que los estimadores b son estadísticamente diferentes de 1). En cambio, para los países de niveles altos, la elasticidad estimada supera la unidad, con lo cuál en este caso estaríamos ante la presencia de un “bien de lujo”.

Existen indicios de estabilidad en los parámetros cuando se comparan las estimaciones para países de ingresos bajos y medios, sin embargo no son concluyentes a favor de la existencia de rectas coincidentes. Ello lleva a tomar los resultados de un *pool data* con cierta precaución. En cambio, son concluyentes al comparar los resultados de las estimaciones individuales y en grupo de los países bajos y medios, con los resultados de la estimación para el estrato de ingresos altos. Tomar todos los datos en conjunto sin considerar diferencias estructurales para calcular la elasticidad llevaría a conclusiones dudosas.

La explicación económica de este fenómeno puede basarse en dos pilares: en primer lugar a medida que se asciende de estrato de ingreso, es necesario gastar más dinero para comprar menos resultados (utilidad marginal decreciente del gasto). En segundo término, estructuras de mercado con amplia oferta de bienes y servicios sanitarios, tal el caso de las regiones más desarrolladas, pueden generar un incremento de la demanda mayor que el que causarían los típicos factores demográficos (inducción de la demanda).

Este trabajo debe considerarse preliminar. Algunos senderos promisorios para avanzar en la investigación tienen que ver con el ejercicio empírico –incorporación de otras variables explicativas y análisis de robustez utilizando diferentes períodos, regresiones utilizando datos de panel- y otros con las derivaciones teóricas –verificación de la utilidad marginal decreciente del gasto y de la inducción de demanda en economías con amplia oferta de servicios sanitarios, entre otros.

7. Bibliografía.

Chow, Gregory (1960) "Test of equality between sets of coefficients in two linear regressions", *Econometrica*, 28, 3, 591-605.

Di Matteo L, Di Matteo R (1998) "Evidence on the determinants of Canadian provincial government health expenditures:1965 –1991". *J Health Econ* 17:209 –227.

Di Matteo, L (2003) "The income elasticity of health care spending" *Eur. Journal of Health Economics*. 4: 20-29.

Esteve, V. (2007) "Testing the long-run relationship between health expenditures and GDP in the presence of structural change: The case of Spain. *Applied Economics Letters*, 2007, 271-276.

Gbesemete KP, Gerdtham UG (1992) "Determinants of health care expenditure in Africa: a cross-sectional study. World Dev 20:303–308

Gerdtham UG, Jonsson B (2000) "International comparisons of health expenditure: theory, data and econometric analysis" En: Culyer AJ, Newhouse JP (eds) Handbook of health economics, vol 1. 86:673–677.

Gerdtham UG, Sogaard J, Andersson F, Jonsson B (1992) An econometric analysis of health care expenditure: a cross-section study of the OECD countries. J Health Econ 11:63–84.

Getzen TE (2000) Health care is an individual necessity and a national luxury: applying multilevel decision models to the analysis of health care expenditures. J Health Econ 19:2:259–270.

Green, William (2001) Analisis econométrico, 3ra. edición, Prentice Hall.

Gujarati, Damodar (1970) "Use of dummy variables in testing for equality between sets of coefficients in two regressions: A note", American Statistician, 24, 1, 50-52.

Gujarati, Damodar (1970) "Use of dummy variables in testing for equality between sets of coefficients in two regressions: A generalization", American Statistician, 24, 5, 18-21.

Hansen P, King A (1996) The determinants of health care expenditure: a cointegration approach. J Health Econ 15:127–137 6:109–127.

Hitiris T, Posnett J (1992) The determinants and effects of health expenditure in developed countries. J Health Econ 11:173–181.

Kleiman E (1974) "The determinants of national outlay on health" .In: Perlman M (ed) The economics of health and medical care. MacMillan: London

McKoskey SK, Seldon TM (1998) Health care expenditure and GDP: panel data unit root test results. J Health Econ 17:369–376.

Newhouse JP (1977) Medical care expenditure: a cross-national survey. J Hum Resources 12:115–125.

Sen Anindya (2005) Is Health Care a Luxury? New Evidence from OECD Data. International Journal of Health Care Finance and Economics, 5, 147–164, 2005.

Temporelli, K. (2000) "Condiciones Socioeconómicas y Salud. El caso de Latinoamérica" en www.aes.org.ar

Zar, Jerrold (1999) Biostatistical analysis, 4th. edition, Prentice Hall.