

ISSN:0716-7334

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA**

**Oficina de Publicaciones
Casilla 274 - V, Correo 21, Santiago**

**ACCESO A LAS PRESTACIONES DE SALUD
EN CHILE: UN ANALISIS ECONOMETRICO**

**Claudio Sapelli*
Bernardita Vial***

Documento de Trabajo N° 184

Abril, 1998

*Se agradecen los comentarios de Arístides Torche, y de todos los asistentes al Seminario Interno del Instituto de Economía de esta Universidad en que se presentó este trabajo. Se agradece también la colaboración de Fernando Matthews y Fernando Salinas en la entrega de datos, y el trabajo estadístico de Ricardo Pérez.

INDICE

I.	INTRODUCCION	1
II.	EVALUACION DE ACCESO SIN CONTROLAR POR ENFERMEDAD Y CARACTERISTICAS DEMOGRAFICAS	6
	1. Probabilidad bruta de entrar en contacto con el sistema de salud	6
	2. Utilización per cápita de personas con tratamiento	9
III.	EVALUACION DE ACCESO PARA PERSONAS ENFERMAS	15
	1. Porcentaje de enfermos dentro de cada grupo de ingreso	15
	2. Probabilidad de entrar en contacto con el sistema de salud para personas que declaran enfermedad	17
	3. Utilización per cápita de personas enfermas con tratamiento	21
	4. Comparación de participación en el gasto y enfermedad	25
IV.	EVALUACION DE ACCESO ESTANDARIZADO POR ENFERMEDAD Y CARACTERISTICAS DEMOGRAFICAS	30
	A. Metodología	30
	1. Probabilidad estandarizada (por edad, sexo y enfermedad) de entrar en contacto con el sistema	33
	2. Gastos estandarizados en salud	34
	B. Resultados de la Aplicación de la Metodología. El Caso Chileno para Diferentes Grupos de Ingresos	35
	C. Comparación de los Resultados con otros Países	44
V.	CONCLUSIONES	48
	REFERENCIAS	51
	ANEXO 1 CUADROS DE PROBABILIDAD, NUMERO DE PRESTACIONES GASTO IMPUTADO Y CARACTERISTICAS DE LA POBLACION	53
	ANEXO 2 DESCRIPCION DE LA METODOLOGIA UTILIZADA PARA EL CALCULO DE COSTOS UNITARIOS DE PRESTACIONES	70
	ANEXO 3 REGRESIONES PARA LA ESTANDARIZACION DE LA PROBABILIDAD Y EL GASTO	72
	ANEXO 4 REGRESIONES PARA LA ESTANDARIZACION DEL GASTO INCLUYENDO COSTOS DE ACCESO	77
	ANEXO 5 REVISION BIBLIOGRAFICA EQUIDAD Y ACCESO A LAS PRESTACIONES DE SALUD	80

I. INTRODUCCION

La salud es un componente básico del bienestar de los individuos, que afecta tanto la capacidad de disfrutar como de adquirir otros bienes. El estado de salud de los individuos puede variar a través del tiempo, afectado por el simple paso del tiempo, o por shocks repentinos –como enfermedades y accidentes–, ante lo cual demandan prestaciones (o servicios) de salud. Del objetivo de conservar y mejorar su salud, se deriva entonces una demanda por prestaciones de salud de las personas individuales y la comunidad en general. La posibilidad de ver satisfecha esa demanda es lo que aquí denominamos “acceso a las prestaciones de salud”.

La equidad en el acceso a las prestaciones de salud que permite el Sistema de Salud Chileno es una característica frecuentemente cuestionada. Sin embargo, determinar si existe equidad en el acceso a las prestaciones de salud es un tema complejo, ya que requiere definir este concepto, que incorpora aspectos filosóficos y de justicia que escapan del campo de la economía positiva. Dada la gran cantidad de juicios de valor (normativos) que el tema de la “equidad” involucra, él no será objeto de este trabajo. El propósito de este estudio es evaluar y describir cómo *es* –de manera de dejar los resultados y conclusiones que de él se desprendan dentro del campo de la economía positiva– el acceso a las prestaciones de salud de las distintas personas o grupos de personas que participan en el Sistema¹.

El Sistema de Salud Chileno se caracteriza por la interacción de un sector público y privado en la provisión de seguros y prestaciones de salud. Todos los trabajadores dependientes (activos y pasivos) deben cotizar como mínimo un 7% de su

¹ Sólo se toma en cuenta en este estudio a la población que pertenece a Fonasa o Isapres, dejando de lado a las personas que se adhieren a otros seguros privados, Fuerzas Armadas, Carabineros y particulares, por las características espaciales que presentan.

ingreso –con un tope de 4,2 Unidades de Fomento– en el seguro de salud que escojan (Fonasa o Isapres), lo que asegura que todos cuenten con un sistema previsional que proteja su ingreso ante posibles necesidades de requerir prestaciones de salud. Sin embargo, algunas encuestas han encontrado que existe una opinión bastante generalizada acerca de que las oportunidades de acceso a un buen servicio de salud no son iguales para todos los chilenos². En la evaluación de las oportunidades de acceso a un “buen servicio de salud” se combinan dos elementos diferentes: el acceso a los servicios de salud (prestaciones), y la calidad de estos servicios. La información a utilizar en este estudio sólo permite evaluar el acceso a las prestaciones de salud, sin considerar las diferencias en calidad de la atención recibida, por lo que el supuesto implícito en este trabajo es que los servicios de salud entregados por cada subsistema, y por cada prestador en particular, son de calidad semejante. El acceso a las prestaciones de salud es una característica importante en la medida que tenga efecto sobre el estado de salud de los individuos, el que constituye la preocupación y objetivo fundamental del Sistema de Salud.

La evaluación del acceso a las prestaciones de salud requiere establecer comparaciones, por lo que se separa la población en grupos de ingreso. Por otra parte, el objetivo planteado requiere una definición de “acceso”, que se puede interpretar de diversas formas. En primer lugar, entendiendo el “acceso” como la posibilidad de ver satisfecha la demanda por prestaciones de salud, un punto de partida importante es la evaluación de la probabilidad de recibir una atención positiva, es decir, de entrar en contacto con el Sistema, independientemente del número y tipo de prestaciones recibidas. Esto se complementa con una segunda interpretación de “acceso”, que se refiere a la utilización de

²Según resultados Encuesta CERC (Octubre de 1997), un 80% de la población encuestada estaría en desacuerdo con la afirmación “Todos los chilenos, independientemente de su nivel de ingreso, tienen iguales oportunidades de acceso a un buen servicio de salud”.

servicios de salud una vez realizado el primer contacto con el sistema, considerando el número y mezcla de prestaciones recibidas³.

A su vez, la probabilidad de entrar en contacto con el Sistema y utilización de servicios de salud una vez realizado el contacto, se pueden analizar usando distintas metodologías. Una primera alternativa es la comparación de los datos en forma bruta, es decir, sin controlar por ninguna variable relevante. Para ello se estima la probabilidad “bruta” de que cualquier integrante del grupo en cuestión reciba tratamiento o tenga utilización positiva (razón entre las personas tratadas y el total de personas en cada grupo), y en forma paralela, se estudia el gasto imputado per cápita y el número promedio de prestaciones⁴ de las personas que recibieron al menos una atención.

Esta primera aproximación, a pesar de entregar resultados preliminares importantes, presenta el problema de que no toma en cuenta las diferencias demográficas y de morbilidad entre los grupos (lo que afecta la demanda por prestaciones de salud). La comparación entre grupos de diferentes características puede llevar a interpretaciones erróneas, lo que hace necesario controlar por dichas diferencias. Para corregir este problema, una segunda alternativa es considerar sólo a las personas que reportan

³ Esto es importante en la medida de que la productividad marginal de las prestaciones sea positiva, de manera que todas las prestaciones tienen un beneficio en términos de salud independientemente del estado de salud de la persona.

⁴ Al analizar el número promedio de prestaciones existe un problema en la agregación de ellas (se requiere un ponderador adecuado), lo que se resuelve ponderando cada prestación por su costo unitario (índice de quantum), con lo que se obtiene el “gasto imputado” (independientemente de quién canceló las prestaciones recibidas por cada individuo). En este contexto lo importante no es comparar los gastos efectivos o reales de cada grupo, sino sólo los que afectan el estado de salud de los individuos, razón por la cual en este trabajo se utiliza un costo medio único para cada prestación, independientemente del prestador, tratando de separar lo que se gasta en “salud” de lo que se gasta en “hotelería”, “comodidad”, etc., (todos los elementos que pueden reflejar diferencias en precios de prestaciones por razones que no afectan la salud de los individuos). Un problema claro en la aplicación de este criterio, es que impide diferenciar por calidad de prestaciones (diferencias que sí pueden afectar el estado de salud), característica que no puede ser evaluada con los datos utilizados.

enfermedad dentro de cada grupo, estimando la probabilidad con que las personas que han reportado enfermedad dentro del grupo en cuestión reciban alguna atención (probabilidad condicional de entrar en contacto con el Sistema), y el gasto imputado y número de prestaciones recibidas en promedio por cada persona enferma con tratamiento dentro del grupo. Adicionalmente, se analiza la proporción del gasto imputado total que recibe cada grupo, con la proporción que representan los individuos que reportan enfermedad en dicho grupo dentro del total de enfermos (enfoque utilizado por Le Grand (1978)).

Por último, una tercera alternativa más completa es la estandarización –por medio de una regresión– por características demográficas (edad y sexo) y de morbilidad, para estimar la probabilidad estandarizada de que cualquier integrante del grupo tome contacto con el Sistema, y el gasto estandarizado condicional de las personas con utilización en el sistema, con lo que se puede obtener el gasto estandarizado para la población total. En la aplicación de esta metodología se toma como base el trabajo de Wagstaff y van Doorslaer (1993).

En el presente estudio se utiliza la información entregada por la encuesta CASEN 94, en la que se encuentran datos sobre el número de prestaciones recibidas por cada encuestado, incluyendo controles preventivos, consultas generales, de especialidad, atención de urgencia, atención dental, exámenes de rayos X y ecografías, exámenes de laboratorio, intervenciones quirúrgicas y días de hospitalización. La metodología descrita se aplica en este trabajo sobre tres agrupaciones de prestaciones: primero, se presentan como referencia los resultados para el total de prestaciones que aparecen en la encuesta CASEN; segundo, para el grupo de ellas que excluye el control dental, agrupación que consideramos más relevante para el caso chileno⁵; y tercero, se presentan los resultados

⁵ La agrupación de prestaciones que excluye controles dentales permite aislar el acceso a las prestaciones *médicas* de salud (eliminando del análisis las atenciones dentales). Esto es importante debido a que la demanda por atención dental no tiene relación muy directa con las

para el grupo de “consultas y hospitalización”, resultados que se utilizan para la comparación con los resultados obtenidos por Wagstaff y van Doorslaer.

En la literatura⁶ se han considerado además otras definiciones de acceso, entre las que destaca por su factibilidad de ser evaluada, la que lo define como el costo incurrido en recibir atención de salud (“costos de acceso”). Sin embargo, este no es más que un sustituto pobre que puede utilizarse si no se tienen datos directos sobre el acceso. Como contamos con datos para comparar el acceso en sí mismo (como probabilidad y utilización), los costos de acceso que enfrentan los integrantes de los diferentes grupos no se consideran para realizar esta evaluación. Ellos se consideran para explicar los resultados encontrados, porque se presume que el costo en que debe incurrir la persona para recibir una atención de salud *afecta* el acceso a las prestaciones de ese individuo (a mayor costo, menor acceso).

En las partes II, III y IV de este trabajo se aplican las tres alternativas propuestas para la evaluación del acceso a los servicios de salud: en términos brutos, controlando por enfermedad, y estandarizando por enfermedad y características demográficas. Esto permite obtener una importante conclusión: el acceso a las prestaciones de salud en el Sistema Chileno no depende en forma significativa del nivel de ingreso, excepto al considerar el quintil de ingreso más alto, para el cual el acceso es mayor.

Un atractivo evidente de este trabajo es que aborda un tema que –a pesar de estar presente en forma recurrente en la discusión pública– no ha sido objeto de estudio desde este punto de vista en nuestro país. El campo de avance es muy amplio, y en ese sentido, este trabajo sólo podrá abocarse a algunos primeros aspectos relevantes.

variables por las que se estandariza, además que el sector odontológico presenta características especiales que generalmente llevan a tratarlo por separado del sector médico.

⁶ Ver, por ejemplo, Culyer y Wagstaff (1993)

II. EVALUACION DE ACCESO SIN CONTROLAR POR ENFERMEDAD Y CARACTERISTICAS DEMOGRAFICAS

1. Probabilidad bruta de entrar en contacto con el sistema de Salud

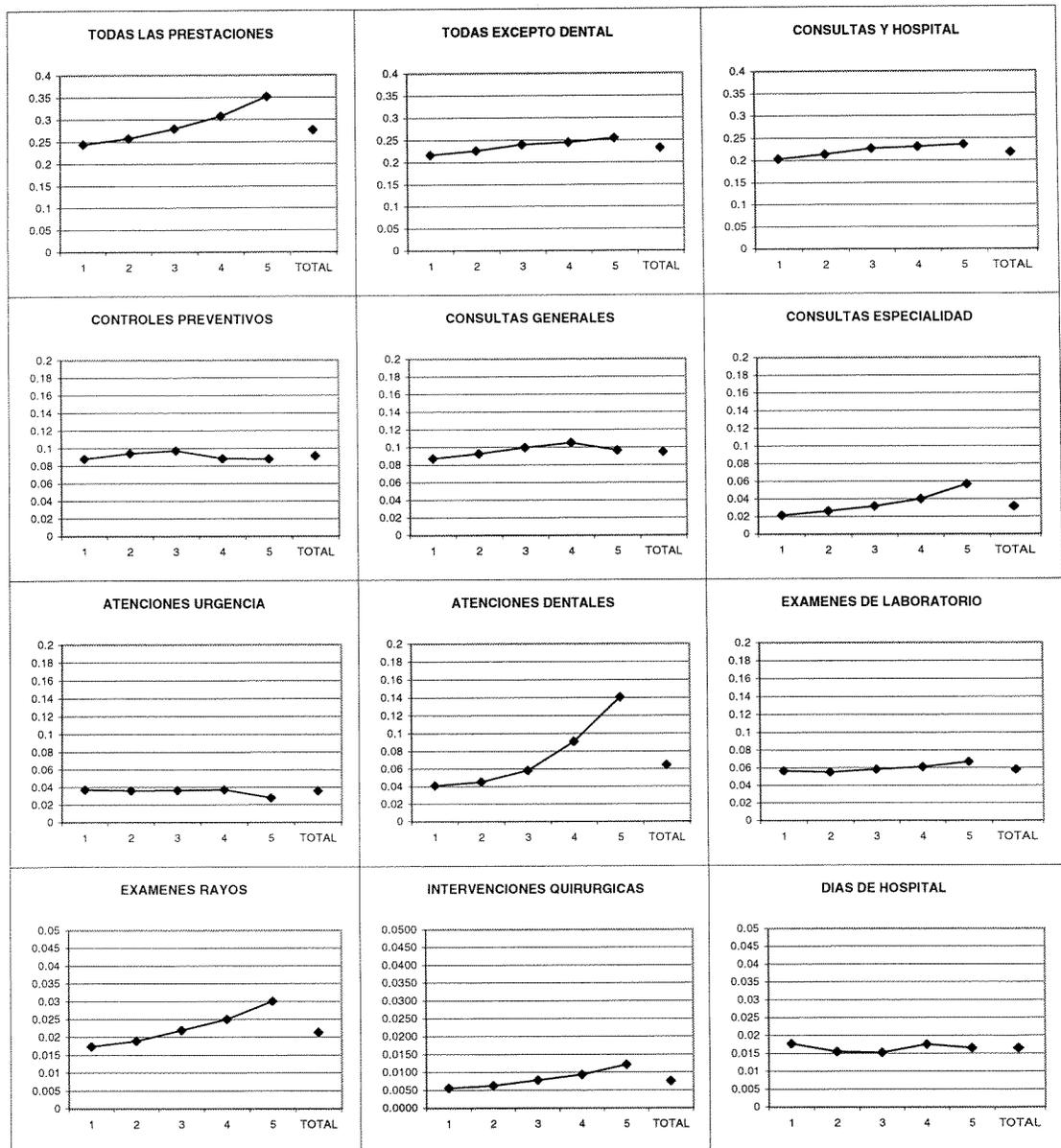
Una primera interpretación del acceso –entendido como la posibilidad de ver satisfecha la demanda por prestaciones de salud– es el estudio de la probabilidad de entrar en contacto con el Sistema de Salud al demandar prestaciones. Esta probabilidad se puede evaluar –como primera aproximación– a través de la estimación de la probabilidad de recibir al menos una atención de salud, de acuerdo al porcentaje de personas de cada grupo que reciben alguna prestación (razón “tratados/población”⁷ (T/P) de cada grupo).

En los gráficos de la **Figura 1** se muestran los resultados de esta estimación, agrupando a los individuos de acuerdo a quintil de ingreso, a partir de la información de la encuesta CASEN 94. Se consideran las tres agrupaciones de prestaciones utilizadas en el trabajo (“total de prestaciones” –probabilidad de tener utilización positiva en al menos una de ellas–, “total de prestaciones excepto dentales” y grupo de “consultas y hospitalización”), además de cada prestación por separado (probabilidad de tener utilización positiva en cada prestación). Los resultados obtenidos se presentan en **Cuadro 1** del Anexo 1.

En los gráficos se observa que al agrupar las prestaciones, se obtiene como resultado una probabilidad bruta de recibir al menos una prestación creciente al ingreso. La relación positiva entre ingreso y probabilidad, sin embargo, es más fuerte al

⁷ De acuerdo a la Encuesta CASEN 94, se definen los “tratados” como el grupo de personas que reciben al menos una atención: si S17, S21, S25, S29,S33, S37, S40, S43, S46 y/o S49 son mayores que cero.

FIGURA 1
 PROBABILIDAD BRUTA DE RECIBIR AL MENOS UNA PRESTACION EN CADA QUINTIL Y TOTAL DE POBLACION



considerar el “total de prestaciones” que al excluir las prestaciones dentales (grupo de “todas las prestaciones excepto dentales”) y exámenes e intervenciones quirúrgicas (grupo de consultas médicas y hospitalización). Al comparar los quintiles extremos, obtenemos que el quintil más alto tiene un ingreso promedio 20 veces mayor que el quintil más pobre, mientras que la probabilidad bruta de recibir al menos una atención es 44% más alta. A su vez, la probabilidad bruta de recibir al menos una atención excepto dental, y de recibir al menos una consulta u hospitalización es aproximadamente un 18% y 16% mayor en el quintil de ingreso más alto que en el primero, respectivamente. Para evaluar si las diferencias entre quintiles encontradas son estadísticamente significativas se utilizan tablas de contingencia, y se realiza un Contraste de Independencia (estadígrafo chi cuadrado). La hipótesis de independencia se rechaza en todos los casos (considerando “todas las prestaciones”, “todas las prestaciones excepto dentales” y “consultas y hospitalización”) al nivel de significancia del 1% (Ver **Tabla 1** en Anexo1), lo que indica que la probabilidad bruta depende del quintil de ingreso⁸.

Al estudiar cada prestación por separado, se encuentran diferencias significativas al 1% en todas las prestaciones excepto días de hospitalización; sin embargo, sólo en algunas prestaciones la relación entre nivel de ingreso y probabilidad bruta de recibir atención es sistemática. La probabilidad de recibir atención de urgencia tiende a disminuir a medida que aumenta el ingreso (la probabilidad bruta en el primer quintil es aproximadamente el doble que en el quinto). Para consultas de especialidad y dentales, exámenes de rayos X y ecografías y para intervenciones quirúrgicas, en cambio, se

⁸ Este resultado se puede confirmar al realizar una regresión logística que explique la probabilidad bruta de tomar contacto con el sistema en función de los quintiles de ingreso. Para las tres agrupaciones de prestaciones resultan significativos los coeficientes de todos los quintiles de ingreso, y el test de razón de verosimilitud (que compara este modelo con el restringido, en que todos los coeficientes son cero) confirma que la probabilidad bruta sí depende del quintil de ingreso del individuo (con un nivel de significancia del 1%).

observa una relación positiva importante entre nivel de ingreso y probabilidad de recibir dichas prestaciones (la probabilidad bruta en el quintil de ingreso más alto es aproximadamente el doble que en el primer quintil). En controles preventivos, consultas generales, exámenes de laboratorio y días de hospitalización, la relación entre probabilidad bruta de recibir atención e ingreso no tiene una dirección sistemática, y en ninguno de estos casos la diferencia entre la probabilidad del quintil de ingreso más alto y el primer quintil supera el 10%.

2. Utilización per cápita de personas con tratamiento

En la sección anterior se analiza el acceso como la probabilidad de recibir una atención positiva, lo que da una primera pauta del acceso a las prestaciones de salud para los individuos de los diferentes grupos. Sin embargo, no sólo es importante si la persona tiene la posibilidad de tomar contacto con el sistema, sino el número y tipo de prestaciones que recibe al ser tratada (una vez que tomó contacto con el Sistema). Para evaluar la utilización per cápita se utiliza un índice de quantum, es decir, se compara el número de prestaciones recibido por cada grupo, ponderado por el valor de cada prestación.

La ponderación de prestaciones se realiza mediante el cálculo del precio promedio de mercado de cada una de ellas. Con ello se calcula un “gasto imputado”, el que no necesariamente corresponde al gasto efectivo en salud realizado por cada grupo de ingreso. Esto, porque no siempre un gasto efectivo mayor –ante igual necesidad– se traduce en un mayor beneficio en salud. Existen diferencias en los gastos efectivos que no indican mayor acceso a salud, porque representan gastos por bienes o servicios que no son relevantes para este concepto, como una mejor hotelería, comodidad, etc. Al ponderar el número de prestaciones por un costo medio único se está evitando considerar ese tipo de

diferencias. Esto supone que la calidad de las prestaciones es semejante entre diferentes prestadores, supuesto que no es posible verificar.

En la **Figura 2** (detalle en **Cuadro 2** del Anexo 1) se muestran los resultados de la agregación de prestaciones utilizando como ponderador el costo medio único de cada una⁹, que proviene del cálculo del costo promedio de las distintas prestaciones en el sector privado, como se explica en más detalle en el **Anexo 2**. El gasto imputado (índice de quantum) que se obtiene muestra una relación levemente positiva con el ingreso a partir del segundo quintil para “todas las prestaciones” y el grupo que excluye atenciones dentales (el quintil de mayor ingreso tiene un gasto imputado cerca de 15% y 11% más alto que el quintil más pobre, y un 20% y 18% más alto que el segundo quintil, respectivamente). Es decir, en estas dos agrupaciones de prestaciones el gasto imputado toma forma de U al comparar los distintos grupos de ingreso. Al considerar la agrupación de “consultas y hospitalización” la relación entre gasto imputado e ingreso se hace inversa (el quintil de mayor ingreso tiene cerca de un 25% menos de gasto imputado que el quintil más pobre). En el trabajo de Wagstaff y van Doorslaer, se consideran las consultas y hospitalizaciones para la evaluación de equidad, ponderando la hospitalización por el costo promedio incurrido en una estadía de hospital; es decir, se incorpora no sólo por el precio de un día cama promedio (a lo que se agrega el costo promedio de una consulta hospitalaria en este estudio), sino además el gasto promedio en intervenciones quirúrgicas, exámenes, etc. Sin embargo, en el caso chileno la información disponible indica que las intervenciones quirúrgicas y exámenes presentan una distribución diferente a los días de hospitalización, tanto a nivel de probabilidad como de número de prestaciones (que se muestran en la Figura 3), ya que mientras la hospitalización tiende a ser decreciente con el ingreso en ambos casos, estas otras

⁹ En este contexto, lo que importa son los precios relativos entre ellas, no los valores absolutos, ya que se usan para ponderar la utilización.

FIGURA 2
GASTO IMPUTADO PER CAPITA PARA PERSONAS CON ATENCION EN SALUD
EN CADA QUINTIL Y LA POBLACION TOTAL

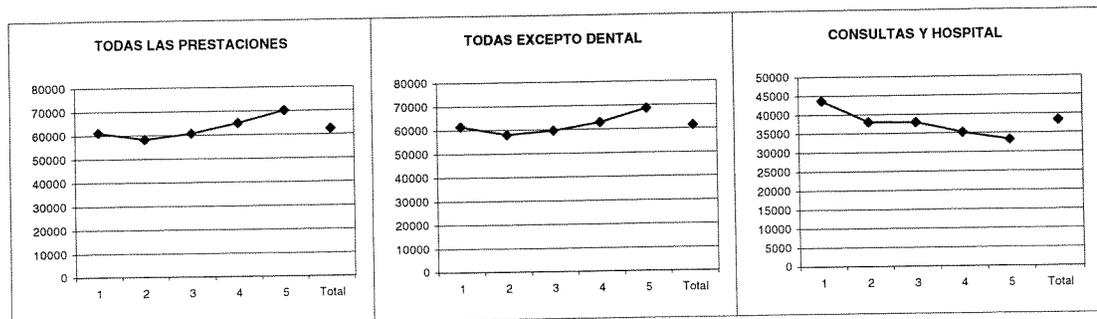
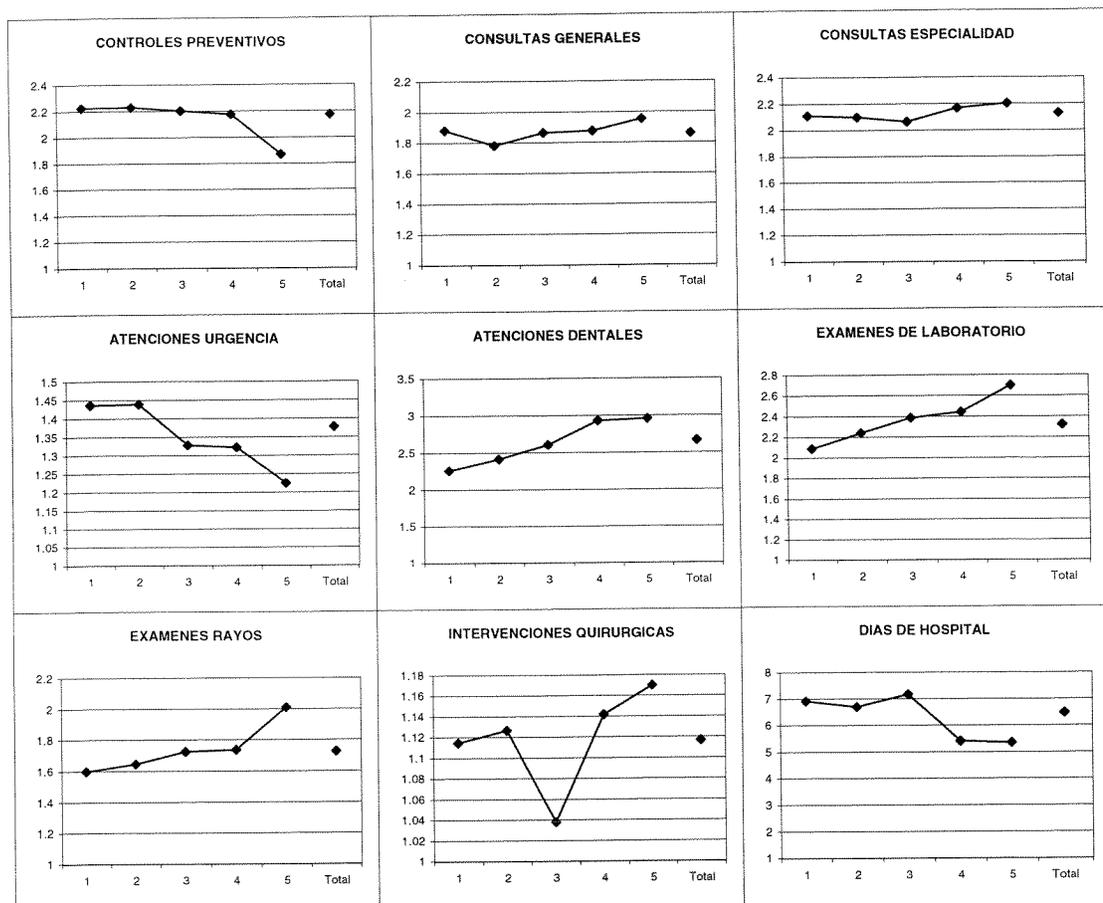


FIGURA 3
NUMERO DE PRESTACIONES PER CAPITA PARA PERSONAS CON ATENCION DE SALUD
EN CADA QUINTIL Y LA POBLACION TOTAL



prestaciones presentan una tendencia creciente al ingreso. Por esta razón, en este trabajo no se utiliza el criterio de Wagstaff y van Doorslaer (de asignar al evento de hospitalización en costo de las demás prestaciones), ya que con ello se inflaría el costo imputado de los quintiles más pobres de manera artificial.

Las diferencias en el gasto imputado por quintiles pueden ser evaluadas a través de un análisis de varianza, que se presenta en la **Tabla 2** del Anexo 1. Este análisis de varianza indica que la media es significativamente distinta entre quintiles al considerar el “total de prestaciones” ($Pr>F=0.042$)¹⁰; a su vez, para “todas las prestaciones excepto dentales”, la media no resulta significativamente distinta entre quintiles ($Pr>F=0.293$); por último, al considerar “consultas y hospitalización”, la media resulta significativamente distinta entre quintiles ($Pr>F=0.0375$)¹¹.

Los resultados que se obtienen en la comparación de este índice de quantum entre quintiles son diferentes, dependiendo de la agrupación de prestaciones utilizada, lo que se explica por las diferencias en las características de cada prestación individual. En la **Figura 3** se observa el número de prestaciones per cápita recibidas por las personas que reciben tratamiento dentro de cada grupo (detalle en **Cuadro 3** en Anexo 1). Al considerar cada prestación por separado se observa que el número de prestaciones per cápita de personas tratadas es creciente al ingreso en forma significativa en el caso de atenciones dentales ($p<0.01$), exámenes de laboratorio ($p<0.01$) y exámenes de rayos ($p=0.038$), y es alrededor de un 25% más alto en el quintil de mayor ingreso que en el primer quintil. Para las demás prestaciones, el número de prestaciones per cápita no

¹⁰ El test de Duncan, que prueba si el promedio es significativamente distinto (al 5%) entre cada par de quintiles, indica que el gasto imputado promedio es significativamente mayor en el quintil de ingreso más alto, que en el segundo, tercer y primer quintil.

¹¹ El test de Duncan indica que el gasto imputado promedio es significativamente mayor en el quintil más pobre que en los quintiles 4 y 5.

cambia significativamente con el ingreso, excepto en el caso de los controles preventivos y atenciones de urgencia ($p < 0.01$) y los días de hospitalización ($p = 0.12$), en los que el número tiende a disminuir al aumentar el ingreso. Esto explica por qué al considerar el grupo de “consultas y hospitalización”¹² se obtiene una relación inversa entre gasto imputado e ingreso, a diferencia de las otras dos agrupaciones de prestaciones.

Los resultados encontrados en el análisis anterior, a pesar de ser muy ilustrativos, no pueden ser más que una primera aproximación a la evaluación del acceso a las prestaciones de un Sistema de Salud. Esto, debido a que la definición de acceso como probabilidad “bruta” de tener una utilización positiva en el sistema (razón T/P) y gasto imputado per cápita para todas las personas con tratamiento (bruto), tiene algunas limitaciones importantes. Dicha definición no considera el hecho de que la probabilidad de entrar en contacto con el Sistema de Salud y el número y tipo de prestaciones recibidas se ven influenciadas por las características de la población, las que pueden ser diferentes entre los distintos grupos en comparación. En particular, las características demográficas (como edad y sexo) y de morbilidad (estado de salud), son factores ajenos al Sistema propiamente tal, que influyen en forma importante sobre la demanda de prestaciones de salud, por lo que deben ser aislados para interpretar correctamente la información.

El hecho de que los grupos a comparar no sean homogéneos (en cuanto a características demográficas y de morbilidad) puede acarrear una interpretación errónea de la información. Si se observara igual probabilidad bruta (T/P) entre grupos, la conclusión de que el acceso es igual no sería correcta, ya que la probabilidad bruta observada no

¹² El número de días de hospitalización per cápita (para personas con atención) muestra una relación inversa con el ingreso y es sistemáticamente mayor en Fonasa que en Isapre. En un estudio realizado por César Oyarzo (“Disponibilidad de Camas Hospitalarias”, 1997) se observa que el promedio de días de estada en hospitales ha disminuido en forma importante en el sector privado (4.5 días en 1996), en el que se ha privilegiado la atención ambulatoria para aumentar la eficiencia, a diferencia del sector público (6.5 días promedio).

considera las diferencias en las necesidades de atención de salud de los distintos grupos, que dependen de características propias como la edad, el sexo y el estado de salud de las personas que pertenecen a esos grupos. En particular, la probabilidad observada (T/P) tiene dos componentes: la probabilidad de ser atendido dado que se requiere (necesita) una atención de salud y la probabilidad de necesitar dicha atención. Si la probabilidad de requerir una atención de salud es diferente para los distintos grupos (por diferencias en sus características demográficas y de morbilidad), la observación de igual razón T/P se debería a que aquellos grupos con mayor necesidad debieron tener mayores dificultades de acceso. Por lo tanto, una igual probabilidad bruta no indica igual probabilidad de ser atendido al requerir una atención (es decir, no indica igual acceso a las prestaciones de salud si definimos el acceso como probabilidad de ser atendido al requerir una atención de salud).

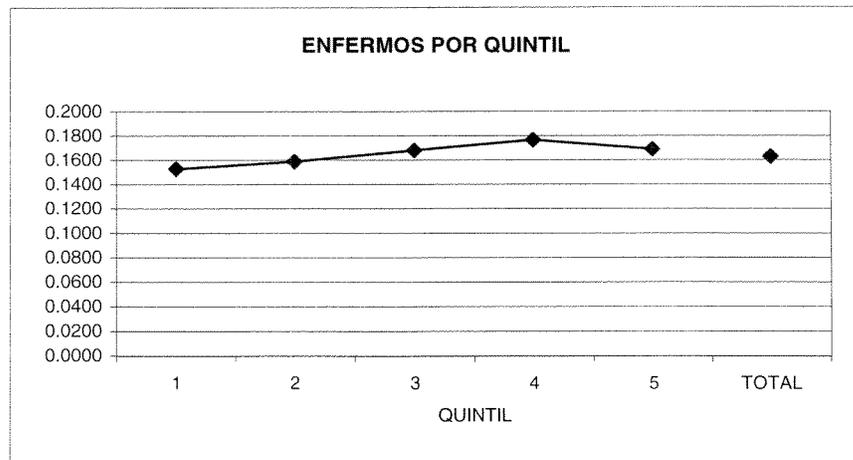
En forma análoga al caso del análisis de probabilidades, en el análisis del gasto imputado (índice de quantum) y número de prestaciones per cápita para todas las personas con tratamiento, existe el problema de que las diferencias en las características de la población pueden implicar errores en la interpretación de los resultados. En particular, si se observa en dos grupos diferentes igual número de prestaciones, aun controlando por el tipo de ellas, la interpretación de que el acceso es semejante puede ser errónea, si las características demográficas o de morbilidad son diferentes.

III. EVALUACION DE ACCESO PARA PERSONAS ENFERMAS

1. Porcentaje de enfermos dentro de cada grupo de ingreso

El porcentaje de personas que declaran enfermedad o accidente en los últimos tres meses (exceptuando a los que se declaran enfermos pero sin necesitar atención) varía entre grupos de ingreso, según los datos de la encuesta CASEN94. A medida que se pasa a los quintiles más altos el porcentaje de enfermos –estimación de la probabilidad de enfermarse dentro de cada quintil– aumenta levemente, para volver a disminuir en el último quintil (al nivel del tercer quintil), lo que se observa en la **Figura 4**. Este resultado se puede contrastar con la evidencia encontrada en otros países.

FIGURA 4
PORCENTAJE DE ENFERMOS DENTRO DE CADA QUINTIL



En Wagstaff y van Doorslaer se evalúa la distribución de enfermos entre grupos de ingreso a través de una curva de concentración de enfermedad, y de un índice de concentración asociado a ella, cuyo resultado indica que en esos países los enfermos tienden a concentrarse en los grupos de menores ingresos. La curva de concentración de enfermedad ordena a la población según su nivel de ingreso, por deciles en este caso,

indicando en el eje horizontal el porcentaje acumulado de la población que representa cada grupo, y en el eje vertical el porcentaje acumulado de enfermos correspondientes a dicho grupo. El índice de concentración de enfermos corresponde al área entre la curva de concentración de enfermedad y la diagonal, expresada como proporción del área bajo la diagonal. Este índice es negativo cuando las diferencias entre quintiles favorecen a los grupos de mayor ingreso (la curva de concentración está sobre la diagonal, es decir, el porcentaje de enfermos en los primeros quintiles es más alto que el porcentaje de la población que representan) y positivo en el caso contrario.

Para medir el número de enfermos en cada grupo de ingreso, se utilizan encuestas de salud u otras más generales, que contienen diferentes medidas de enfermedad, las que se pueden clasificar (Blaxter, 1989) en: i) modelo médico (desviaciones fisiológicas), ii) modelo funcional (si puede desarrollar tareas normales), iii) modelo subjetivo (en base a la percepción de la persona). Los índices de concentración resultan negativos en casi todos los casos al usar diferentes medidas de enfermedad (ver **Cuadro 4** en Anexo 1), es decir, los enfermos tienden a concentrarse más en los grupos de bajo ingreso. En el caso chileno ocurre lo contrario, ya que el índice que resulta de la definición de enfermedad ocupada es positivo (casi nulo). Esta diferencia se explica porque la definición de enfermedad disponible para Chile no es totalmente comparable con ninguna de las utilizadas en los países en comparación. En principio, esta medida es una mezcla entre el modelo funcional y el subjetivo, pero se diferencia de ellos porque: i) no diferencia entre tipos ni grado de enfermedad, como ocurre con las preguntas del modelo funcional (en general se pregunta por enfermedades crónicas); ii) no se pregunta por la percepción propia sobre el estado de salud, sino por la presencia de alguna enfermedad o accidente en los últimos tres meses. Con el tipo de pregunta realizado en la encuesta CASEN, es posible que los grupos de ingresos más bajos demoren más en declararse enfermos o con accidente (por desconocimiento, despreocupación, falta de diagnóstico médico, etc.). Esto llevaría a que la declaración de enfermedad se concentrara

relativamente en grupos de ingresos más altos que en el caso de los otros países bajo estudio. Esta hipótesis no puede ser testeada con la información disponible para Chile, pero de ser cierta, indicaría que las personas pobres que declaran enfermedad tendrían (en promedio) enfermedades más graves que las declaradas por las personas de ingresos medios y altos.

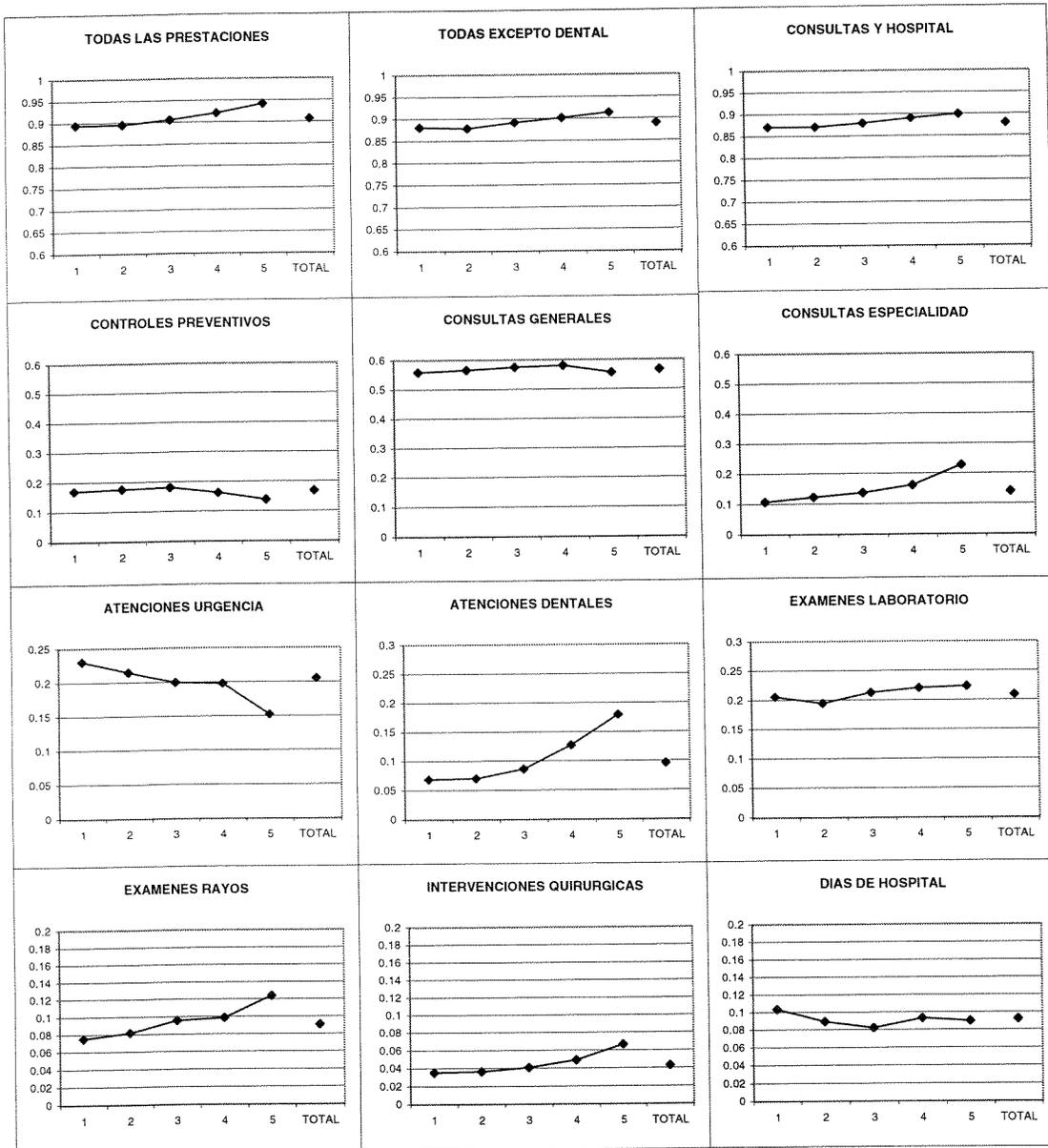
2. Probabilidad de entrar en contacto con el Sistema de Salud para personas que declaran enfermedad

Una primera corrección que se puede efectuar a los cálculos de probabilidad bruta es la que propone Musgrove (1983), quien rescata como valioso indicador de equidad en la provisión de salud la probabilidad de recibir tratamiento cuando se está enfermo. Este indicador se puede aplicar al caso chileno calculando la razón de personas tratadas dentro de los enfermos $-T/E^{13}$ (considerando sólo a los tratados que reporten enfermedad o accidente, de modo de calcular una probabilidad condicional) para los diferentes grupos de ingreso. Los resultados de este indicador se presentan en la **Figura 5 (Cuadro 5** en Anexo 1).

Siempre que exista parte de la población total sin reportar enfermedad (que existan personas sanas), este indicador (probabilidad condicional a declaración de enfermedad) puede diferir de la probabilidad bruta analizada en la parte II. Los factores que van a determinar cuánto difieren ambas medidas son la proporción de tratados que declaran haber estado enfermos, y la proporción de personas enfermas sobre la población total

¹³ Encuesta CASEN 94: Enfermo si contesta que sí sufrió enfermedad o accidente en los últimos tres meses, excluyendo los casos en que contesta "sí, sin atención; no fue necesario" (S14).

FIGURA 5
 PROBABILIDAD CONDICIONAL DE RECIBIR AL MENOS UNA PRESTACION (PARA PERSONAS ENFERMAS) EN CADA QUINTIL Y LA POBLACION TOTAL



sanos que reciben algún tratamiento. Esta afirmación se desprende de la siguiente identidad:

$$\begin{aligned} (1) \quad & \text{Probabilidad enfermos}_i = (\# \text{tratados enfermos}_i) / (\# \text{enfermos}_i) = \\ & = (\# \text{tratados}_i \cdot \alpha_i) / (\# \text{personas}_i \cdot \beta_i) = (\# \text{tratados}_i \cdot \# \text{personas}_i) \cdot (\alpha_i / \beta_i) \\ & = \text{Probabilidad bruta}_i \cdot (\alpha_i / \beta_i) \end{aligned}$$

donde: $\alpha_i = \# \text{tratados enfermos}_i / \# \text{tratados}_i = \% \text{ de tratados enfermos en el grupo } i$

$\beta_i = \# \text{enfermos}_i / \# \text{personas}_i = \% \text{ de personas enfermas en el grupo } i$

En primer lugar, se puede observar en los gráficos de la Figura 5 que la probabilidad condicional a la declaración de enfermedad, considerando las tres agrupaciones de prestaciones, es aproximadamente 5% más alta en el quintil de mayor ingreso que en el quintil más pobre. En el caso de la probabilidad bruta, en cambio, la comparación entre los quintiles extremos resulta en una diferencia de aproximadamente 40% en el “total de prestaciones”, y 20% en las otras dos agrupaciones de ellas; es decir, al considerar sólo a los enfermos, la probabilidad es más pareja entre grupos de ingreso¹⁴. Tal como en el caso de la probabilidad bruta, se utilizan tablas de

¹⁴ Al calcular la razón entre la probabilidad condicional a declaración de enfermedad (PE) de dos grupos distintos, obtenemos:

$$(*) P E_i / P E_j = (P B_i / P B_j) \cdot (a_i / a_j) \cdot (b_j / b_i)$$

Con (*) podemos explicar el hecho que la razón entre probabilidad condicional a enfermedad (PE) entre el quintil 5 y el primero sea menor que la razón de probabilidad bruta (P B), de acuerdo a los datos de a y b para ambos quintiles:

i) En las tres agrupaciones de prestaciones la proporción de personas enfermas dentro del total de tratados (a) es mayor en el primero que en el último quintil (es decir, en el quintil 5 es mayor la proporción de sanos entre los que reciben tratamiento). Esto se muestra en la **Cuadro 10** del Anexo1.

ii) La variable de “enfermedad” utilizada en este estudio muestra que el porcentaje de enfermos (b) tiende a aumentar (levemente) a medida que aumenta el ingreso (en los cuatro primeros quintiles, y en el último vuelve a disminuir al nivel del tercer quintil), por lo que este

contingencia para evaluar la significancia estadística de estas diferencias entre quintiles, realizando un contraste de independencia. El estadígrafo chi cuadrado rechaza la hipótesis de independencia al 1% de significancia en las tres agrupaciones de prestaciones, aunque el valor encontrado es considerablemente más bajo respecto de la probabilidad bruta en el caso de “consultas y hospitalización” (Ver **Tabla 3 en Anexo 1**)¹⁵. Estos resultados se explican porque al calcular la probabilidad para personas enfermas para cada prestación por separado, en la mayor parte de las prestaciones se conserva la misma relación entre ingreso y probabilidad que existía en el caso de la probabilidad bruta, pero pierde significancia estadística, especialmente en el caso de las consultas generales (deja de ser significativa) y exámenes de laboratorio, en que sólo es significativa al 3,5%; a la vez, la relación entre probabilidad de hospitalización e ingreso pasa a ser significativa al 2,5%. Se observa además que en la totalidad de prestaciones, la razón entre la probabilidad para el quintil de ingreso más alto y para el primer quintil es más baja en el caso de la probabilidad condicional que al considerar la probabilidad bruta.

Del análisis anterior se desprende que parte importante de las diferencias entre grupos encontradas en la evaluación de la probabilidad bruta, tienden a desaparecer al considerar sólo a las personas enfermas (calculando la probabilidad condicional). Es decir, a partir de estos resultados se puede inferir una importante conclusión preliminar: las desigualdades encontradas en la probabilidad bruta entre grupos de ingreso se explican en

porcentaje es mayor en el quintil 5 que en el primero. Esto se muestra en la **Cuadro 11** del Anexo 1.

¹⁵ Estos resultados se pueden confirmar realizando una regresión logística que explique la probabilidad de tomar contacto con el sistema de las personas enfermas en función de los quintiles de ingreso. Los coeficientes de los quintiles resultan significativos al 1% de significancia en el caso de todas las prestaciones, no así en el caso de las otras dos agrupaciones (para las cuales el quintil 4 resulta distinto del 5 sólo al 5% de significancia). El test de razón de verosimilitud (que compara el modelo completo con el que restringe todos los coeficientes de quintiles a cero) muestra que en las tres agrupaciones de prestaciones la probabilidad condicional sí depende del quintil de ingreso, a un nivel de significancia del 1%.

parte importante por diferencias entre las personas que declaran no haber estado enfermas, y no por diferencias de acceso entre los enfermos, principal preocupación del Sistema.

3. Utilización per cápita de personas enfermas con tratamiento

Para evaluar el número y tipo de prestaciones recibidas por las personas enfermas con tratamiento en cada grupo, se calcula el gasto imputado (índice de quantum) promedio para las personas enfermas con atención. En forma análoga a la probabilidad condicional a enfermedad, siempre que exista parte de la población con tratamiento sin reportar enfermedad (que existan personas sanas con tratamiento), el gasto imputado per cápita condicional –para personas enfermas con tratamiento– puede diferir del bruto analizado en el punto anterior. Los factores que van a determinar cuánto difieren ambas medidas son la proporción del gasto imputado que se atribuye a las personas enfermas en cada grupo y el porcentaje de tratados que declara enfermedad. Esta afirmación se desprende de la siguiente identidad:

$$\begin{aligned}
 (2) \quad \text{Gasto imputado per cápita enfermos}_i &= (\text{Gasto imputado enfermos}_i) / (\# \text{ tratados enfermos}_i) = \\
 &= (\text{gasto imputado total}_i \cdot \gamma_i) / (\# \text{ tratados}_i \cdot \alpha_i) \\
 &= (\text{gasto imputado total}_i / \# \text{ tratados}_i) \cdot (\gamma_i / \alpha_i) \\
 &= \text{Gasto imputado per cápita bruto}_i \cdot (\gamma_i / \alpha_i)
 \end{aligned}$$

donde:

$$\gamma_i = \text{gasto imputado enfermos}_i / \text{gasto imputado total}_i = \% \text{ del gasto imputado en el grupo } i \text{ realizado por personas enfermas.}$$

$$\alpha_i = \# \text{ tratados enfermos}_i / \# \text{ tratados}_i = \% \text{ de tratados enfermos en el grupo } i$$

Como se observa en la **Figura 6 (Cuadro 6 en Anexo 1)**, al considerar sólo a las personas enfermas se conserva la misma relación entre gasto promedio e ingreso que al considerar al total de personas con atención, aunque el nivel de gasto por persona es más alto. Es decir, se mantiene la forma de U al comparar gasto imputado entre quintiles con las dos primeras agrupaciones de prestaciones, y la pendiente negativa al considerar la agrupación de “consultas y hospitalización”. La forma de U que se observa en las dos primeras agrupaciones de prestaciones, sin embargo, se acentúa al considerar sólo a los enfermos, y prácticamente no existe diferencia entre los tres quintiles intermedios, pero en los dos extremos (primero y quinto) aumentan las diferencias¹⁶. El hecho de que esta relación se acentúe se puede deber, en parte, a que en los quintiles más pobres una menor proporción de personas se declara enfermo, y es probable que las personas que se declaran enfermas en estos grupos de ingreso se encuentren (en promedio) en peor estado de salud

¹⁶ Para explicar esto, vemos que el cálculo de la razón entre el gasto imputado per cápita de personas enfermas de dos grupos distintos es:

$$(**) \text{GlpcE}_i / \text{GlpcE}_j = (\text{GlpcB}_i / \text{GlpcB}_j) \cdot (g_i / g_j) \cdot (a_j / a_i)$$

La identidad (**) explica por qué la razón entre el gasto imputado per cápita condicional a enfermedad (GlpcE) difiere de la razón de gasto imputado per cápita bruto (GlpcB) entre quintiles en los casos de todas las prestaciones y “todas las prestaciones excepto dentales”:

i) Al separar el gasto imputado total de cada grupo en el gasto realizado por los enfermos y el gasto realizado por los sanos, se encuentra que la proporción del gasto correspondiente a personas enfermas (**Cuadro 12 en Anexo 1**) va disminuyendo al pasar a los quintiles más altos al considerar el “total de prestaciones” y “todas las prestaciones excepto dentales” (aunque disminuye en menor porcentaje en “todas las prestaciones excepto dentales”). Esto significa que el gasto realizado por personas sanas representa una proporción cada vez más alta del total al aumentar el ingreso, por lo que al considerar el gasto imputado per cápita de enfermos, la razón entre quintil de ingreso alto con bajo es menor que en el caso del gasto bruto.

ii) Al considerar todas las prestaciones, el porcentaje de enfermos dentro de las personas que reciben tratamiento disminuye levemente a medida que crece el ingreso (aumenta el porcentaje de sanos que reciben tratamiento), especialmente al pasar al último quintil, en el cual esta disminución más que compensa la disminución en el porcentaje de gasto dedicado a enfermos (en i)), lo que explica que la razón de gasto de enfermos entre el quintil 5 y el 4 sea más alta que la razón de gasto bruto. En todas las prestaciones excepto dental, este porcentaje no cambia en los tres primeros quintiles, aumenta en el cuarto, y disminuye fuertemente en el quinto, lo que también compensa la disminución en la proporción del gasto dedicado a enfermos (en i)), y explica que la razón entre el quintil 5 y el 4 sea más alta para el gasto para personas enfermas que para el bruto. Estos porcentajes se muestran en el **Cuadro 10** del Anexo 1.

que las personas enfermas de ingreso alto, y requieran por tanto una mayor cantidad de prestaciones (o prestaciones de mayor complejidad), sin que esto signifique diferencias en acceso.

En “todas las prestaciones” el gasto imputado per cápita para personas enfermas del quintil 5 es un 17% más alto que el primer quintil, y un 25% más alto que el segundo; a su vez, en la agrupación de “todas las prestaciones excepto dentales”, las diferencias son de 10% y 19% respectivamente. Para evaluar si estas diferencias son estadísticamente significativas se realiza un análisis de varianza, cuyos resultados se muestran en la **Tabla 4** del Anexo 1. Este análisis indica que al considerar el “total de prestaciones” las diferencias son significativas sólo al 8% ($Pr>F=0.08$)¹⁷; al considerar “todas las prestaciones excepto dentales” no existen diferencias significativas entre quintiles ($Pr>F=0.32$); al considerar “consultas y hospitalización”, en cambio, el promedio entre quintiles difiere significativamente ($Pr>F=0.03$)¹⁸.

En la **Figura 7 (Cuadro 7 en Anexo 1)** se muestran los resultados del cálculo del número de prestaciones per cápita para personas con tratamiento, considerando sólo a las personas que declaran enfermedad o accidente. La relación entre número de prestaciones e ingreso pierde significancia en el caso de controles preventivos (deja de ser significativa) y atención de urgencia ($p=0.04$), y se hace más significativa en el caso de exámenes de rayos ($p=0.01$) y días de hospitalización ($p=0.04$).

¹⁷ El test de Duncan indica que en el quintil 5 el promedio es diferente de los cuatro restantes, los que no difieren significativamente entre ellos.

¹⁸ El test de Duncan indica que el promedio del quintil de menor ingreso es significativamente más alto que el de los quintiles 4 y 5.

FIGURA 6
GASTO IMPUTADO PER CAPITA PARA PERSONAS ENFERMAS CON ATENCION DE SALUD EN CADA QUINTIL Y LA POBLACION TOTAL

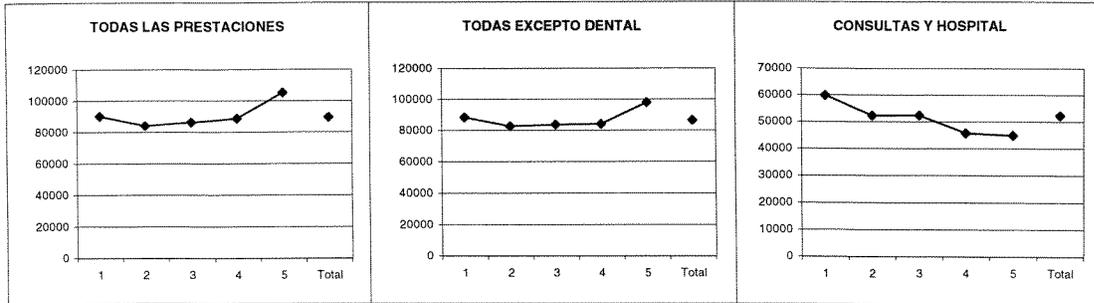
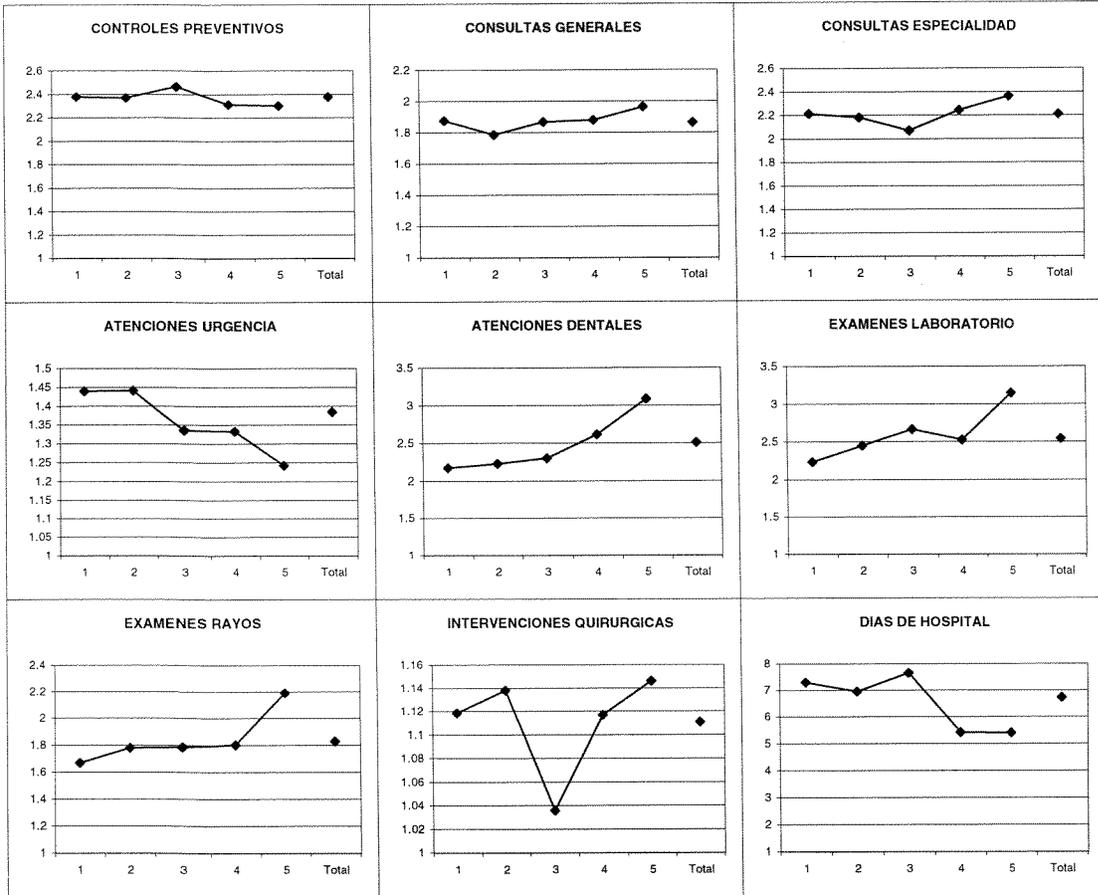


FIGURA 7
NUMERO DE PRESTACIONES PER CAPITA PARA PERSONAS ENFERMAS CON ATENCION DE SALUD EN CADA QUINTIL Y LA POBLACION TOTAL



4. Comparación de participación en el gasto y enfermedad

Otra manera de abordar los problemas que surgen de comparar grupos con distintas características de morbilidad es utilizar la visión de Le Grand (1978) para evaluar la equidad en la entrega de atención de salud. Esta metodología se basa en comparar la proporción de gasto en prestaciones de salud recibido por cada quintil, con la proporción de personas que declaran enfermedad en dicho quintil respecto del total del país. El acceso –entendido de esta forma– va a diferir en la medida en que el porcentaje del gasto total imputado a cada quintil difiera del porcentaje de enfermos de la población total presentes en dicho grupo de ingreso. El caso en que ambos porcentaje son iguales se identifica con igualdad de acceso, debido a que ello indicaría que, en promedio, todos los individuos enfermos reciben la misma atención (medida como gasto imputado) independientemente de su grupo de ingreso (aunque en esta interpretación se supone que las personas sanas no reciben atención de salud, supuesto que no es real, lo que se analiza más adelante).

Una forma de visualizar estas diferencias es a través de curvas de concentración de gasto y enfermedad, en las que se ordena a la población según su nivel de ingreso (por deciles en este caso), para indicar en el eje horizontal el porcentaje acumulado de la población que representa cada grupo, y en el eje vertical el porcentaje acumulado de gasto –y de enfermos en el caso de la curva de concentración de enfermos– correspondientes a dicho grupo. Si la curva de concentración de gasto coincide con la curva de concentración de enfermos, significa que el gasto que se ocupa en cada grupo de ingreso es proporcional a su número de enfermos (es decir, el porcentaje del gasto total que se ocupa en cada grupo es igual al porcentaje de enfermos de la población total en dicho decil). Para cuantificar las posibles diferencias entre deciles se utilizan índices de concentración. El índice de concentración de gasto corresponde al área entre la curva de concentración de gasto y la diagonal, expresada como proporción del área bajo la diagonal (tal como el índice de concentración de enfermos, explicado antes). Estos índices son negativos cuando

las curvas de concentración están sobre la diagonal y viceversa. Por ejemplo, si en el primer decil se cumple que está el 10% de la población total, estos índices serán negativos si este grupo recibe más del 10% del gasto total del país, y concentra a más del 10% de los enfermos del país. El índice de concentración de Le Grand (HI_{LG}) se define como la diferencia entre estos dos índices, y corresponde al doble del área entre la curva de concentración de enfermedad y gasto: es positivo cuando las diferencias de acceso entre deciles en balance tienden a favorecer a los grupos de ingreso más alto (es decir, en promedio los deciles de mayor ingreso reciben un porcentaje de gasto más alto que el porcentaje de enfermos que representan), y viceversa.

Los resultados de la aplicación de esta metodología al caso chileno se observan en la **Figura 8a**, y se presentan con detalle en el **Cuadro 8a** del Anexo 1. Los índices encontrados revelan que la desigualdad entre grupos de ingreso es casi nula ($HI_{LG}=0.063$ para “todas las prestaciones” y 0.008 para “todas las prestaciones excepto dentales”), e incluso tiende a favorecer a los grupos de ingreso menor en el caso de la agrupación “consultas y hospitalización” ($HI_{LG}=-0.044$). Estos resultados son comparables con los obtenidos en Wagstaff y van Doorslaer, quienes comparan la proporción de enfermos en cada quintil con el gasto imputado en “consultas y hospitalización”, y obtienen los índices que se muestran en la **Figura 9**.

La importancia de estos resultados radica en que la evaluación de acceso controlando por estado de salud permite separar del análisis un factor ajeno al Sistema propiamente tal, que genera diferencias importantes, como es el estado de salud de los individuos. Es decir, este cálculo permite extraer conclusiones más certeras acerca de cómo es la posibilidad de recibir atención cuando ella es requerida, sin sesgar los resultados por diferentes probabilidades de requerir atención de salud (que dependen en parte importante del estado de salud), y el tipo de atención recibido y número de prestaciones. Sin embargo, esta metodología presenta algunos problemas que han sido

FIGURA 8A
CURVAS CONCENTRACION CON GASTO TOTAL

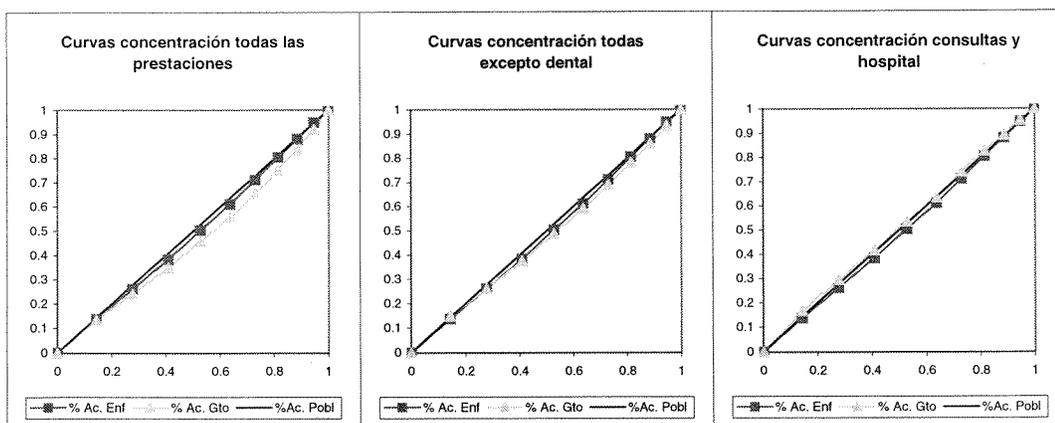


FIGURA 8B
CURVAS CONCENTRACION CON GASTO ENFERMOS

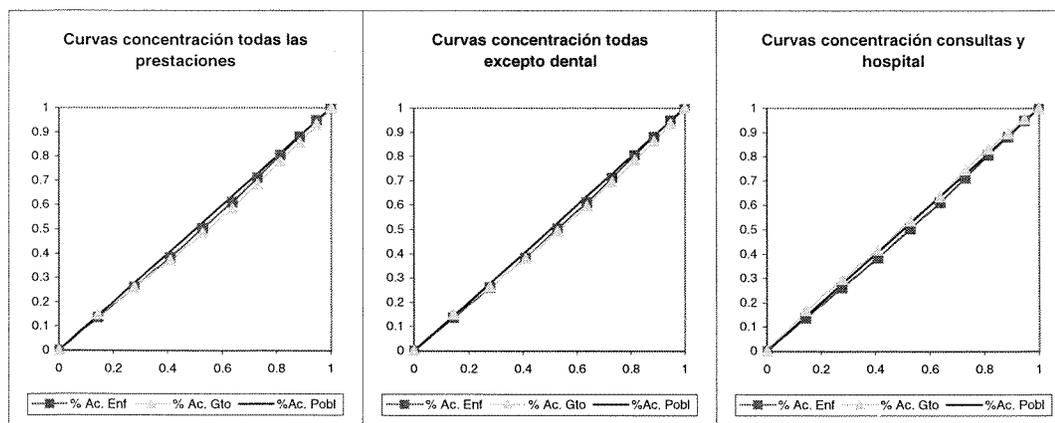
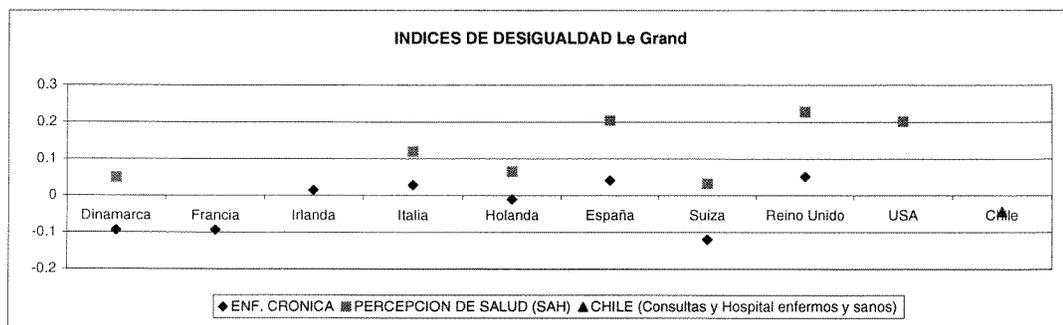


FIGURA 9
INDICES DE DESIGUALDAD DE LE GRAND POR PAISES



cuestionados en la literatura¹⁹. En primer lugar, si las personas sanas reciben atención de salud, aunque los sanos reciban igual tratamiento en todos los grupos (medido como gasto imputado), y lo mismo para las personas enfermas (esto es, el acceso es el mismo), el índice HI_{LG} sólo será nulo si el porcentaje de sanos fuera igual dentro de cada grupo de ingreso. Es decir, el resultado del índice HI_{LG} no va a reflejar las diferencias de acceso entre grupos de ingreso, sino que va a estar sesgado.

Una manera de evitar este problema es sólo considerar el gasto de las personas que declaran enfermedad, sin tomar en cuenta el de las personas sanas. Las curvas de concentración e índices encontrados se muestran en la **Cuadro 8b** (Anexo 1) y se observan en la **Figura 8b**. En la Figura se observa que los índices disminuyen al considerar sólo el gasto de personas que declaran enfermedad: $HI_{LG}=0.025$ para “todas las prestaciones”; 0.002 para “todas las prestaciones excepto dentales”; y -0.046 para “consultas y hospitalización”. Esta disminución en los índices no puede ser explicada por una mayor proporción de personas sanas en los quintiles de mayor ingreso (proporción que disminuye desde un 84.7% en el primer quintil a un 83% en el último), sino porque el gasto per cápita de las personas sanas es mayor en los quintiles de mayor ingreso que en los quintiles más pobres. El análisis anterior muestra que en el sistema chileno el grado de desigualdad entre personas sanas es mayor que entre personas enfermas.

Al evaluar el acceso considerando sólo a las personas enfermas se está asumiendo implícitamente que el hecho de que una persona pueda recibir atención médica sin declarar enfermedad no le proporciona mejor acceso. Este supuesto tendría lógica si la productividad marginal de las prestaciones sin enfermedad fuera nula, lo que no necesariamente es cierto. Es decir, aunque es muy relevante considerar y diferenciar las

¹⁹Ver, por ejemplo, Wagstaff, van Doorslaer y Paci (1990) Le Grand (1990).

características de morbilidad de los distintos grupos, la solución de dejar de lado a las personas sanas en el análisis no entrega toda la información que se requiere para evaluar el acceso a las prestaciones de salud de los distintos grupos. Esta observación cobra especial relevancia debido a la importancia de la salud preventiva, y por lo tanto, del acceso a las atenciones de prevención, recibidas por personas sanas.

Por otra parte, al entender “acceso” como la posibilidad de ver satisfecha la demanda por prestaciones de salud, se desprende que el acceso está relacionado con cualquier factor que influya sobre dicha demanda (como las características demográficas), y no sólo por la eventualidad de una enfermedad. Otra limitación de la metodología de Le Grand es que sólo diferencia por enfermedad, sin tomar en cuenta factores demográficos. En la medida en que la atención recibida por cada grupo de edad sea diferente, se va a producir un problema análogo al que se genera por el hecho de suponer que las personas sanas no reciben tratamiento, y lo mismo para diferencias según sexo y tipo de enfermedad. Por lo tanto, para realizar una correcta interpretación de los resultados es importante tomar en cuenta las diferencias en las características demográficas y de morbilidad de las personas que constituyen los diferentes grupos.

IV. EVALUACION DE ACCESO ESTANDARIZANDO POR ENFERMEDAD Y CARACTERISTICAS DEMOGRAFICAS

La alternativa más completa, que corrige no sólo por diferencias en morbilidad, sino también por edad y sexo (y que evita el problema de proporcionalidad antes planteado, ya que incorpora a todos los individuos), es calcular la probabilidad de entrar en contacto con el sistema y el gasto *estandarizados*²⁰. La relevancia de esta estandarización por morbilidad, edad y sexo, es que permite controlar por todas las características más importantes que influyen sobre la demanda de prestaciones de salud, es decir, permite la observación de una probabilidad que ya no está sesgada por estas características, sino que es buen reflejo del acceso a la atención de salud de los diferentes grupos considerados.

A. METODOLOGIA

La metodología ocupada toma en cuenta que las necesidades de atención de salud difieren entre grupos, por lo que la simple comparación de la cantidad promedio de atención recibida por los distintos grupos no es concluyente. Para evaluar el acceso a las prestaciones de salud controlando por las características relevantes se utiliza un análisis de regresión, mediante un modelo en dos partes independientes, considerando en una primera parte lo que determina que una persona busque atención, y en segundo lugar, la cantidad de atención que recibe dado que hizo el contacto. La primera parte consiste en la estimación por logit de la probabilidad de entrar al sistema, utilizando variables dicotómicas para enfermos, sexo femenino, y tres tramos de edad, además de dummies para los quintiles 2 al 5 y sus interacciones con las demás variables explicativas; la

²⁰Se toma como base el trabajo de Wagstaff y van Doorslaer (1993).

segunda parte consiste en una regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios, en que se explica el gasto promedio en salud de la submuestra con utilización positiva, con las mismas variables explicativas utilizadas en la parte anterior. Con este modelo se realiza un test de razón de verosimilitud –en que el coeficiente de verosimilitud para el modelo completo es la suma de los coeficientes de la primera y segunda parte–, comparando el modelo completo con el modelo restringido en que se eliminan las variables dicotómicas de cada quintil y sus interacciones con las demás variables explicativas. El objetivo de este test es probar la hipótesis conjunta de que el ingreso (medido por quintiles) no afecta la probabilidad de recibir atención médica ni el gasto.

Sin embargo, la aplicación de este test no permite cuantificar ni comparar el eventual grado de inequidad presente en los diferentes sistemas (países). Con este objetivo se realiza la estandarización de la probabilidad y el gasto (utilizando los resultados de las regresiones de este modelo en dos partes), con lo que se obtiene la probabilidad y gasto estandarizado de los diferentes quintiles, y un índice que mide el grado de inequidad existente cuando ellos difieren entre grupos de ingreso. La probabilidad estandarizada se obtiene aplicando el promedio en la muestra completa de las variables explicativas (edad, sexo y enfermedad) correspondientes a cada uno de los coeficientes obtenidos por las regresiones²¹; es decir, cada coeficiente entregado por la regresión se multiplica por la proporción de personas con dicha característica que existe en la muestra completa. Análogamente, para calcular el gasto estandarizado se aplica a los coeficientes obtenidos por la regresión el promedio de las variables explicativas en la muestra completa de

²¹Al utilizar el modelo en logit con variables explicativas dicotómicas para separar los diferentes grupos demográficos y de morbilidad, la predicción de probabilidad para cada sub-grupo corresponde a la frecuencia muestral para dicho sub-grupo.

personas con utilización positiva²². El producto de la probabilidad estandarizada por el gasto estandarizado condicional entrega el gasto estandarizado para la población total.

El acceso -definido de esta forma- va a ser desigual si los gastos estandarizados difieren entre grupos, lo que se puede visualizar a través de una curva concentración de gastos estandarizados. En esta curva de concentración se ordena a la población de acuerdo a su nivel de ingreso (por quintiles en este caso), indicando en el eje horizontal el porcentaje acumulado de la población que representa cada grupo, y en el eje vertical, el porcentaje acumulado del gasto. La información de la curva de concentración se resume en el cálculo del índice de concentración (HI_{WVP}), que mide la diferencia entre el área bajo la diagonal y bajo la curva de concentración, como porcentaje del área bajo la diagonal. Un resultado positivo indica la existencia de desigualdad que favorece a los grupos de mayor ingreso, y uno negativo indica desigualdad que favorece a los de ingreso más bajo (puede que las curvas se crucen y el índice sea cero).

La información que Wagstaff y van Doorslaer ocupan para el cálculo de la probabilidad y gasto estandarizados no incluye la totalidad de prestaciones posibles, sino sólo las visitas a médicos generales, especialistas y hospitalización. Esto se debe a que el objetivo de su trabajo es evaluar la equidad en la distribución de prestaciones de salud en los diferentes países, considerando “equidad” como “personas en igual necesidad de atención de salud son tratadas igual, independientemente de su ingreso”. La razón de considerar sólo dichas prestaciones es que las medidas que ellos tienen de “necesidad” en general no tienen relación directa con las prestaciones excluidas (atenciones dentales), además de problemas de datos (caso de prescripción de medicinas). La aplicación de esta

²² En el caso de la regresión en OLS con variables dicotómicas para separar por cada grupo demográfico y de morbilidad, la predicción de gasto para cada grupo corresponde al gasto promedio de ese grupo, por lo que la estandarización vía regresión entrega los mismos resultados que la estandarización directa.

metodología al caso chileno en este estudio se realizará para el total de prestaciones consideradas en la Encuesta CASEN 94 excluyendo controles dentales, y para la agrupación de consultas generales, de especialidad y hospitalización.

1. Probabilidad estandarizada (por edad, sexo y enfermedad) de entrar en contacto con el Sistema

La aplicación de esta metodología consiste en hacer una regresión en logit para cada grupo por separado, y para el total de la población, en que la variable a explicar es dicotómica: 1 si recibe alguna atención y 0 si no. Como variables explicativas se usan una constante, una dummy que separara a la población en grupos de edades (18-34; 35-44; 45-64, tomando sólo la población mayor de 18 años), una dummy con valor 1 si el sexo es femenino, y por último, una dummy con valor 1 si la persona reporta enfermedad. Con esto, se obtienen los coeficientes de cada variable explicativa en cada uno de los grupos considerados (y para el total de la población). La estandarización consiste en aplicar estos coeficientes estimados al promedio de la muestra de las variables explicativas (en vez de aplicarse al promedio de cada grupo), de manera de estimar la probabilidad con que cada grupo recibiría atención positiva si tuviera la misma distribución de edad, sexo y enfermedad que la población como un todo. Con ello, nos referimos a la probabilidad *estandarizada* estimada para cada grupo de que la utilización sea positiva.

La probabilidad estandarizada de entrar en contacto con el sistema se interpreta como la probabilidad con que los integrantes de cada grupo tomarían contacto con el sistema de salud *si tuvieran la misma distribución de edad, sexo y enfermedad que la población como un todo*.

2. Gastos estandarizados en salud

Para el cálculo del gasto estandarizado de los distintos grupos en la submuestra con utilización positiva, se realiza una regresión por OLS, utilizando las mismas variables explicativas que en el caso de la probabilidad estandarizada. La utilización se mide multiplicando el número de prestaciones recibidas por cada individuo por el costo medio de ellas (índice de quantum, o gasto imputado). Wagtaff y van Doorslaer utilizan un costo unitario (medio) único para cada prestación (excepto en países en que la calidad del servicio público es muy distinta de la del privado), criterio que se adopta en este estudio para el caso chileno.

Definida de esta forma la variable a explicar, se realizan las regresiones para los diferentes grupos. De esta forma, se trata de identificar –a través de los coeficientes estimados por la regresión– cómo afectan las variables demográficas (edad y sexo) y de morbilidad al gasto imputado de las personas del grupo. Una vez obtenidos estos coeficientes, se aplican al promedio de la población como un todo de las variables explicativas, es decir, al porcentaje de enfermos dentro de la población total, y de cada grupo de edad y sexo. Esto equivale a calcular el gasto promedio en cada quintil de cada sub-grupo de edad, sexo y enfermedad, y ponderarlo por el porcentaje que representa dicho grupo en la población como un todo. Así, es posible controlar por las diferencias en estas características de la población mediante la estandarización.

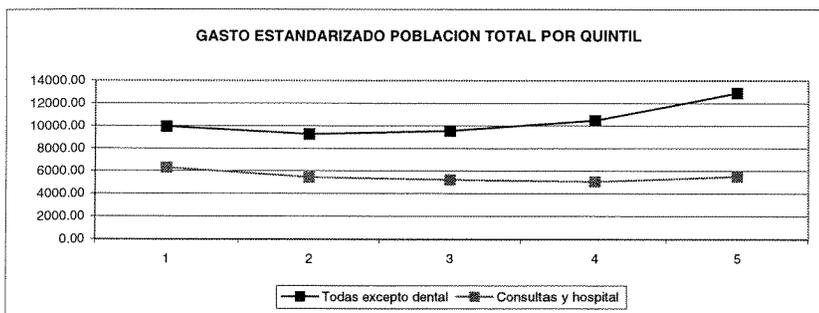
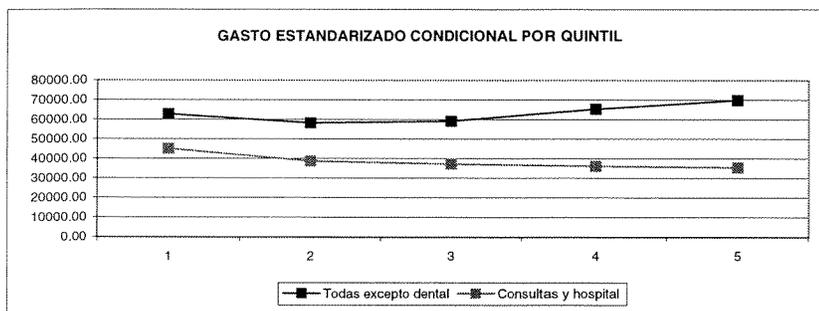
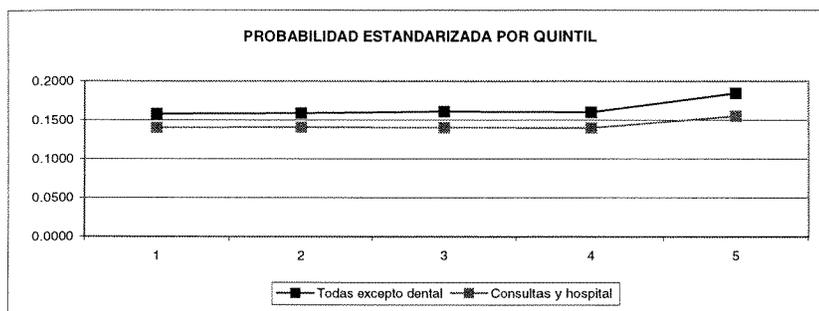
B. RESULTADOS DE LA APLICACIÓN DE LA METODOLOGIA EL CASO CHILENO PARA DIFERENTES GRUPOS DE INGRESOS

Al aplicar esta metodología al caso chileno separando por quintiles de ingreso, se obtienen los resultados presentados en la **Figura 10** (Regresión 1 en Anexo 3). Para “todas las prestaciones excepto dentales” se observa una probabilidad estandarizada creciente al ingreso, en que el quintil de ingreso más alto muestra una probabilidad 16% más alta que el quintil más pobre. El gasto estandarizado condicional muestra una suave forma de U, ya que es mayor en el primer quintil que en los dos siguientes, pero menor que el gasto de los dos grupos de ingreso más alto. La combinación de estos dos elementos resulta en un gasto estandarizado para la población total levemente creciente al ingreso a partir del segundo quintil (el primer quintil presenta un gasto estandarizado para la población total más alto que los dos siguientes). El índice HI_{WVP} que se obtiene es de 0.036, lo que indica que al tomar esta agrupación de prestaciones, existe una pequeña desigualdad que, en promedio, favorece a los grupos de ingreso más alto. Para evaluar si estas diferencias entre quintiles son significativas, se realiza un test de razón de verosimilitud, cuyos resultados se muestran en el **Cuadro 9**. Para el modelo completo, el valor encontrado supera el valor crítico al 99% de confianza (se rechaza la hipótesis nula), lo que indica que las diferencias de acceso entre quintiles, al considerar esta agrupación de prestaciones, son significativas. Como se observa en el Cuadro, este resultado se debe a que la probabilidad de recibir al menos una de estas prestaciones es significativamente distinta entre quintiles (se rechaza la hipótesis nula), no así el gasto condicional, que no depende significativamente del nivel de ingreso. Adicionalmente se realiza este test eliminando todos los quintiles excepto el quinto del modelo, con lo que se acepta la hipótesis nula de que el acceso no es significativamente distinto en los cuatro primeros quintiles de ingreso (ver Cuadro).

FIGURA 10
PROBABILIDAD Y GASTO ESTANDARIZADO POR QUINTIL

Probabilidad estandarizada.			Gasto estandarizado condicional.		
QUINTIL	Todas excepto dental	Consultas y hospital	QUINTIL	Todas excepto dental	Consultas y hospital
1	0.1583	0.1402	1	62706.70	44992.09991
2	0.1589	0.1408	2	58184.45672	38669.78291
3	0.1609	0.1401	3	59226.55336	37185.39813
4	0.1602	0.1400	4	65317.48955	36069.01207
5	0.1847	0.1552	5	69835.09083	35469.88199

Gasto estandarizado población total.		
QUINTIL	Todas excepto dental	Consultas y hospital
1	9924.59	6305.64
2	9247.84	5443.93
3	9527.78	5210.05
4	10461.90	5050.74
5	12901.33	5505.99



Al considerar el grupo de “consultas y hospitalización”, se observa una probabilidad estandarizada muy semejante entre los cuatro primeros quintiles, (y más alta en el último), con un gasto estandarizado condicional decreciente al ingreso. Del producto de ellos resulta un gasto estandarizado para la población total decreciente al ingreso en los primeros cuatro quintiles, y que se recupera en el quintil de ingreso más alto (sin alcanzar, sin embargo, al gasto del primer quintil). El índice HI_{WVP} resultante es -0.039 , lo que refleja una leve desigualdad que, en promedio, favorece a los grupos de ingreso menor. Las diferencias entre los resultados que se obtienen con estas dos agrupaciones de prestaciones se explican por el cambio en la composición del gasto imputado (y probabilidad) al eliminar intervenciones quirúrgicas y exámenes. En este caso, el test de razón de verosimilitud para el modelo completo indica que las diferencias entre quintiles son estadísticamente significativas, ya que el valor encontrado supera al valor crítico al 99% de confianza, como se observa en el **Cuadro 9**.

La aplicación de regresiones en esta metodología revela algunas características importantes del sistema que deben ser destacadas:

- a) En primer lugar, el coeficiente estimado de la variable enfermedad es positivo tanto para la probabilidad como para el gasto, es decir, el hecho de estar enfermo efectivamente aumenta la probabilidad de recibir al menos una atención y el gasto imputado una vez que se ha realizado el primer contacto. Por otra parte, en la estimación de la probabilidad este coeficiente es significativamente distinto (al 10% de confianza) sólo para el último quintil; es decir, en los cuatro primeros quintiles el aumento en la probabilidad estimada de recibir una atención por el hecho de estar enfermo es igual (para personas con iguales características demográficas). En el caso del gasto, el coeficiente de enfermedad no es significativamente distinto entre quintiles; es decir, el aumento en el gasto imputado estimado para personas enfermas (con iguales características

demográficas) no depende del nivel de ingreso de los individuos, lo que dotaría al sistema de salud chileno de una característica muy importante: acceso similar para personas enfermas independiente del nivel de ingreso.

- b) Respecto de la edad, tal como se esperaba, a menor edad disminuye tanto la probabilidad de requerir atención como el gasto imputado una vez que se realiza el contacto con el sistema. En el caso de la probabilidad, el coeficiente de edad no es significativamente distinto entre quintiles, excepto en el caso del tramo entre 18 y 34 años. Es decir, para las personas mayores de 35 años el aumento en la probabilidad estimada a partir de la regresión logística al aumentar la edad no difiere entre quintiles, manteniendo las demás características individuales constantes. En el caso del gasto, el coeficiente de edad sí depende en algunos casos del nivel de ingreso, e indica que para iguales tramos de edad el gasto imputado estimado tiende a aumentar a medida que crece el ingreso.
- c) La variable de sexo femenino, a su vez, muestra que en el caso general tanto la probabilidad como el gasto son menores para las mujeres, pero en la etapa de edad fértil son más altos. El coeficiente de sexo femenino no depende del ingreso en los tres primeros quintiles, pero la probabilidad disminuye en los dos quintiles de ingreso más alto. Lo mismo ocurre con el coeficiente de sexo femenino en edad fértil en el caso del gasto para los dos quintiles de ingreso más alto.

Incorporación de costos de acceso

El acceso a las prestaciones de salud puede diferir dependiendo de los costos asociados a recibir una atención de salud; estos costos pueden ser financieros –pagos que

tiene que realizar el individuo por cada prestación— o no financieros —principalmente costos de oportunidad por el tiempo de viaje y de espera²³—.

Los costos financieros enfrentados por los individuos dependen del sistema previsional del individuo, y del plan de salud que éste le provea. Dentro del sector público (FONASA) se subdivide a la población en cuatro grupos de ingreso: el grupo A (indigentes), con una cobertura de 100% en la Modalidad Institucional, al igual que el grupo B (cotizantes de ingreso bajo); el grupo C (ingreso medio), con cobertura en esta modalidad es de 90%, y el D (ingreso alto) con cobertura de 80%. Además, los cotizantes (grupos B, C y D) pueden escoger, cada vez que requieran una prestación, atenderse dentro la Modalidad de Libre Elección (prestaciones otorgadas por profesionales o instituciones públicas o privadas inscritas en el Nivel 1, 2 o 3 de esta Modalidad, con aranceles fijados), en la que el porcentaje de copago —en el caso general— es de 50% sobre el Arancel en el Nivel 1, de 65% en el Nivel 2, y 75% en el Nivel 3 (independientemente del ingreso de la persona), es decir, el copago del individuo depende del nivel de inscripción del prestador escogido. En las Instituciones de Salud Previsional, ISAPREs, los distintos planes de salud presentan copagos y topes diferentes, que dependen de la prima pagada y características del individuo (pero no podrán suscribirse contratos en que se pacten beneficios por valores inferiores al 25% de cobertura de esa misma prestación en el plan general convenido).

Respecto de los costos no financieros, en la medida de que en algún sector existan “colas” para recibir prestaciones, el costo por tiempo de espera va a ser más alto. Sin embargo, el efecto de las colas puede tener dos efectos: i) que algunos individuos disminuyan su consumo de prestaciones de salud, mostrando una menor probabilidad y gasto imputado que otras personas con iguales características pero que no enfrentan dichas

²³ Además de los costos de transporte, que no se toman en cuenta por la falta de información.

colas –salvo en el caso de que la mayor espera empeore el estado de salud del individuo, y deba recibir mayor atención (gasto) por esa causa–; ii) que no disminuya la probabilidad y gasto imputado de los individuos enfrentados a estas colas, sino que reciban igual cantidad de prestaciones, pero tras un largo tiempo de espera. En este caso los individuos pueden aparecer recibiendo las prestaciones en la CASEN, y no es posible identificar el largo tiempo de espera (a pesar sus posibles efectos sobre la salud y calidad de vida de los individuos), efecto que puede ser considerado como un determinante de la calidad de las prestaciones recibidas por los individuos.

A su vez, el costo por tiempo de viaje es el producto del tiempo de traslado requerido, y el costo de oportunidad asociado a él (que se identifica con el nivel de ingreso del individuo para simplificar el análisis). No existe información precisa acerca del tiempo de traslado requerido por los diferentes grupos, pero la encuesta CASEN entrega una clasificación del lugar de residencia de los individuos entre área rural y urbana, que puede ser utilizada como aproximación para un análisis de esta variable. El hecho de que un individuo viva en área rural implica, en términos generales, que se encuentra más lejos de los centros de salud que uno que reside en área urbana (sin tomar en cuenta el caso de postas rurales), por lo que requiere de un mayor tiempo de transporte, enfrentando por tanto un costo en tiempo más alto. Este hecho puede disminuir tanto la probabilidad de recibir prestaciones (demora más en tomar la decisión de atenderse), como el gasto imputado en prestaciones de salud –salvo si entra al Sistema en peor estado de salud por la demora en la decisión de atenderse, requiriendo mayor atención o de un grado de complejidad más alta, lo que aumentaría el gasto–.

Para evaluar el efecto del copago sobre el acceso es posible identificar –dentro de los individuos que declaran recibir alguna prestación en la CASEN– al grupo con copago nulo y total, pero no el porcentaje de copago cuando es parcial. Para medir el efecto de las colas sobre el acceso no se cuenta con información precisa, y sólo se puede separar a

la población de acuerdo a los establecimientos en que reciben las prestaciones, asumiendo que este problema existe en los establecimientos públicos, por la evidencia que revela un problema en la oportunidad de la atención en este sector. Con estas separaciones se incluyen variables dicotómicas adicionales en las regresiones de gasto para personas con atención, separando por copago total o nulo y tipo de establecimiento a la vez, además de la variable para zona urbana (no es posible realizar lo mismo para la probabilidad, ya que no existe información acerca del tipo de establecimiento y copago para las personas que no reportan atención de salud). En estas regresiones (ver **Regresión 1** en **Anexo 4**) se encuentra que:

- a) el grupo de personas que cancela la totalidad de prestaciones –todo lo demás constante– es el que tiene un acceso más bajo, aunque este efecto es menos importante en los dos quintiles de ingreso más alto (la interacción entre dummy de quintil y cancela todo sólo es significativa para el cuarto y quinto quintil).
- b) el grupo que no cancela nada en el sector público –todo lo demás constante– es el segundo con acceso más bajo (aunque este efecto va disminuyendo a medida que aumenta el ingreso), incluso mostrando un peor acceso que el grupo que cancela parcialmente en este mismo sector (que es el grupo que muestra un acceso más alto). El hecho de que a pesar de no cancelar nada, el acceso sea peor en este grupo que en el grupo de personas que cancelan parcialmente, se podría explicar por diferencias en el tamaño de las colas que enfrentan estos dos grupos dentro del sector público.
- c) dentro de las personas con atención en otros establecimientos (no públicos), no se encuentra diferencia entre las personas que cancelan parcialmente y las que no cancelan nada. Es decir, el efecto del mayor costo financiero enfrentado por las personas que cancelan parcialmente se compensa con algún factor adicional; por ejemplo, las personas que cancelan parcialmente pueden presentar, en promedio,

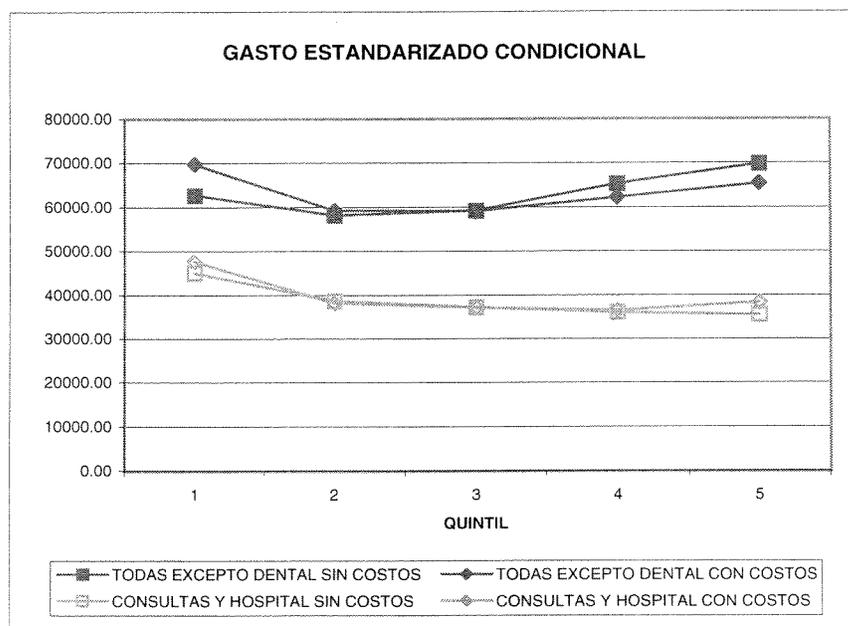
un peor estado de salud que las que no cancelan nada, ya que a medida que aumenta el número de prestaciones recibidas en Isapre aumenta la probabilidad de tener que realizar algún copago, debido a los topes existentes en la mayor parte de los planes de salud.

- d) manteniendo todo lo demás constante, el hecho de vivir en área urbana aumenta el gasto imputado en el caso de “todas las prestaciones excepto dentales”. Este efecto no muestra, sin embargo, una diferencia entre grupos de ingreso, lo que se refleja en que el coeficiente de la interacción de esta variable con los diferentes quintiles no es significativo. Para el grupo de prestaciones “consultas y hospital”, en cambio, no se encuentra un coeficiente significativo de la variable zona en ningún quintil. Esto indicaría que el lugar de residencia afecta el acceso a prestaciones de un nivel de complejidad mayor (como intervenciones quirúrgicas y algunos exámenes), pero no para consultas médicas y hospitalización.

Al estandarizar el gasto con estas variables incluidas, resulta un gasto más parejo (comparando con el obtenido sin estas variables) en el caso de “todas las prestaciones excepto dentales”, ya que aumenta el gasto estandarizado para el primer quintil, y disminuye para los dos últimos. En el caso de “consultas y hospitalización”, el gasto estandarizado con estas variables aumenta no sólo en el primer quintil, sino también en el último. Esta comparación del gasto estandarizado, sin incorporar variables de costos de acceso y con ellas, se observa en la **Figura 11**.

FIGURA
COMPARACION DE ESTANDARIZACION DEL GASTO IMPUTADO
INCLUYENDO COSTOS DE ACCESO COMO VARIABLES

QUINTIL	TODAS EXCEPTO DENTAL		CONSULTAS Y HOSPITAL	
	SIN COSTOS	CON COSTOS	SIN COSTOS	CON COSTOS
1	62706.70	69749.74	44992.09991	47592.96
2	58184.45672	59228.73	38669.78291	38255.28
3	59226.55336	59099.11	37185.39813	37158.7
4	65317.48955	62222.88	36069.01207	36461.75
5	69835.09083	65432.07	35469.88199	38346.8



C. COMPARACION DE LOS RESULTADOS CON OTROS PAISES

Los resultados obtenidos en la aplicación de esta metodología al caso chileno pueden ser comparados con los obtenidos en el trabajo de Wagstaff y van Doorslaer (1993) para Dinamarca, Irlanda, Italia, Holanda, España, Suiza, Reino Unido y Estados Unidos. En este trabajo se separa a la población en quintiles de ingreso para evaluar la existencia de desigualdades en la entrega de prestaciones de salud, comparando probabilidad y gasto estandarizado en “consultas y hospitalización”. Para la mayor parte de estos países se presentan los resultados considerando distintas maneras de definir y medir enfermedad: según el modelo médico (enfermedades crónicas, “chronic illness”) y subjetivo (“self-assessed health”, SAH)²⁴. En el caso chileno, la única medida de enfermedad que entrega la encuesta CASEN 94 se refiere a la pregunta: “en los últimos 3 meses, ¿sufrió enfermedad o accidente?”²⁵, que no corresponde estrictamente a ninguna de estas dos categorías. Se puede comparar con una medida del modelo subjetivo, ya que en la CASEN cada individuo se declara enfermo o sano de acuerdo a su propia definición de enfermedad, pero las preguntas de este tipo se refieren a la percepción de cada individuo de su salud (usando clasificaciones como “buena salud, relativamente buena o mala”), y no sólo a la eventualidad de enfermedad en los últimos tres meses. Se puede comparar con el modelo médico, ya que la pregunta se refiere a desviaciones fisiológicas en los últimos tres meses, pero esta pregunta en la mayor parte de los países bajo estudio se refiere a enfermedades crónicas, y no a cualquier tipo de enfermedad, como en la CASEN.

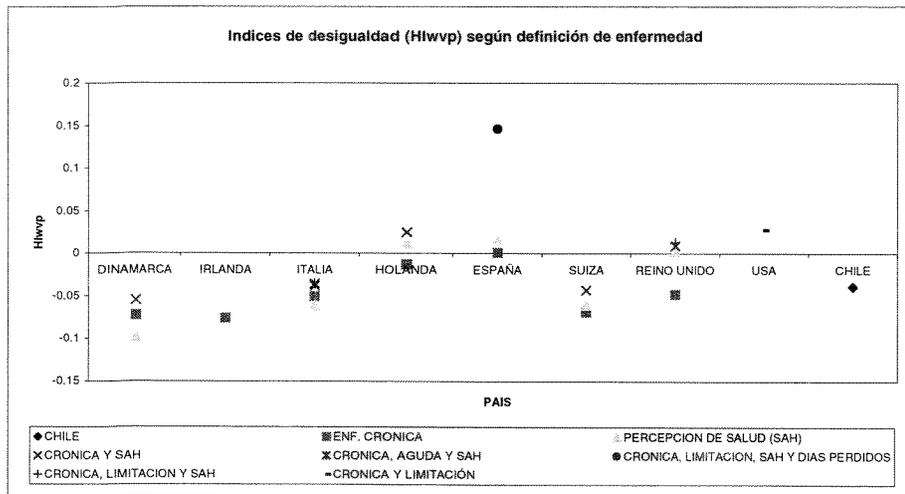
²⁴ Excepto en el caso de Irlanda, en que sólo se presentan para enfermedades crónicas, y USA, en que sólo se presentan para SAH y limitaciones de salud.

²⁵ Por lo que no es posible diferenciar por tipos de enfermedades ni número de ellas.

Los índices HI_{WVP} resultantes en estos países al considerar el modelo subjetivo (SAH) para medir enfermedad son negativos en el caso de Dinamarca (-0.099), Italia (-0.061) y Suiza (-0.061); son positivos en el caso de Holanda (0.011), España (0.017) y Reino Unido (0.002). Al considerar enfermedades crónicas, el índice resulta negativo en Dinamarca (-0.0724), Italia (-0.0506), Holanda (-0.0128), Suiza (-0.069) y Reino Unido (-0.048), y positivo en España (0.001).

Estos resultados se pueden comparar con el índice encontrado para el caso de Chile (de -0.039), menor al de Holanda, España y Reino Unido (y de USA, que no utiliza enfermedades crónicas, de -0.02) al ocupar la percepción personal de salud, o al de España y Reino Unido al utilizar las enfermedades crónicas como medida de enfermedad. El signo negativo del índice reflejaría que en Chile las desigualdades existentes favorecen a los grupos de menor ingreso, conclusión que debe ser interpretada con cautela, ya que la aplicación de esta metodología al caso chileno tiene algunas limitaciones, como se explica a continuación. En el trabajo de Wagstaff y van Doorslaer se encuentra que los índices HI_{WVP} son sensibles a la definición de enfermedad utilizada: al incorporar no sólo una medida de enfermedad (percepción individual de salud o presencia de enfermedades crónicas), sino ambas al mismo tiempo, los índices resultantes aumentan (las desigualdades tienden a favorecer más a los grupos de mayor ingreso o menos a los grupos de menor ingreso). Lo anterior sugiere que si fuera posible identificar a los individuos con enfermedades crónicas dentro de la muestra utilizada para el caso chileno, es probable que al utilizar las dos medidas de enfermedad el índice aumentara, e incluso cambiara de signo. Sin embargo, es importante destacar que a pesar de cambiar los resultados, la incorporación de más de una medida de enfermedad en el trabajo de Wagstaff y van Doorslaer prácticamente no afecta el ordenamiento de los países bajo estudio, como se observa en la **Figura 12**. Esto indica que si fuera posible mejorar la medida de enfermedad considerando más de una definición, probablemente cambiaría el signo del

FIGURA 12
INDICES DE DESIGUALDAD SEGUN DEFINICION DE
ENFERMEDAD POR PAISES



	CHILE	ENF. CRONICA	PERCEPCION DE SALUD (SAH)	CRONICA Y SAH	CRONICA, AGUDA Y SAH	CRONICA, LIMITACION, SAH Y DIAS PERDIDOS	CRONICA, LIMITACION Y SAH	CRONICA Y LIMITACION
DINAMARCA		-0.0724	-0.0989	-0.055				
IRLANDA		-0.076						
ITALIA		-0.0506	-0.0612	-0.0383	-0.036			
HOLANDA		-0.0128	0.011	0.025				
ESPAÑA		0.001	0.017			0.146		
SUIZA		-0.069	-0.061	-0.043				
REINO UNIDO		-0.048	0.002	0.009			0.013	
USA								0.028
CHILE	-0.0388							

índice resultante (es decir, dejaría de favorecer a los grupos de ingreso bajo), pero no necesariamente cambiaría la posición de Chile relativa a los demás países.

El resultado de la agrupación de “todas las prestaciones excepto dentales” no es comparable con los obtenidos en estos países, porque –como se explicó antes– ellos no consideran las intervenciones quirúrgicas y exámenes por separado, sino que incluyen dentro del “precio” de la hospitalización el gasto en estas prestaciones. Si se hiciera esto para el caso chileno, el índice resultante sería aún más negativo que el encontrado en la agrupación “consultas y hospitalización”, ya que la probabilidad y el número de días de hospitalización son más altos en los grupos de ingreso bajo.

V. CONCLUSIONES

La percepción que existe en la opinión pública de que las oportunidades de “acceso a un buen servicio de salud” no son iguales para todos los chilenos se puede explicar por dos elementos: diferencias en el acceso a las prestaciones de salud, y diferencias en la calidad de las prestaciones recibidas. Los resultados de la evaluación del acceso a las prestaciones de salud encontrados en este estudio, indican que éste es muy semejante a través de los distintos grupos de ingreso, y que las diferencias existentes en algunas prestaciones sólo se observan entre el quintil de ingreso más alto y el 80% de la población restante. Estos resultados se resumen en:

- i) Al considerar una canasta de prestaciones que incluye consultas médicas (de urgencia, preventiva, general y de especialidad) y hospitalización, no se encuentra una relación sistemática entre acceso e ingreso, sino que la probabilidad aumenta levemente con el ingreso, pero el gasto disminuye, lo que se explica por el promedio más alto de días de hospitalización, prestaciones de urgencia y controles preventivos en los grupos de menor ingreso. El índice de desigualdad obtenido con esta canasta es comparable a los obtenidos por Wagstaff y van Doorslaer. Al ordenar a los países según este índice, el Sistema Chileno se sitúa en el centro, lo que indica que en términos distribución de prestaciones de salud (acceso), las características de este sistema son semejantes a las de un sistema europeo promedio.
- ii) Al agregar exámenes e intervenciones quirúrgicas a la canasta de prestaciones evaluada, se encuentra que el acceso sí mejora al aumentar el ingreso, tanto por una mayor probabilidad como por un mayor gasto (que se explica por un mayor número de exámenes e intervenciones quirúrgicas en los grupos de ingreso alto). Sin embargo, estas diferencias en el acceso se concentran en el quintil de ingreso más alto, y es así como al realizar un test de razón de verosimilitud (con el modelo utilizado para la estandarización de la probabilidad y gasto de la población con atención) se acepta la hipótesis de que las

diferencias no son significativas en los cuatro primeros quintiles. Es decir, el acceso a las prestaciones de salud es semejante en el 80% de la población, y sólo difiere significativamente en el 20% de la población de mayor ingreso, que en promedio tiene un gasto (estandarizado por características demográficas y de morbilidad) 30% más alto. Si bien esto indica que en el Sistema Chileno el acceso a la salud no es igual para todos los grupos de ingreso, las diferencias son mínimas comparadas con las diferencias en la distribución del ingreso (ya que el ingreso promedio es aproximadamente un 1920% más alto en el quintil de ingreso más alto que en el más pobre en 1994).

De los resultados anteriores se desprende que en Chile el acceso a las prestaciones de salud sólo tiene una relación directa con el ingreso –aunque pequeña y concentrada en el quintil de ingreso más alto– al incorporar prestaciones de mayor complejidad técnica, como son las intervenciones quirúrgicas y exámenes, pero no al considerar el grupo de prestaciones compuesto por “consultas y hospitalización”.

En la interpretación de estos resultados es fundamental tener presente que el supuesto básico que está detrás de ellos es que el valor de las prestaciones es independiente del sistema previsional y prestador. Con los resultados obtenidos en este estudio es posible rechazar –en parte importante– la hipótesis de que el acceso a las prestaciones de salud es diferente entre quintiles. La calidad de estas prestaciones, sin embargo, puede ser diferente. Es este elemento el que podría explicar la percepción pública de que el acceso a un “buen servicio de salud” no es igual entre grupos de ingreso, ya sea por un problema de oportunidad en la atención (problema ya identificado por la autoridad en el sector público, y por el cual se están realizando importantes esfuerzos para resolverlo), o por diferencias técnicas y/o médicas de las prestaciones otorgadas por los distintos prestadores.

En términos de recomendaciones de política, las conclusiones obtenidas de este trabajo indican que si existen diferencias en el acceso a un “buen servicio de salud” por

los grupos de menor ingreso, el problema a resolver no está en que reciban muy poca atención de salud, sino que posiblemente la reciben tarde, o reciben atención de nivel de resolución o calidad menor. Las diferencias en la calidad de las prestaciones recibidas por los grupos de menor ingreso se pueden deber a falta de recursos, en cuyo caso sería necesario realizar un análisis costo-beneficio para evaluar si existen efectos sobre el estado de salud que justifiquen un aumento recursos, sacrificando otras áreas, o se pueden deber a diferencias en los incentivos, caso en que sería necesaria una reorganización del Sistema de Salud para resolverlo. Existe un campo importante para futuras investigaciones, en la identificación de posibles diferencias en la calidad de las prestaciones entregadas por los distintos prestadores, su causa y posibles soluciones.

REFERENCIAS

- Collins, E. and Klein, K. (1980), **Equity in the NHS: self reported morbidity, access and primary care.** *British Medical Journal* 281, pg. 1111-1115.
- Culyer - Wagstaff (1993), **Equity and equality in health and health care.** *Journal of Health Economics* N°12, pg. 431-457.
- Gerdtham, Ulf-G. (1997), **Equity in Health Care Utilization: further tests based on hurdle models and swedish micro data.** *Health Economics*, Vol. 6, pg. 303-319.
- LeGrand, J. (1978), **The distribution of public expenditure: The case of health care.** *Economica* 45, pg. 125-142.
- Le Grand, J. (1991), **The distribution of health care revisited: A commentary on Wagstaff, van Doorslaer and Paci, and O'Donnell and Propper.** *Journal of Health Economics* N°10, pg. 239-245.
- Musgrove, Philip (1983), **La equidad del sistema de servicios de salud. Conceptos, indicadores e interpretación.** *Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana*, pg. 525-546.
- Puffer, F. (1986), **Access to primary care: A comparison of the U.S and U.K.** *Journal of Social Policy* 15, pg. 293-313.
- Wagstaff - Van Doorslaer (1991), **On the measurement of horizontal inequity in the delivery of health care.** *Journal of Health Economics* N°10, pg. 169-205.
- Van Doorslaer - Wagstaff (1993), **Equity in the delivery of health care: methods and findings.** *Equity in the Finance and Delivery of Health Care, An International Perspective (Commission of the European Communities Health Services Research Series, N°8)*, pg. 49-87.
- Van Doorslaer - Wagstaff (1992), **Equity in the delivery of health care: some international comparisons.** *Journal of Health Economics* N°11, pg. 389-411.

Wagstaff - Van Doorslaer (1993), **Equity in the finance of health care: methods and findings.** *Equity in the Finance and Delivery of Health Care, An International Perspective (Commission of the European Communities Health Services Research Series, N°8)*, pg. 20-48.

Wagstaff - Van Doorslaer (1992), **Equity in the finance of health care: some international comparisons.** *Journal of Health Economics N°11*, pg. 361-388.

ANEXO 1
CUADROS DE PROBABILIDAD, NUMERO DE PRESTACIONES,
GASTO IMPUTADO Y CARACTERISTICAS DE LA POBLACION
TABLAS DE ANALISIS DE INDEPENDENCIA Y ANALISIS DE
VARIANZA

Cuadro 1: Probabilidad Bruta de entrar en contacto con el sistema de Salud

Quintil	Todas las Prestaciones	Todas excepto Dental	Consultas y Hospital	Control Preventivo	Consulta General	Consulta Especialidad	Atención Urgencia	Atención Dental	Exámenes Laboratorio	Exámenes Rayos y Ecografías	Intervenciones Quirúrgicas	Días de Hospital
1	0.2441	0.2166	0.2036	0.0878	0.0873	0.0215	0.0374	0.0410	0.0565	0.0174	0.0056	0.0177
2	0.2571	0.2259	0.2138	0.0940	0.0928	0.0261	0.0363	0.0451	0.0552	0.0189	0.0063	0.0155
3	0.2791	0.2403	0.2269	0.0972	0.0995	0.0318	0.0365	0.0582	0.0582	0.0220	0.0078	0.0153
4	0.3076	0.2446	0.2311	0.0883	0.1050	0.0401	0.0372	0.0909	0.0611	0.0250	0.0093	0.0175
5	0.3514	0.2547	0.2359	0.0881	0.0965	0.0568	0.0280	0.1405	0.0668	0.0300	0.0122	0.0165
TOTAL	0.2766	0.2324	0.2188	0.0914	0.0949	0.0317	0.0358	0.0647	0.0584	0.0213	0.0075	0.0165

Cuadro 2: Gasto imputado per-cápita personas con atención

Quintil	Todas las Prestaciones	Todas excepto Dental	Consultas y Hospital
1	61133.42	61514.46	43651.95
2	58212.75	57951.61	37983.74
3	60689.29	59591.3	37916.1
4	64906.68	62833.95	35196.59
5	70078.02	68515.64	33218.73
Total	62321.73	61344.11	38387.13

Cuadro 3: Número de prestaciones per-cápita personas con atención

Quintil	Control Preventivo	Consulta General	Consulta Especialidad	Atención Urgencia	Atención Dental	Exámenes Laboratorio	Exámenes Rayos y Ecografías	Intervenciones Quirúrgicas	Días de Hospital
1	2.238	1.8819	2.1107	1.4358	2.2602	2.0893	1.5971	1.1147	6.9158
2	2.2297	1.7817	2.0971	1.4384	2.4125	2.2419	1.6464	1.1266	6.6990
3	2.2013	1.8650	2.0647	1.3289	2.6071	2.3864	1.7232	1.0377	7.1640
4	2.1749	1.8770	2.1682	1.3220	2.9307	2.4433	1.7355	1.1419	5.4065
5	1.8694	1.9543	2.2012	1.2253	2.9557	2.7008	2.0087	1.1702	5.3403
Total	2.1740	1.8615	2.1286	1.3772	2.6700	2.3229	1.7258	1.1166	6.4800

Cuadro 4: Indices de concentración de enfermos por país y medida de enfermedad

	MODELO FUNCIONAL	MODELO MEDICO	MODELO SUBJETIVO
Dinamarca	-0.1434	-0.1612	-0.237
Francia	0.0383	-0.0088	
Irlanda		-0.1482	
Italia	-0.0046	-0.0753	-0.1661
Holanda	0.0331	-0.1154	-0.0399
Portugal	-0.1946	-0.1108	
España	-0.1333	-0.058	-0.2204
Suiza		-0.098	-0.0156
Reino Unido		-0.14	-0.316
Estados Unidos	-0.244		-0.316

Cuadro 5: Probabilidad condicional (enfermos) de entrar en contacto con el Sistema

Quintil	Todas las Prestaciones	Todas excepto Dental	Consultas y Hospital	Control Preventivo	Consulta General	Consulta Especialidad	Atención Urgencia	Atención Dental	Exámenes Laboratorio	Exámenes Rayos y Ecografías	Intervenciones Quirúrgicas	Días de Hospital
1	0.8944	0.8806	0.8711	0.1696	0.5584	0.1073	0.2303	0.0686	0.2057	0.0752	0.0354	0.1035
2	0.8954	0.8784	0.8711	0.1756	0.5662	0.1224	0.2145	0.0704	0.1946	0.0817	0.0362	0.0894
3	0.9058	0.8909	0.8790	0.1808	0.5748	0.1371	0.1995	0.0863	0.2126	0.0957	0.0408	0.0822
4	0.9205	0.9013	0.8902	0.1619	0.5800	0.1608	0.1979	0.1273	0.2207	0.0988	0.0488	0.0931
5	0.9416	0.9134	0.8991	0.1383	0.5564	0.2275	0.1793	0.1793	0.2234	0.1240	0.0666	0.0902
TOTAL	0.9070	0.8896	0.8793	0.1684	0.5671	0.1405	0.2053	0.0958	0.2091	0.0908	0.0427	0.0923

Cuadro 6: Gasto imputado promedio personas enfermas con utilización positiva

Quintil	Todas las Prestaciones	Todas excepto Dental	Consultas y Hospital
1	89955.43	88433.6	59841.51
2	84056.61	82598.77	52333.3
3	86161.32	83750.87	52408.69
4	88642.34	84156.68	45705.53
5	105228.37	98006.28	44932.51
Total	89403.74	86485.77	52226.47

Cuadro 7: Número de prestaciones per-cápita personas enfermas con atención

Quintil	Control Preventivo	Consulta General	Consulta Especialidad	Atención Urgencia	Atención Dental	Exámenes Laboratorio	Exámenes Rayos y Ecografías	Intervenciones Quirúrgicas	Días de Hospital
1	2.376	1.875	2.213	1.439	2.173	2.234	1.669	1.118	7.299
2	2.370	1.787	2.182	1.441	2.227	2.449	1.780	1.138	6.955
3	2.463	1.868	2.070	1.336	2.301	2.668	1.787	1.036	7.652
4	2.311	1.879	2.244	1.333	2.616	2.528	1.801	1.117	5.418
5	2.300	1.963	2.363	1.242	3.089	3.149	2.190	1.146	5.403
Total	2.376	1.863	2.212	1.384	2.509	2.543	1.828	1.111	6.742

Cuadro 8a: Indices de LeGrand con gasto total

DECIL	Todas las prestaciones			Todas excepto dental			Consultas y hospitalización		
	%Ac. Pobl	% Ac. Enf	% Ac. Gto	%Ac. Pobl	% Ac. Enf	% Ac. Gto	%Ac. Pobl	% Ac. Enf	% Ac. Gto
1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.144	0.137	0.135	0.144	0.137	0.148	0.144	0.137	0.167
3	0.278	0.261	0.241	0.278	0.261	0.260	0.278	0.261	0.294
4	0.409	0.384	0.350	0.409	0.384	0.376	0.409	0.384	0.417
5	0.527	0.504	0.457	0.527	0.504	0.489	0.527	0.504	0.535
6	0.637	0.612	0.557	0.637	0.612	0.591	0.637	0.612	0.634
7	0.729	0.711	0.655	0.729	0.711	0.691	0.729	0.711	0.742
8	0.814	0.806	0.754	0.814	0.806	0.784	0.814	0.806	0.828
9	0.886	0.882	0.837	0.886	0.882	0.860	0.886	0.882	0.893
10	0.947	0.949	0.921	0.947	0.949	0.934	0.947	0.949	0.955
Indice de Concauidad	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
Indice de LeGrand		0.028	0.091		0.027	0.035		0.027	-0.017
			0.063			0.008			-0.044

Cuadro 8b: Indices de LeGrand con gasto enfermos

DECIL	Todas las prestaciones			Todas excepto dental			Consultas y hospitalización		
	%Ac. Pobl	% Ac. Enf	% Ac. Gto	%Ac. Pobl	% Ac. Enf	% Ac. Gto	%Ac. Pobl	% Ac. Enf	% Ac. Gto
1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.144	0.137	0.148	0.144	0.137	0.151	0.144	0.137	0.169
3	0.278	0.261	0.259	0.278	0.261	0.264	0.278	0.261	0.296
4	0.409	0.384	0.373	0.409	0.384	0.380	0.409	0.384	0.418
5	0.527	0.504	0.484	0.527	0.504	0.493	0.527	0.504	0.537
6	0.637	0.612	0.585	0.637	0.612	0.595	0.637	0.612	0.635
7	0.729	0.711	0.684	0.729	0.711	0.695	0.729	0.711	0.745
8	0.814	0.806	0.776	0.814	0.806	0.785	0.814	0.806	0.831
9	0.886	0.882	0.855	0.886	0.882	0.862	0.886	0.882	0.896
10	0.947	0.949	0.932	0.947	0.949	0.936	0.947	0.949	0.955
Indice de Concauidad	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
Indice de LeGrand		0.028	0.053		0.027	0.029		0.027	-0.019
			0.025			0.002			-0.046

Cuadro 10: Porcentaje de enfermos entre las personas con tratamiento

QUINTIL	Todas las prestaciones	Todas excepto dental	Consultas y hospital
1	0.5597	0.6211	0.6537
2	0.5524	0.6168	0.6463
3	0.5457	0.6233	0.6514
4	0.5288	0.6512	0.6806
5	0.4526	0.6056	0.6438
TOTAL	0.5342	0.6236	0.6547

Cuadro 11: Enfermos dentro de cada quintil

QUINTIL	Porcentaje enfermos
1	0.1528
2	0.1586
3	0.1681
4	0.1767
5	0.1689
TOTAL	0.1629

Cuadro 12: Porcentaje del gasto de personas enfermas dentro del total

QUINTIL	Todas las prestaciones	Todas excepto dental	Consultas y hospital
1	0.8236	0.8929	0.8962
2	0.7976	0.8791	0.8887
3	0.7747	0.8761	0.9004
4	0.7221	0.8722	0.8838
5	0.6796	0.8663	0.8708
TOTAL	0.7664	0.8907	0.8791

TABLA 1: ANALISIS DE INDEPENDENCIA ENTRE ATENCION Y QUINTIL DE INGRESO

TABLA DE CONTINGENCIA TODAS LAS PRESTACIONES
TABLE OF ATENSAL BY QUINTIL

ATENSAL (PERS. QUE RECIBE AL MENOS UNA PRESTACION)
QUINTIL (QUINTIL DE INGRESO AUTONOMO)

Frequency						Total
Percent						
Row Pct						
Col Pct	1	2	3	4	5	
0	21267	18751	14705	10991	7496	73210
	21.01	18.53	14.53	10.86	7.41	72.34
	29.05	25.61	20.09	15.01	10.24	
	75.59	74.29	72.09	69.24	64.86	
1	6868	6490	5692	4883	4061	27994
	6.79	6.41	5.62	4.82	4.01	27.66
	24.53	23.18	20.33	17.44	14.51	
	24.41	25.71	27.91	30.76	35.14	
Total	28135	25241	20397	15874	11557	101204
	27.80	24.94	20.15	15.69	11.42	100.00

Frequency Missing = 12

STATISTICS FOR TABLE OF ATENSAL BY QUINTIL

Statistic	DF	Value	Prob
Chi-Square	4	596.257	0.000
Likelihood Ratio Chi-Square	4	583.859	0.000
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	566.240	0.000
Phi Coefficient		0.077	
Contingency Coefficient		0.077	
Cramer's V		0.077	

Effective Sample Size = 101204

Frequency Missing = 12

TABLA DE CONTINGENCIA TODAS EXCEPTO DENTAL
TABLE OF ATEXDENT BY QUINTIL

ATEXDENT (DUMMY AL MENOS UNA PREST. EXCEPTO DENTAL)
QUINTIL (QUINTIL DE INGRESO AUTONOMO)

Frequency						Total
Percent						
Row Pct						
Col Pct	1	2	3	4	5	
0	22041	19539	15496	11992	8613	77681
	21.78	19.31	15.31	11.85	8.51	76.76
	28.37	25.15	19.95	15.44	11.09	
	78.34	77.41	75.97	75.54	74.53	
1	6094	5702	4901	3882	2944	23523
	6.02	5.63	4.84	3.84	2.91	23.24
	25.91	24.24	20.83	16.50	12.52	
	21.66	22.59	24.03	24.46	25.47	
Total	28135	25241	20397	15874	11557	101204
	27.80	24.94	20.15	15.69	11.42	100.00

Frequency Missing = 12

STATISTICS FOR TABLE OF ATEXDENT BY QUINTIL

Statistic	DF	Value	Prob
Chi-Square	4	97.907	0.000
Likelihood Ratio Chi-Square	4	97.708	0.000
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	95.789	0.000
Phi Coefficient		0.031	
Contingency Coefficient		0.031	
Cramer's V		0.031	

Effective Sample Size = 101204

Frequency Missing = 12

TABLA DE CONTINGENCIA CONSULTAS Y HOSPITAL

TABLE OF ATENSAL_ BY QUINTIL

ATENSAL_(AL MENOS UNA PREST. CONSULTAS Y HOSPITAL)
 QUINTIL(QUINTIL DE INGRESO AUTONOMO)

Frequency						Total
Percent						
Row Pct						
Col Pct	1	2	3	4	5	
0	22408	19844	15770	12205	8831	79058
	22.14	19.61	15.58	12.06	8.73	78.12
	28.34	25.10	19.95	15.44	11.17	
	79.64	78.62	77.32	76.89	76.41	
1	5727	5397	4627	3669	2726	22146
	5.66	5.33	4.57	3.63	2.69	21.88
	25.86	24.37	20.89	16.57	12.31	
	20.36	21.38	22.68	23.11	23.59	
Total	28135	25241	20397	15874	11557	101204
	27.80	24.94	20.15	15.69	11.42	100.00

Frequency Missing = 12

STATISTICS FOR TABLE OF ATENSAL_ BY QUINTIL

Statistic	DF	Value	Prob
Chi-Square	4	83.480	0.000
Likelihood Ratio Chi-Square	4	83.567	0.000
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	79.737	0.000
Phi Coefficient		0.029	
Contingency Coefficient		0.029	
Cramer's V		0.029	

Effective Sample Size = 101204

Frequency Missing = 12

GASTO PROMEDIO PREST. EXCEPTO DENTALES**ANALISIS DE VARIANZA**

GASTO IMPUTADO

General Linear Models Procedure
Class Level Information

Class	Levels	Values
QUINTIL	5	1 2 3 4 5

Number of observations in data set = 101216

NOTE: Due to missing values, only 23523 observations can be used in this analysis.

GASTO IMPUTADO

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: GPREDEN

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	4	240888275394.00000000	60222068848.50000000	1.24	0.2933
Error	23518	1146341543282180.00000000	48743156020.16240000		
Corrected Total	23522	1146582431557574.00000000			

R-Square	C.V.	Root MSE	GPREDEN Mean
0.000210	359.9017	220778.52255182	61344.11454151

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
QUINTIL	4	240888275394.00000000	60222068848.50000000	1.24	0.2933

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
QUINTIL	4	240888275393.93200000	60222068848.48320000	1.24	0.2933

ANALISIS DE VARIANZA
GASTO IMPUTADO

General Linear Models Procedure

Duncan's Multiple Range Test for variable: GPREDEN

NOTE: This test controls the type I comparisonwise error rate, not the experimentwise error rate

Alpha= 0.05 df= 23518 MSE= 4.874E10
WARNING: Cell sizes are not equal.
Harmonic Mean of cell sizes= 4382.943

Number of Means	2	3	4	5
Critical Range	9245	9734	10061	10303

Means with the same letter are not significantly different.

Duncan Grouping	Mean	N	QUINTIL
A	68516	2944	5
A			
B	62834	3882	4
B			
B	61514	6094	1
B			
B	59591	4901	3
B			
B	57952	5702	2

TABLA 3: ANALISIS DE INDEPENDENCIA ENTRE ATENCION Y QUINTIL DE INGRESO. PERSONAS ENFERMAS

AL MENOS UNA PRESTACION
TABLE OF ATENSAL BY QUINTIL

ATENSAL(PERS. QUE RECIBE AL MENOS UNA PRESTACION)
QUINTIL(QUINTIL DE INGRESO AUTONOMO)

Frequency	Percent	Row Pct	Col Pct	1	2	3	4	5	Total
0	454	419	323	223	114	1533			
	2.75	2.54	1.96	1.35	0.69	9.30			
	29.62	27.33	21.07	14.55	7.44				
	10.56	10.46	9.42	7.95	5.84				
1	3844	3585	3106	2582	1838	14955			
	23.31	21.74	18.84	15.66	11.15	90.70			
	25.70	23.97	20.77	17.27	12.29				
	89.44	89.54	90.58	92.05	94.16				
Total	4298	4004	3429	2805	1952	16488			
	26.07	24.28	20.80	17.01	11.84	100.00			

Frequency Missing = 1

STATISTICS FOR TABLE OF ATENSAL BY QUINTIL

Statistic	DF	Value	Prob
Chi-Square	4	48.396	0.000
Likelihood Ratio Chi-Square	4	51.970	0.000
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	43.017	0.000
Phi Coefficient		0.054	
Contingency Coefficient		0.054	
Cramer's V		0.054	

Effective Sample Size = 16488
Frequency Missing = 1

AL MENOS UNA PREST. EXCEPTO DENTAL
TABLE OF ATEXDENT BY QUINTIL

ATEXDENT(DUMMY AL MENOS UNA PREST. EXCEPTO DENTAL)
QUINTIL(QUINTIL DE INGRESO AUTONOMO)

Frequency	Percent	Row Pct	Col Pct	1	2	3	4	5	Total
0	513	487	374	277	169	1820			
	3.11	2.95	2.27	1.68	1.02	11.04			
	28.19	26.76	20.55	15.22	9.29				
	11.94	12.16	10.91	9.88	8.66				
1	3785	3517	3055	2528	1783	14668			
	22.96	21.33	18.53	15.33	10.81	88.96			
	25.80	23.98	20.83	17.23	12.16				
	88.06	87.84	89.09	90.12	91.34				
Total	4298	4004	3429	2805	1952	16488			
	26.07	24.28	20.80	17.01	11.84	100.00			

Frequency Missing = 1

STATISTICS FOR TABLE OF ATEXDENT BY QUINTIL

Statistic	DF	Value	Prob
Chi-Square	4	23.871	0.000
Likelihood Ratio Chi-Square	4	24.569	0.000
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	21.038	0.000
Phi Coefficient		0.038	
Contingency Coefficient		0.038	
Cramer's V		0.038	

Effective Sample Size = 16488
Frequency Missing = 1

GASTO PROMEDIO PREST. EXCEPTO DENTALES
 ANALISIS DE VARIANZA
 GASTO IMPUTADO

General Linear Models Procedure
 Class Level Information

Class	Levels	Values
QUINTIL	5	1 2 3 4 5

Number of observations in data set = 101216

NOTE: Due to missing values, only 23523 observations can be used in this analysis.

GASTO IMPUTADO

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: GPREDXEN

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	4	240888275394.00000000	60222068848.50000000	1.24	0.2933
Error	23518	1146341543282180.00000000	48743156020.16240000		
Corrected Total	23522	1146582431557574.00000000			

R-Square	C.V.	Root MSE	GPREDXEN Mean
0.000210	359.9017	220778.52255182	61344.11454151

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
QUINTIL	4	240888275394.00000000	60222068848.50000000	1.24	0.2933

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
QUINTIL	4	240888275393.93200000	60222068848.48320000	1.24	0.2933

ANALISIS DE VARIANZA
 GASTO IMPUTADO

General Linear Models Procedure

Duncan's Multiple Range Test for variable: GPREDXEN

NOTE: This test controls the type I comparisonwise error rate, not the experimentwise error rate

Alpha= 0.05 df= 23518 MSE= 4.874E10
 WARNING: Cell sizes are not equal.
 Harmonic Mean of cell sizes= 4382.943

Number of Means	2	3	4	5
Critical Range	9245	9734	10061	10303

Means with the same letter are not significantly different.

Duncan Grouping	Mean	N	QUINTIL
A	68516	2944	5
A			
B	62834	3882	4
B			
B	61514	6094	1
B			
B	59591	4901	3
B			
B	57952	5702	2
B			

TABLA 3: ANALISIS DE INDEPENDENCIA ENTRE ATENCION Y QUINTIL DE INGRESO. PERSONAS ENFERMAS

AL MENOS UNA PRESTACION
TABLE OF ATENSAL BY QUINTIL

ATENSAL(PERS. QUE RECIBE AL MENOS UNA PRESTACION)
QUINTIL(QUINTIL DE INGRESO AUTONOMO)

Frequency Percent Row Pct Col Pct	1	2	3	4	5	Total
0	454 2.75 29.62 10.56	419 2.54 27.33 10.46	323 1.96 21.07 9.42	223 1.35 14.55 7.95	114 0.69 7.44 5.84	1533 9.30
1	3844 23.31 25.70 89.44	3585 21.74 23.97 89.54	3106 18.84 20.77 90.58	2582 15.66 17.27 92.05	1838 11.15 12.29 94.16	14955 90.70
Total	4298 26.07	4004 24.28	3429 20.80	2805 17.01	1952 11.84	16488 100.00

Frequency Missing = 1

STATISTICS FOR TABLE OF ATENSAL BY QUINTIL

Statistic	DF	Value	Prob
Chi-Square	4	48.396	0.000
Likelihood Ratio Chi-Square	4	51.970	0.000
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	43.017	0.000
Phi Coefficient		0.054	
Contingency Coefficient		0.054	
Cramer's V		0.054	

Effective Sample Size = 16488
Frequency Missing = 1

AL MENOS UNA PREST. EXCEPTO DENTAL
TABLE OF ATEXDENT BY QUINTIL

ATEXDENT(DUMMY AL MENOS UNA PREST. EXCEPTO DENTAL)
QUINTIL(QUINTIL DE INGRESO AUTONOMO)

Frequency Percent Row Pct Col Pct	1	2	3	4	5	Total
0	513 3.11 28.19 11.94	487 2.95 26.76 12.16	374 2.27 20.55 10.91	277 1.68 15.22 9.88	169 1.02 9.29 8.66	1820 11.04
1	3785 22.96 25.80 88.06	3517 21.33 23.98 87.84	3055 18.53 20.83 89.09	2528 15.33 17.23 90.12	1783 10.81 12.16 91.34	14668 88.96
Total	4298 26.07	4004 24.28	3429 20.80	2805 17.01	1952 11.84	16488 100.00

Frequency Missing = 1

STATISTICS FOR TABLE OF ATEXDENT BY QUINTIL

Statistic	DF	Value	Prob
Chi-Square	4	23.871	0.000
Likelihood Ratio Chi-Square	4	24.569	0.000
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	21.038	0.000
Phi Coefficient		0.038	
Contingency Coefficient		0.038	
Cramer's V		0.038	

Effective Sample Size = 16488
Frequency Missing = 1

AL MENOS UNA CONSULTA U HOSPITALIZACIÓN
TABLE OF ATENSAL_ BY QUINTIL

ATENSAL_ (AL MENOS UNA PREST. CONSULTAS Y HOSPITAL)
QUINTIL (QUINTIL DE INGRESO AUTONOMO)

Frequency						Total
Percent						
Row Pct						
Col Pct	1	2	3	4	5	
0	554	516	415	308	197	1990
	3.36	3.13	2.52	1.87	1.19	12.07
	27.84	25.93	20.85	15.48	9.90	
	12.89	12.89	12.10	10.98	10.09	
1	3744	3488	3014	2497	1755	14498
	22.71	21.15	18.28	15.14	10.64	87.93
	25.82	24.06	20.79	17.22	12.11	
	87.11	87.11	87.90	89.02	89.91	
Total	4298	4004	3429	2805	1952	16488
	26.07	24.28	20.80	17.01	11.84	100.00

Frequency Missing = 1

STATISTICS FOR TABLE OF ATENSAL_ BY QUINTIL

Statistic	DF	Value	Prob
Chi-Square	4	15.576	0.004
Likelihood Ratio Chi-Square	4	15.933	0.003
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	14.121	0.000
Phi Coefficient		0.031	
Contingency Coefficient		0.031	
Cramer's V		0.031	

Effective Sample Size = 16488

Frequency Missing = 1

TABLA 4: ANALISIS DE VARIANZA GASTO IMPUTADO PARA PERSONAS ENFERMAS

GASTO PROMEDIO TOTAL DE PRESTACIONES

ANALISIS DE VARIANZA TOTAL DE PRESTACIONES
GASTO IMPUTADO
POBLACION QUE DECLARAN ESTAR ENFERMAS

General Linear Models Procedure
Class Level Information

Class	Levels	Values
QUINTIL	5	1 2 3 4 5

Number of observations in data set = 16489

NOTE: Due to missing values, only 14955 observations can be used in this analysis.

ANALISIS DE VARIANZA
GASTO IMPUTADO
POBLACION QUE DECLARAN ESTAR ENFERMAS

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: GPREST

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	4	598092690153.50000000	149523172538.37500000	2.08	0.0800
Error	14950	1072388949010367.00000000	71731702274.94090000		
Corrected Total	14954	1072987041700521.00000000			

R-Square	C.V.	Root MSE	GPREST Mean
0.000557	299.5711	267827.74739549	89403.73996256

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
QUINTIL	4	598092690153.50000000	149523172538.37500000	2.08	0.0800

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
QUINTIL	4	598092690153.46900000	149523172538.36700000	2.08	0.0800

ANALISIS DE VARIANZA
GASTO IMPUTADO
POBLACION QUE DECLARAN ESTAR ENFERMAS

General Linear Models Procedure

Duncan's Multiple Range Test for variable: GPREST

NOTE: This test controls the type I comparisonwise error rate, not the experimentwise error rate

Alpha= 0.05 df= 14950 MSE= 7.173E10
WARNING: Cell sizes are not equal.
Harmonic Mean of cell sizes= 2789.541

Number of Means 2 3 4 5
Critical Range 14058 14801 15299 15668

Means with the same letter are not significantly different.

Duncan Grouping	Mean	N	QUINTIL
A	105228	1838	5
B	89955	3844	1
B	88642	2582	4
B	86161	3106	3
B	84057	3585	2

GASTO PROMEDIO PREST. EXCEPTO DENTALES

ANALISIS DE VARIANZA TODAS EXCEPTO DENTAL
 GASTO IMPUTADO
 POBLACION QUE DECLARAN ESTAR ENFERMAS

General Linear Models Procedure
 Class Level Information

Class	Levels	Values
QUINTIL	5	1 2 3 4 5

Number of observations in data set = 16489

NOTE: Due to missing values, only 14668 observations can be used in this analysis.

ANALISIS DE VARIANZA
 GASTO IMPUTADO
 POBLACION QUE DECLARAN ESTAR ENFERMAS

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: GPREDEN

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	4	340705361465.00000000	85176340366.25000000	1.17	0.3220
Error	14663	1067958092402076.00000000	72833532865.17600000		
Corrected Total	14667	1068298797763541.00000000			
	R-Square	C.V.	Root MSE	GPREDEN Mean	
	0.000319	312.0477	269876.88464405	86485.76773521	

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
QUINTIL	4	340705361465.00000000	85176340366.25000000	1.17	0.3220
Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
QUINTIL	4	340705361464.93200000	85176340366.23320000	1.17	0.3220

ANALISIS DE VARIANZA
 GASTO IMPUTADO
 POBLACION QUE DECLARAN ESTAR ENFERMAS

General Linear Models Procedure

Duncan's Multiple Range Test for variable: GPREDEN

NOTE: This test controls the type I comparisonwise error rate, not the experimentwise error rate

Alpha= 0.05 df= 14663 MSE= 7.283E10
 WARNING: Cell sizes are not equal.
 Harmonic Mean of cell sizes= 2728.828

Number of Means	2	3	4	5
Critical Range	14322	15080	15587	15962

Means with the same letter are not significantly different.

Duncan Grouping	Mean	N	QUINTIL
A	98006	1783	5
A			
A	88434	3785	1
A			
A	84157	2528	4
A			
A	83751	3055	3
A			
A	82599	3517	2

GASTO PROMEDIO CONS. Y HOSPITALIZACIONES

ANALISIS DE VARIANZA CONSULTAS Y HOSPITALIZACION

GASTO IMPUTADO

POBLACION QUE DECLARAN ESTAR ENFERMAS

General Linear Models Procedure
Class Level Information

Class	Levels	Values
QUINTIL	5	1 2 3 4 5

Number of observations in data set = 16489

NOTE: Due to missing values, only 14498 observations can be used in this analysis.

ANALISIS DE VARIANZA

GASTO IMPUTADO

POBLACION QUE DECLARAN ESTAR ENFERMAS

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: GPREST_

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	4	416758651028.75000000	104189662757.18700000	2.66	0.0307
Error	14493	566756006786745.00000000	39105499674.79090000		
Corrected Total	14497	567172765437774.00000000			

R-Square	C.V.	Root MSE	GPREST_ Mean
0.000735	378.6415	197751.10536933	52226.47379915

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
QUINTIL	4	416758651028.75000000	104189662757.18700000	2.66	0.0307

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
QUINTIL	4	416758651028.86300000	104189662757.21500000	2.66	0.0307

ANALISIS DE VARIANZA

GASTO IMPUTADO

POBLACION QUE DECLARAN ESTAR ENFERMAS

General Linear Models Procedure

Duncan's Multiple Range Test for variable: GPREST_

NOTE: This test controls the type I comparisonwise error rate, not the experimentwise error rate

Alpha= 0.05 df= 14493 MSE= 3.911E10

WARNING: Cell sizes are not equal.

Harmonic Mean of cell sizes= 2694.172

Number of Means 2 3 4 5

Critical Range 10562 11120 11495 11771

Means with the same letter are not significantly different.

Duncan Grouping	Mean	N	QUINTIL
A	59842	3744	1
B	52409	3014	3
B	52233	3488	2
B	45706	2497	4
B	44933	1755	5

ANEXO 2

DESCRIPCION DE LA METODOLOGIA UTILIZADA PARA EL CALCULO DE COSTOS UNITARIOS DE PRESTACIONES

El costo medio unitario utilizado en este estudio proviene de información de Bases de Datos de Isapre Banmédica²⁶ –que cubre aproximadamente a unos 500.000 beneficiarios– para el tercer trimestre de 1996. No se utilizó la muestra para 1994, principalmente con el objeto de contar con una muestra más amplia, completa y confiable.

Este cálculo se realiza para cada prestación como:

1. Controles preventivos: se ocupa el precio promedio de consultas preventivas, definidas según el código del Arancel Fonasa (2810001).
2. Consultas generales: se utiliza el precio promedio de consultas de medicina general e interna.
3. Consultas de especialidad: se utilizó el precio promedio de consultas de especialidades más frecuentes (anestesia, cirugía general e infantil, dermatología y venereología, ginecología y obstetricia, neurocirugía, neurología, oncología, oftalmología, otorrinolaringología, pediatría general, psiquiatría y traumatología y ortopedia adultos).

²⁶ Agradecemos la colaboración en la entrega de esta información a Fernando Matthews, Subgerente General Isapre Banmédica, y Fernando Salinas, Analista de Estudios.

4. Consultas de urgencia: se utilizó el precio promedio de atenciones de urgencia, definidas de acuerdo al código del Arancel Fonasa (101301).
5. Atenciones dentales: se utilizó el precio promedio de consultas dentales iniciales, más el precio promedio de una obturación simple.
6. Exámenes de laboratorio, de rayos X y ecografías: se utilizó el promedio ponderado de los costos de los distintos exámenes (\$16.065, con una mediana de \$21.069)
7. Intervenciones quirúrgicas: se utilizó el costo promedio, incluyendo honorarios médicos, de las 12 intervenciones más frecuentes. A esto se restó el componente de días de hospitalización (día cama y consulta médica hospitalaria), de acuerdo a los días cama promedio de cada intervención por separado.
8. Días de hospitalización: se utilizó el precio por día promedio para pieza de dos camas –que es similar, y levemente inferior en este período, al precio del día cama en pieza multipersonal– de manera de limpiar por diferencias en hotelería, sumando a su vez el costo por consulta médica hospitalaria asignable a cada día cama (promedio de 0.6 consulta por día de hospitalización).

ANEXO 3
REGRESIONES PARA LA ESTANDARIZACION DE LA
PROBABILIDAD Y EL GASTO

Regresión 1.a: Probabilidad de recibir al menos una prestación excepto atención dental

POBLACION MAYORES DE 18 AÑOS
SIN FACTOR DE EXPANSION

The LOGISTIC Procedure

Data Set: BERCAS94.WORK01
Response Variable: ATEXDENT DUMMY AL MENOS UNA PREST. EXCEPTO DENTAL
Response Levels: 2
Number of Observations: 115871
Link Function: Logit

Response Profile

Ordered Value	ATEXDENT	Count
1	SI RECIBE ATENCION	26027
2	NO RECIBE ATENCION	89844

Criteria for Assessing Model Fit

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	123449.59	72071.763	.
SC	123459.25	72361.570	.
-2 LOG L	123447.59	72011.763	51435.823 with 29 DF (p=0.0001)
Score	.	.	57166.119 with 29 DF (p=0.0001)

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > Chi-Square	Standardized Estimate	Odds Ratio	Variable Label
INTERCPT	1	-1.9644	0.0628	978.4094	0.0001	.	0.140	Intercept
Q2	1	0.1567	0.0838	3.4946	0.0616	0.037101	1.170	
Q3	1	0.1838	0.0848	4.6970	0.0302	0.040657	1.202	
Q4	1	0.1976	0.0895	4.8781	0.0272	0.040436	1.219	
Q5	1	0.4438	0.0940	22.2776	0.0001	0.080727	1.559	
E_18_34	1	-1.1839	0.0631	351.4604	0.0001	-0.323121	0.306	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 18-34
E_35_44	1	-1.1862	0.0705	282.8174	0.0001	-0.261623	0.305	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 35-44
E_45_64	1	-0.6024	0.0680	78.4179	0.0001	-0.144502	0.547	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 45-64
SEXPQM	1	1.0065	0.0424	563.6827	0.0001	0.277340	2.736	DUMMY: SEXO FEMENINO
ENFERM11	1	4.2456	0.0516	6764.7155	0.0001	0.855973	69.796	ENF/ACC. (SIN: SI, SIN ATEN.NO NECESARIA)
E18_34Q2	1	-0.1867	0.0860	4.7116	0.0300	-0.032168	0.830	
E35_44Q2	1	-0.1118	0.0981	1.2977	0.2546	-0.013231	0.894	
E45_64Q2	1	-0.0804	0.0915	0.7725	0.3795	-0.010287	0.923	
SEXPQM2	1	-0.0297	0.0601	0.2439	0.6214	-0.005427	0.971	
ENFE11Q2	1	-0.0845	0.0739	1.3087	0.2526	-0.008892	0.919	
E18_34Q3	1	-0.2289	0.0882	6.7408	0.0094	-0.035260	0.795	
E35_44Q3	1	-0.0207	0.1016	0.0414	0.8388	-0.002113	0.980	
E45_64Q3	1	-0.0957	0.0924	1.0737	0.3001	-0.011739	0.909	
SEXPQM3	1	-0.0707	0.0627	1.2695	0.2599	-0.011810	0.932	
ENFE11Q3	1	-0.00789	0.0785	0.0101	0.9199	-0.000774	0.992	
E18_34Q4	1	-0.1435	0.0952	2.2719	0.1317	-0.019558	0.866	
E35_44Q4	1	-0.1419	0.1101	1.6596	0.1977	-0.013488	0.868	
E45_64Q4	1	-0.0877	0.0980	0.8014	0.3707	-0.010261	0.916	
SEXPQM4	1	-0.1775	0.0662	7.1788	0.0074	-0.026775	0.837	
ENFE11Q4	1	0.1262	0.0832	2.3022	0.1292	0.011467	1.135	
E18_34Q5	1	-0.2275	0.1025	4.9204	0.0265	-0.025571	0.797	
E35_44Q5	1	-0.1680	0.1164	2.0855	0.1487	-0.014056	0.845	
E45_64Q5	1	-0.1077	0.1017	1.1220	0.2895	-0.011789	0.898	
SEXPQM5	1	-0.2473	0.0700	12.5010	0.0004	-0.032717	0.781	
ENFE11Q5	1	0.1796	0.0953	3.5543	0.0594	0.014106	1.197	

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Concordant = 87.1%	Somers' D = 0.757
Discordant = 11.3%	Gamma = 0.770
Tied = 1.6%	Tau-a = 0.264
(2338369788 pairs)	c = 0.879

Regresión 1.b: Gasto imputado de personas que reciben al menos una prestación excepto atención dental

REGRESION LINEAL GASTO TOTAL EXCEPTO DENTAL
SIN FACTOR DE EXPANSION

Model: ECU40
Dependent Variable: GPREDEN GASTO PROMEDIO PREST. EXCEPTO DENTALES

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	34	3.2200963E13	947087147483	19.328	0.0001
Error	25991	1.2736029E15	49001690767		
C Total	26025	1.3058039E15			

Root MSE	221363.25523	R-square	0.0247
Dep Mean	62102.61390	Adj R-sq	0.0234
C.V.	356.44757		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob > T	Variable Label
INTERCEP	1	57557	9313.5998584	6.180	0.0001	Intercept
Q2	1	-24237	12572.365417	-1.928	0.0539	
Q3	1	-10727	12775.479930	-0.840	0.4011	
Q4	1	-9980.323975	13362.812590	-0.747	0.4551	
Q5	1	-24928	14023.862372	-1.778	0.0755	
E_18_34	1	-54696	11587.999843	-4.720	0.0001	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 18-34
E_35_44	1	-47866	12191.324972	-3.926	0.0001	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 35-44
E_45_64	1	-14512	8554.0397563	-1.696	0.0898	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 45-64
SEXFEM	1	-38436	8470.1349200	-4.538	0.0001	DUMMY: SEXO FEMENINO
EDAD_SEX	1	48489	11940.474621	4.061	0.0001	INTERACCION (EDAD 18-44 AÑOS)*SEXFEM
ENFERM11	1	69720	5795.6496588	12.030	0.0001	ENF/ACC.EXCLUYE SI, SIN ATEN.NO NECESARIA
E18_34Q2	1	35515	15969.618417	2.224	0.0262	
E35_44Q2	1	34402	17130.030553	2.008	0.0446	
E45_64Q2	1	10153	11556.736620	0.879	0.3797	
SEXFEMQ2	1	17813	11685.206279	1.524	0.1274	
ED_SEXQ2	1	-22859	16964.683112	-1.347	0.1778	
ENFE11Q2	1	-6445.932027	8258.1550297	-0.781	0.4351	
E18_34Q3	1	27772	16420.212171	1.691	0.0908	
E35_44Q3	1	35270	17974.692097	1.962	0.0498	
E45_64Q3	1	7586.567211	11619.556306	0.653	0.5138	
SEXFEMQ3	1	5754.368705	11815.251869	0.487	0.6262	
ED_SEXQ3	1	-24547	17664.208087	-1.390	0.1646	
ENFE11Q3	1	-8269.171731	8561.4501712	-0.966	0.3341	
E18_34Q4	1	28848	17077.784488	1.689	0.0912	
E35_44Q4	1	19170	18680.402114	1.026	0.3048	
E45_64Q4	1	-2773.075201	12356.565422	-0.224	0.8224	
SEXFEMQ4	1	17650	12370.723418	1.427	0.1537	
ED_SEXQ4	1	-27376	18392.986798	-1.488	0.1367	
ENFE11Q4	1	-1811.481844	9100.8507865	-0.199	0.8422	
E18_34Q5	1	54752	18416.670882	2.973	0.0030	
E35_44Q5	1	26348	19701.848309	1.337	0.1811	
E45_64Q5	1	21123	12958.275433	1.630	0.1031	
SEXFEMQ5	1	16090	12785.439790	1.258	0.2082	
ED_SEXQ5	1	-30805	19651.137863	-1.568	0.1170	
ENFE11Q5	1	6331.654850	9595.1501447	0.660	0.5093	

Regresión 1.c: Probabilidad de recibir al menos una consulta u hospitalización

POBLACION MAYORES DE 18 AÑOS
SIN FACTOR DE EXPANSION

The LOGISTIC Procedure

Data Set: BERCAS94.WORK01
Response Variable: ATENSAL_ AL MENOS UNA PREST. CONSULTAS Y HOSPITAL
Response Levels: 2
Number of Observations: 115871
Link Function: Logit

Response Profile

Ordered Value	ATENSAL_	Count
1	SI RECIBE ATENCION	24502
2	NO RECIBE ATENCION	91369

Criteria for Assessing Model Fit

Criterion	Intercept Only	Intercept and Covariates	Chi-Square for Covariates
AIC	119553.93	67042.910	.
SC	119563.59	67332.717	.
-2 LOG L	119551.93	66982.910	52569.015 with 29 DF (p=0.0001)
Score	.	.	59880.132 with 29 DF (p=0.0001)

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > Chi-Square	Standardized Estimate	Odds Ratio	Variable Label
INTERCPT	1	-1.9855	0.0640	961.2473	0.0001	.	0.137	Intercept
Q2	1	0.1586	0.0854	3.4457	0.0634	0.037536	1.172	
Q3	1	0.1391	0.0866	2.5781	0.1084	0.030777	1.149	
Q4	1	0.1530	0.0915	2.7956	0.0945	0.031305	1.165	
Q5	1	0.3702	0.0966	14.6916	0.0001	0.067328	1.448	
E_18_34	1	-1.2996	0.0652	397.2995	0.0001	-0.354722	0.273	
								DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 18-34
E_35_44	1	-1.2599	0.0728	299.5633	0.0001	-0.277876	0.284	
								DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 35-44
E_45_64	1	-0.6458	0.0698	85.6039	0.0001	-0.154892	0.524	
								DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 45-64
SEXFEM	1	0.8972	0.0438	420.4258	0.0001	0.247225	2.453	
								DUMMY: SEXO FEMENINO
ENFERM11	1	4.3073	0.0509	7173.9044	0.0001	0.868408	74.236	
								ENF/ACC. (SIN: SI, SIN ATEN.NO NECESARIA)
E18_34Q2	1	-0.1966	0.0889	4.8876	0.0271	-0.033876	0.822	
E35_44Q2	1	-0.1512	0.1016	2.2139	0.1368	-0.017896	0.860	
E45_64Q2	1	-0.0709	0.0938	0.5709	0.4499	-0.009066	0.932	
SEXFEMQ2	1	-0.0209	0.0620	0.1130	0.7368	-0.003814	0.979	
ENFE11Q2	1	-0.0624	0.0731	0.7273	0.3938	-0.006563	0.940	
E18_34Q3	1	-0.2134	0.0912	5.4725	0.0193	-0.032875	0.808	
E35_44Q3	1	-0.0738	0.1057	0.4877	0.4850	-0.007542	0.929	
E45_64Q3	1	-0.0867	0.0948	0.8362	0.3605	-0.010629	0.917	
SEXFEMQ3	1	-0.0123	0.0649	0.0362	0.8492	-0.002063	0.988	
ENFE11Q3	1	-0.0293	0.0772	0.1446	0.7037	-0.002880	0.971	
E18_34Q4	1	-0.0921	0.0984	0.8753	0.3495	-0.012553	0.912	
E35_44Q4	1	-0.1495	0.1142	1.7135	0.1905	-0.014210	0.861	
E45_64Q4	1	-0.1317	0.1010	1.7002	0.1923	-0.015407	0.877	
SEXFEMQ4	1	-0.1355	0.0686	3.8981	0.0483	-0.020441	0.873	
ENFE11Q4	1	0.1163	0.0818	2.0216	0.1551	0.010565	1.123	
E18_34Q5	1	-0.2701	0.1074	6.3215	0.0119	-0.030362	0.763	
E35_44Q5	1	-0.1300	0.1206	1.1615	0.2811	-0.010877	0.878	
E45_64Q5	1	-0.1424	0.1050	1.8404	0.1749	-0.015593	0.867	
SEXFEMQ5	1	-0.1935	0.0731	6.9986	0.0082	-0.025593	0.824	
ENFE11Q5	1	0.1719	0.0927	3.4363	0.0638	0.013505	1.188	

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Concordant = 88.1%	Somers' D = 0.778
Discordant = 10.3%	Gamma = 0.791
Tied = 1.6%	Tau-a = 0.260
(2238723238 pairs)	c = 0.889

Regresión 1.d: Gasto imputado de personas que reciben al menos una consulta u hospitalización

REGRESION LINEAL GASTOS POR PERSONA EN SALUD
SIN FACTOR DE EXPANSION

Model: ECU40
Dependent Variable: GPREST_ GASTO PROMEDIO CONS. Y HOSPITALIZACIONES

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	34	1.1583163E13	340681277522	12.439	0.0001
Error	24467	6.7011237E14	27388416025		
C Total	24501	6.8169554E14			

Root MSE	165494.45920	R-square	0.0170
Dep Mean	38864.65176	Adj R-sq	0.0156
C.V.	425.82257		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob > T	Variable Label
INTERCEP	1	46857	7105.0897557	6.595	0.0001	Intercept
Q2	1	-20574	9581.6703340	-2.147	0.0318	
Q3	1	-13355	9776.1545717	-1.366	0.1719	
Q4	1	-20155	10236.099719	-1.969	0.0490	
Q5	1	-18203	10784.677220	-1.688	0.0915	
E_18_34	1	-44692	8827.0094145	-5.063	0.0001	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 18-34
E_35_44	1	-37879	9276.9891776	-4.083	0.0001	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 35-44
E_45_64	1	-13798	6498.4340463	-2.123	0.0337	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 45-64
SEXFEM	1	-28053	6430.7169624	-4.362	0.0001	DUMMY: SEXO FEMENINO
EDAD_SEX	1	31774	9116.4963597	3.485	0.0005	INTERACCION (EDAD 18-44 AÑOS)*SEXFEM
ENFERM11	1	45675	4543.4039567	10.053	0.0001	ENF/ACC.EXCLUYE SI,SIN ATEN.NO NECESARIA
E18_34Q2	1	22654	12158.495443	1.863	0.0624	
E35_44Q2	1	25981	13052.706876	1.990	0.0465	
E45_64Q2	1	5738.460560	8773.1673312	0.654	0.5131	
SEXFEMQ2	1	14025	8862.8784370	1.582	0.1136	
ED_SEXQ2	1	-13303	12959.571841	-1.026	0.3047	
ENFE11Q2	1	-4966.184569	6459.1837754	-0.769	0.4420	
E18_34Q3	1	17627	12562.795894	1.403	0.1606	
E35_44Q3	1	19050	13791.344150	1.381	0.1672	
E45_64Q3	1	6357.127253	8834.3766770	0.720	0.4718	
SEXFEMQ3	1	5210.596693	8983.2089661	0.580	0.5619	
ED_SEXQ3	1	-13485	13559.657472	-0.995	0.3200	
ENFE11Q3	1	-5959.869203	6707.1736004	-0.889	0.3742	
E18_34Q4	1	31443	13029.225095	2.413	0.0158	
E35_44Q4	1	16381	14282.746109	1.147	0.2514	
E45_64Q4	1	4765.843209	9419.1878955	0.506	0.6129	
SEXFEMQ4	1	20705	9434.0834539	2.195	0.0282	
ED_SEXQ4	1	-29765	14086.456634	-2.113	0.0346	
ENFE11Q4	1	-9764.759398	7150.3519179	-1.366	0.1721	
E18_34Q5	1	34625	14186.476104	2.441	0.0147	
E35_44Q5	1	16865	15094.006487	1.117	0.2639	
E45_64Q5	1	3125.458062	9902.8453396	0.316	0.7523	
SEXFEMQ5	1	14732	9781.6444181	1.506	0.1320	
ED_SEXQ5	1	-28989	15171.479373	-1.911	0.0560	
ENFE11Q5	1	-8837.117961	7574.6178446	-1.167	0.2434	

ANEXO 4
REGRESIONES PARA LA ESTANDARIZACION DEL
GASTO INCLUYENDO COSTOS DE ACCESO

Regresión 1.e: Gasto imputado de personas que reciben al menos una prestación excepto atención dental incluyendo costos de acceso

REGRESION LINEAL GASTO TOTAL EXCEPTO DENTAL

SIN FACTOR DE EXPANSION

Model: ECU36

Dependent Variable: GPREDEN GASTO PROMEDIO PREST. EXCEPTO DENTALES

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	45	3.5861087E13	796913033456	16.304	0.0001
Error	25981	1.2699429E15	48879677430		
C Total	26026	1.305804E15			

Root MSE	221087.48818	R-square	0.0275
Dep Mean	62102.27442	Adj R-sq	0.0258
C.V.	356.00546		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob > T	Variable Label
INTERCEP	1	88095	11582.966672	7.606	0.0001	Intercept
Q2	1	-40325	15410.221241	-2.617	0.0089	
Q3	1	-19855	15462.492614	-1.284	0.1991	
Q4	1	-33809	15680.503347	-2.156	0.0311	
Q5	1	-56147	15929.251429	-3.525	0.0004	
E_18_34	1	-58646	11603.221739	-5.054	0.0001	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 18-34
E_35_44	1	-52586	12213.360188	-4.306	0.0001	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 35-44
E_45_64	1	-15589	8546.0595628	-1.824	0.0681	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 45-64
SEXFEM	1	-37752	8465.9367912	-4.459	0.0001	DUMMY: SEXO FEMENINO
EDAD_SEX	1	51422	11941.091477	4.306	0.0001	INTERACCION (EDAD 18-44 AÑOS)*SEXFEM
ENFERM11	1	66740	5823.2529219	11.461	0.0001	ENF/ACC.EXCLUYE SI, SIN ATEN.NO NECESARIA
Z_	1	5561.246951	2997.7485221	1.855	0.0636	DUMMY ZONA
CANCEL_T	1	-46113	16090.534327	-2.866	0.0042	DUMMY: CANCELA TODAS LAS PRESTACIONES
PBLCAN	1	-35829	7575.2330629	-4.730	0.0001	INTERACCION SIST. PUBLICO * CANCELA NADA
E18_34Q2	1	35068	16032.801227	2.187	0.0287	
E35_44Q2	1	34443	17208.894041	2.001	0.0454	
E45_64Q2	1	10156	11549.043517	0.879	0.3792	
SEXFEMQ2	1	17012	11674.303914	1.457	0.1451	
ED_SEXQ2	1	-23616	16972.732915	-1.391	0.1641	
ENFEL1Q2	1	-5012.579250	8306.3417728	-0.603	0.5462	
CANCLTQ2	1	-5345.982658	20956.404450	-0.255	0.7986	INTERACCION CANCELA TODO * QUINTIL 2
PBLCANQ2	1	18346	10100.100102	1.816	0.0693	INTERACCION PUBLICO*CANCELA NADA*QUINT.2
E18_34Q3	1	23916	16504.433268	1.449	0.1473	
E35_44Q3	1	31688	18056.105069	1.755	0.0793	
E45_64Q3	1	5638.058976	11624.384310	0.485	0.6277	
SEXFEMQ3	1	5262.533085	11804.611609	0.446	0.6557	
ED_SEXQ3	1	-25273	17665.858232	-1.431	0.1526	
ENFEL1Q3	1	-8903.005738	8611.6578120	-1.034	0.3012	
CANCLTQ3	1	26356	20063.865867	1.314	0.1890	INTERACCION CANCELA TODO * QUINTIL 3
PBLCANQ3	1	5410.721189	10104.798425	0.535	0.5923	INTERACCION PUBLICO*CANCELA NADA*QUINT.3
E18_34Q4	1	28626	17152.719510	1.669	0.0952	
E35_44Q4	1	20306	18740.843452	1.083	0.2786	
E45_64Q4	1	-3324.479625	12366.305778	-0.269	0.7881	
SEXFEMQ4	1	16580	12362.325353	1.341	0.1799	
ED_SEXQ4	1	-29851	18379.922421	-1.624	0.1044	
ENFEL1Q4	1	-122.397588	9134.0385579	-0.013	0.9893	
CANCLTQ4	1	29860	19512.058401	1.530	0.1259	INTERACCION CANCELA TODO * QUINTIL 4
PBLCANQ4	1	20507	10472.612522	1.958	0.0502	INTERACCION PUBLICO*CANCELA NADA*QUINT.4
E18_34Q5	1	57000	18443.045192	3.091	0.0020	
E35_44Q5	1	29460	19728.680407	1.493	0.1354	
E45_64Q5	1	21582	12955.818910	1.666	0.0958	
SEXFEMQ5	1	15173	12773.518304	1.188	0.2349	
ED_SEXQ5	1	-33233	19635.783079	-1.692	0.0906	
ENFEL1Q5	1	9191.812238	9604.7403185	0.957	0.3386	
CANCLTQ5	1	38570	18907.847676	2.040	0.0414	INTERACCION CANCELA TODO * QUINTIL 5
PBLCANQ5	1	26034	12823.772266	2.030	0.0424	INTERACCION PUBLICO*CANCELA NADA*QUINT.5

Regresión 1.f: Gasto imputado de personas que reciben al menos consulta u hospitalización incluyendo costos de acceso

REGRESION LINEAL GASTO CONSULTAS Y HOSPITALIZACIONES
SIN FACTOR DE EXPANSION

Model: ECU40
Dependent Variable: GPREST_ GASTO PROMEDIO CONS. Y HOSPITALIZACIONES

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	45	1.2169653E13	270436743054	9.878	0.0001
Error	24456	6.6952588E14	27376753552		
C Total	24501	6.8169554E14			

Root MSE	165459.22021	R-square	0.0179
Dep Mean	38864.65176	Adj R-sq	0.0160
C.V.	425.73190		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob > T	Variable Label
INTERCEP	1	60878	8960.0298540	6.794	0.0001	Intercept
Q2	1	-32507	11877.719280	-2.737	0.0062	
Q3	1	-21368	11947.352577	-1.789	0.0737	
Q4	1	-33407	12116.728757	-2.757	0.0058	
Q5	1	-32907	12340.512199	-2.667	0.0077	
E_18_34	1	-46142	8850.0242181	-5.214	0.0001	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 18-34
E_35_44	1	-39661	9306.5828393	-4.262	0.0001	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 35-44
E_45_64	1	-14187	6499.1514773	-2.183	0.0290	DUMMY: PERS. RANGO DE EDAD 45-64
SEXFEM	1	-27762	6433.1957182	-4.316	0.0001	DUMMY: SEXO FEMENINO
EDAD_SEX	1	32932	9129.7678122	3.607	0.0003	INTERACCION (EDAD 18-44 AÑOS)*SEXFEM
ENFERM11	1	44345	4580.4342716	9.681	0.0001	ENF/ACC.EXCLUYE SI,SIN ATEN.NO NECESARIA
Z_	1	744.523711	2306.6917064	0.323	0.7469	DUMMY ZONA
CANCEL_T	1	-23996	12536.289947	-1.914	0.0556	DUMMY: CANCELA TODAS LAS PRESTACIONES
PBLCAN	1	-15360	5892.7027963	-2.607	0.0092	INTERACCION SIST. PUBLICO * CANCELA NADA
E18_34Q2	1	23824	12221.476500	1.949	0.0513	
E35_44Q2	1	27592	13124.354111	2.102	0.0355	
E45_64Q2	1	6062.317316	8776.1616166	0.691	0.4897	
SEXFEMQ2	1	13719	8863.2366492	1.548	0.1217	
ED_SEXQ2	1	-14654	12981.257522	-1.129	0.2590	
ENFER11Q2	1	-3382.502811	6516.7357752	-0.519	0.6037	
CANCLTQ2	1	-1561.229885	16388.005009	-0.095	0.9241	INTERACCION CANCELA TODO * QUINTIL 2
PBLCANQ2	1	13671	7828.7069913	1.746	0.0808	INTERACCION PUBLICO*CANCELA NADA*QUINT. 2
E18_34Q3	1	17348	12636.761214	1.373	0.1698	
E35_44Q3	1	18941	13866.159799	1.366	0.1719	
E45_64Q3	1	6016.334880	8847.8301426	0.680	0.4965	
SEXFEMQ3	1	4968.173840	8983.6489824	0.553	0.5803	
ED_SEXQ3	1	-14275	13576.562735	-1.051	0.2931	
ENFER11Q3	1	-5614.004456	6764.6522313	-0.830	0.4066	
CANCLTQ3	1	17605	15699.979976	1.121	0.2621	INTERACCION CANCELA TODO * QUINTIL 3
PBLCANQ3	1	7614.699507	7825.0794089	0.973	0.3305	INTERACCION PUBLICO*CANCELA NADA*QUINT. 3
E18_34Q4	1	32777	13099.291234	2.502	0.0124	
E35_44Q4	1	18198	14343.337327	1.269	0.2046	
E45_64Q4	1	5396.140802	9433.4618243	0.572	0.5673	
SEXFEMQ4	1	19944	9436.3073372	2.114	0.0346	
ED_SEXQ4	1	-30568	14093.457918	-2.169	0.0301	
ENFER11Q4	1	-8077.162543	7196.6887068	-1.122	0.2617	
CANCLTQ4	1	8343.277777	15278.813743	0.546	0.5850	INTERACCION CANCELA TODO * QUINTIL 4
PBLCANQ4	1	15831	8091.7833308	1.956	0.0504	INTERACCION PUBLICO*CANCELA NADA*QUINT. 4
E18_34Q5	1	35981	14227.623677	2.529	0.0114	
E35_44Q5	1	18513	15137.947834	1.223	0.2214	
E45_64Q5	1	3265.445529	9914.7176693	0.329	0.7419	
SEXFEMQ5	1	14353	9781.3935997	1.467	0.1423	
ED_SEXQ5	1	-30216	15177.369264	-1.991	0.0465	
ENFER11Q5	1	-7280.070314	7598.6373749	-0.958	0.3380	
CANCLTQ5	1	18794	14781.749305	1.271	0.2036	INTERACCION CANCELA TODO * QUINTIL 5
PBLCANQ5	1	21501	9837.1851280	2.186	0.0288	INTERACCION PUBLICO*CANCELA NADA*QUINT. 5

ANEXO 5
REVISION BIBLIOGRAFICA
EQUIDAD Y ACCESO A LAS PRESTACIONES DE SALUD:
METODOLOGIAS PARA SU EVALUACION Y
COMPARACION ENTRE SISTEMAS DE SALUD

La equidad en entrega y financiamiento de las atenciones de salud es una característica que ha generado un amplio campo de investigación y análisis, dando fruto a numerosas publicaciones. Dentro de los objetivos generalmente perseguidos por los sistemas de salud, la equidad, la eficiencia microeconómica y el control de costos (eficiencia macroeconómica), revisten especial importancia²⁷.

La literatura existente muestra una gran variedad de definiciones de equidad, y metodologías e indicadores utilizados para su evaluación. En esta revisión bibliográfica se seleccionan algunas publicaciones consideradas adecuadas para mostrar los principales desarrollos a nivel metodológico y resultados empíricos encontrados (cuando corresponda) en este campo. Con este objetivo, se presenta un breve resumen de las publicaciones consideradas, ordenadas cronológicamente de acuerdo a su fecha de publicación, extendiéndose especialmente en la explicación de la metodología aplicada y sus principales conclusiones.

Musgrove, Philip. **La equidad del sistema de servicios de salud. Conceptos, indicadores e interpretación.** *Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana*, 1983, pg. 525-546.

El autor define los objetivos del sector salud como el mejoramiento de su equidad, eficacia y eficiencia, de acuerdo al Plan de Acción de la OPS. Enfatiza como función prioritaria la equidad (eliminar desigualdad en la provisión de servicios), y para su análisis propone indicadores centrados en la equidad en la entrega de servicios, sin considerar la forma de financiamiento. Los indicadores que propone para medir la equidad son probabilísticos, debido a la distribución aleatoria de la enfermedad entre la población.

²⁷ Ver OECD, Health Policy Studies N°7, 1995.

En primer lugar, al autor cuestiona la utilidad y validez de indicadores frecuentemente utilizados en la medición de equidad. Un indicador de oferta de servicios (recursos por persona) tiene la ventaja de ser sencillo de utilizar, con un resultado bastante intuitivo. Sin embargo, presenta deficiencias en cuanto a que supone que las necesidades son iguales entre grupos (igual riesgo de enfermarse), es aplicable a comparaciones geográficas, pero no fácilmente a otras clasificaciones, no considera la posibilidad de traslado de las personas, y no distingue entre los diferentes problemas de salud. Un indicador de utilización por habitante tiene la ventaja de que considera la demanda de servicios (evita el problema del anterior en que la oferta no necesariamente corresponde a la demanda), además de que discrimina mejor entre condiciones o servicios específicos. Sin embargo, esta medida no considera la demanda no atendida por falta de capacidad instalada (diferencia de recursos entre lugares geográficos).

El enfoque probabilístico que el autor desarrolla se basa en cuatro estados probables del individuo: se considera la probabilidad de estar enfermo (E), de ser tratado en el sistema de servicios de salud (T), de recuperarse con (C) o sin (R) tratamiento, y de gozar de salud, con respecto a la enfermedad particular (S). Además, es posible calcular las probabilidades condicionales relevantes entre ellas. Se entiende por equidad la igual probabilidad de una u otra condición entre todos los miembros de una población.

Para evaluar la equidad en el sistema se prestan como indicadores cinco probabilidades: a) de enfermarse, que tiene un enfoque preventivo de la equidad en salud —aunque la probabilidad de enfermarse también depende de factores ajenos al sistema—, ignorando lo que pasa una vez que la persona se enferma; b) de recibir tratamiento cuando se está enfermo; es la forma más sencilla, pero no considera los resultados del tratamiento; c) de curarse con tratamiento cuando se está enfermo, que considera los resultados, pero no toma en cuenta que los resultados dependen también de la condición general del paciente (y no del servicio prestado), ni considera a los enfermos no tratados;

d) de recuperarse con o sin tratamiento, que toma en cuenta a los enfermos no tratados, pero no considera que la recuperación de enfermos no tratados depende también del estado de salud de los individuos (y por lo tanto, que un servicio igual puede traer diferente resultado en el indicador); e) de gozar de buena salud, que involucra todos los aspectos de prevención, tratamiento y eficacia, pero no toma en cuenta las demás determinantes del estado de salud. La falta de información para el cálculo de estas probabilidades hace priorizar en la de enfermarse (como indicador de equidad, para análisis de riesgo y estimación de demanda), y de recibir tratamiento cuando se está enfermo, considerada la más valiosa para la medición de la equidad del sistema.

Los indicadores antes propuestos requieren una definición de criterios para la clasificación de grupos. Como el análisis que desarrolla es probabilístico, no se puede medir la desigualdad dentro de los grupos, por lo que es necesario que ellos sean lo más homogéneos posibles internamente (y lo más diferente posible entre ellos). Hay tres grandes dimensiones para la agrupación de la población, y cada una sirve para distintos propósitos. El criterio geográfico es frecuentemente utilizado en el área de la salud, debido a que la asignación de recursos financieros, humanos, etc. muchas veces depende del área geográfica. Este criterio sirve cuando hay concentración de una enfermedad en una área específica, o cuando no hay posibilidad de traslado, pero en otras circunstancias la desigualdad geográfica es una fracción pequeña de la total, además de que pueden existir desigualdades dentro de las mismas áreas. El criterio socioeconómico es apropiado cuando la probabilidad considerada dependa del poder de compra del individuo; esto puede ser más importante en algunos lugares que en otros, por lo que los dos criterios deben interactuar. Un problema para la aplicación del criterio socioeconómico es la dificultad en la recolección de datos. El criterio epidemiológico puede ser el más apropiado cuando se quiere saber si la atención médica se concentra donde más se necesita, aunque la equidad sigue consistiendo en que la probabilidad de tratamiento sea igual entre grupos (pero con este criterio se compara la probabilidad entre grupos de distinto riesgo).

Para medir el grado de desigualdad, hay que tomar en cuenta los tamaños de los grupos, es decir, ponderar las probabilidades resultantes para evitar una interpretación errónea. La forma que se plantea para analizar los datos es mediante una curva de Lorenz (si se quiere comparar $p(T/E)$ -estimada por T/E - se pone en el eje horizontal el % acumulado de enfermos (PAE) y en el vertical el % acumulado de tratados (PAT) -ordenados en orden ascendente de acuerdo a T/E - y se compara cuánto se aleja la curva resultante de la diagonal). Los índices agregados de desigualdad tienen la desventaja de perder información, pero sirven para comparar entre situaciones de desigualdad, cuál es la menos equitativa (cuando una curva domina a la otra está claro, pero no cuando se cruzan). Una alternativa es el índice de Gini (fracción del área bajo la diagonal y entre la diagonal y la curva de Lorenz; más cercano a cero indica menos desigualdad), aunque no indica entre qué grupos se produce la desigualdad, ya que se reduce la información a un sólo número. Si se tuvieran datos a distintos niveles de agregación, se podrían usar índices que diferenciaran entre desigualdad entre y dentro de los grupos, o estadísticas simples de dispersión.

Un punto importante a considerar para el análisis de la equidad, es que no siempre desigualdad implica inequidad (o no siempre es preocupante), sino que existen niveles mínimos (o máximos) razonables, sobre (o bajo) los cuales cualquier diferencia es inocua. Para comparar desigualdades de costos, es más relevante observar el gasto por enfermo en un grupo que el gasto por persona (ya que el segundo incluye la probabilidad de enfermarse). Hay que tener en cuenta en estas mediciones que algunas diferencias pueden deberse a diferencias en costos de las enfermedades de mayor incidencia en los distintos grupos; además de que un mayor gasto no siempre implica mejor servicio (los ricos gastan más porque pueden disminuir la incertidumbre, duplican tratamientos, etc.), sino que la desigualdad de gastos puede ser reflejo de desigualdad de ingresos con sector médico privado. Es razonable considerar un gasto mínimo razonable (desigualdades por sobre ese nivel no se consideran inequidades), teniendo en cuenta que los resultados van a

ser distintos si se considera el gasto por persona tratada o el gasto por enfermo. La desigualdad de gastos también se puede ver en una curva de Lorenz, tomando en cuenta además que los puntos bajo la diagonal indican desigualdad, pero sólo indican inequidad si están bajo el mínimo (otra recta más abajo, dependiendo del nivel considerado razonable). Existen también otros costos, como el tiempo y la distancia (lo que también se puede representar en curva de Lorenz) que también se deben considerar, especialmente si el costo lo paga la persona.

Wagstaff - Van Doorslaer. **On the measurement of horizontal inequity in the delivery of health care.** *Journal of Health Economics* N°10, 1991, pg. 169-205.

Los autores afirman que existe un grado importante de acuerdo sobre lo que se quiere medir al hablar de equidad en atención de salud –si las personas en igual necesidad son tratadas igual, independientemente de su ingreso–, pero no hay consenso sobre la metodología que se debe usar para hacerlo. En este estudio primero se revisan las metodologías previas más usadas: comparaciones entre grupos (Le Grand²⁸, Collins and Klein²⁹) o análisis de regresión (Puffer³⁰).

Le Grand (1978) analiza el sistema inglés (NHS) usando dos cálculos. En el primero, reporta los gastos para el NHS en cada persona enferma, para cada grupo socioeconómico (dividiendo el gasto total del grupo por el número de personas del grupo que reportan enfermedades crónicas o agudas). Compara el porcentaje que representa el

²⁸ LeGrand, J. **The distribution of public expenditure: The case of health care.** *Economica* 45, 1978, pg. 125-142.

²⁹ Collins, E. and Klein, K. **Equity in the NHS: self reported morbidity, access and primary care.** *British Medical Journal* 281, 1980, pg. 1111-1115.

³⁰ Puffer, F. **Access to primary care: A comparison of the U.S and U.K.** *Journal of Social Policy* 15, 1986, pg. 293-313.

gasto de cada grupo del total, con el porcentaje del número de enfermos, y en base a eso, dice que el sistema no era equitativo en la entrega de servicios de salud. Sin embargo, esta metodología tiene dos problemas: se concentra en comparar sólo las clases extremas y no toma en cuenta los tamaños relativos.

La comparación de los porcentajes de gasto y enfermos de los distintos grupos falla en considerar que sólo los enfermos consumen atenciones de salud, ya que en el caso de que esto no sea cierto (los interceptos sean distintos), el modelo verdadero va a ser lineal pero no proporcional. Al comparar los porcentajes, si los no enfermos también reciben atenciones de salud, el sistema va a resultar inequitativo aunque no lo sea (se van a sobreestimar las inequidades favoreciendo a los grupos más sanos). Esta comparación también falla en considerar que las personas que reportan enfermedades crónicas y graves están en la misma necesidad, y va a sesgar los resultados en la medida en que las personas con enfermedades crónicas y graves reciban atención (gasto) diferente, y la proporción de enfermos crónicos y agudos difiera entre grupos. Si se supone que los pobres en general tienen más enfermedades crónicas y agudas que los ricos, y que las enfermedades crónicas reciben más recursos que las agudas, a pesar de ser equitativo, la comparación de porcentajes va a decir que el sistema es inequitativo favoreciendo a los más ricos. Existe además otra razón para no tomar estos resultados como concluyentes, y es que las diferencias se pueden deber únicamente a distintos patrones demográficos de los grupos en cuestión. La forma de estandarizar que usa Le Grand equivale a decir que la salud depende de la edad e ingreso:

$$h_i = \theta_r + \mu_r \chi_i + e_{ri} \quad \text{si es rico} \quad \text{y}$$

$$\theta_p + \mu_p \chi_i + e_{pi} \quad \text{si es pobre}$$

Reemplaza estas ecuaciones en la ecuación estructural:

$$m_i = \alpha_r + \beta_r h_i + \mu_{ri} \quad \text{si es rico}$$

$$\alpha_p + \beta_p h_i + \mu_{pi} \quad \text{si es pobre}$$

Con lo que el gasto en salud queda dependiendo sólo de las variables demográficas. Los gastos medios estandarizados van a provenir de insertar el patrón demográfico promedio de la población (χ) en la ecuación reducida. Con esta forma de estandarizar, la comparación de porcentaje va a dar por resultado que el sistema no es equitativo en la entrega de atenciones de salud, a pesar de ser equitativo, siempre que los θ 's sean diferentes. Como generalmente a una misma edad la salud de los más ricos es mejor que la de los más pobres, este sesgo va a sobrestimar las inequidades que favorecen a los más ricos.

Para cuantificar la inequidad horizontal según el método de Le Grand, se ocupa un índice: $HI_{LG} = C_{exp} - C_{ill}$ (coeficiente de concentración de gastos menos coeficiente de concentración de enfermedad), que es el doble del área entre las curvas de concentración de gasto y enfermedad. Cuando el índice es positivo, hay inequidades que favorecen a los más ricos, y cuando es negativo, a los más pobres.

El método que ocupan Collins and Klein (1980) corrige el problema de Le Grand al considerar que sólo los enfermos consumen atenciones de salud, y que lo que reciben los enfermos crónicos es igual a lo que reciben los enfermos agudos. Para esto separan a la población en tres grupos: enfermos crónicos, graves y no enfermos, y comparan lo que recibe cada grupo socioeconómico en cada categoría de necesidad. El gasto esperado para los ricos de los distintos grupos sería: $\alpha_r + \beta_r$ para los enfermos crónicos, $\alpha_r + \tau_r$ para los agudos, y α_r para los no enfermos. El problema de este método es que, al comparar los gastos medios, el resultado puede ser igual a pesar de que el sistema sea inequitativo en la entrega de salud, ya que si los $(\alpha + \beta)$'s son iguales, implica que los α 's y β 's por separado lo sean. Otro problema es que la inequidad no es cuantificable bajo este esquema, por lo que no se pueden hacer comparaciones, y tampoco se puede saber si el sistema "en balance es equitativo" (si en una categoría es inequitativo favoreciendo a un grupo y en otra, a otro).

El análisis de regresión de Puffer (1986) estima los parámetros de una ecuación que relaciona m_i con una dummy que indica si la persona es rica y otra si es enferma (y un término interactivo de ambas), y luego testea la existencia de inequidad relacionada al ingreso (testeando los parámetros). En este análisis también se pueden poner dummies diferentes para cada categoría de enfermedad (y testear si reciben lo mismo para ver si hay que diferenciar o no), o para variables demográficas (que pueden interactuar también con las variables de ingreso), y también se puede testear la proporcionalidad (testeando los parámetros, ver si los no enfermos reciben atención de salud o no). Nuevamente un problema de este método es que la inequidad no se puede cuantificar, ni se puede saber si el sistema es “en balance” equitativo.

Dada la similitud entre los conceptos de inequidad en la entrega de servicios de salud y la discriminación en los mercados de trabajo, se pueden usar las técnicas para medir discriminación en la medición de la inequidad. Para eso se separan las diferencias en salario en una parte que corresponde a diferencias naturales (que en el caso de la salud corresponde al estado de la salud de los grupos y a las variables demográficas) y otra que se debe a discriminación. Para medir esto, se estiman las ecuaciones estructurales, y luego se descompone la diferencia de los gastos medios en la parte que corresponde a diferencias naturales y la que corresponde a diferencias por inequidad:

$$\begin{aligned} \text{Modelo estructural:} \quad m_i = & \quad \alpha_r + \beta_r h_i + \delta_r \chi_i + \mu_{ri} & \text{si es rico} \\ & \quad \alpha_p + \beta_p h_i + \delta_p \chi_i + \mu_{pi} & \text{si es pobre} \end{aligned}$$

Descomposición:

$$m_r - m_p = (\alpha_r - \alpha_p) + \beta_r (h_r - h_p) + h_p (\beta_r - \beta_p) + \delta_r (\chi_r - \chi_p) + \chi_p (\delta_r - \delta_p)$$

La suma del primer, tercer y quinto término de la descomposición corresponde a la parte de la diferencia en gasto en salud que se debe a inequidad. Un problema con este

modelo es que la descomposición anterior se basa implícitamente en la ecuación de utilización del grupo más rico en vez del más pobre, lo que da resultados arbitrariamente distintos, porque en un caso las diferencias en la pendiente se ponderan por h_p y χ_p , y en el otro por el de los ricos ("problema del número índice"). Otro problema es que se supone que la población se puede separar en dos grupos, cuando la línea que separa a los ricos de los pobres no es clara. Tampoco entrega una medida de la inequidad para comparar.

Un nuevo modelo planteado por los autores para medir la inequidad en la entrega de salud toma como base el modelo de Le Grand y el análisis de regresión. Se obtienen valores estandarizados (m^*) de insertar la distribución promedio de enfermedad (h) y edad (χ) en la ecuación estructural en vez de la reducida como en el caso de Le Grand:

$$m_r^* = \alpha_r + \beta_r h + \delta_r \chi \quad \text{si es rico}$$

$$m_p^* = \alpha_p + \beta_p h + \delta_p \chi \quad \text{si es pobre}$$

Con este método de estandarización, si no hay inequidad (α , β y δ 's son iguales) la proporción del gasto estandarizado de cada grupo del total va a corresponder a la proporción de la población de ese grupo del total (si esto no ocurre, significa que hay inequidad que favorece al grupo que tiene un porcentaje del gasto estandarizado mayor que su porcentaje de población). Con este método, las diferencias en la pendiente se ponderan por h y χ de la población, y no de uno u otro grupo como antes. Esto resuelve el "problema del número índice", ya que pondera las inequidades por la proporción de la población que las enfrenta (si los β 's son distintos, se pondera por h , la proporción de la población que es enferma). Este método daría resultados insesgados, y se le pueden agregar más variables demográficas, separar por distintos tipos de enfermedad, por más grupos socioeconómicos, etc. En un modelo de este tipo es indiferente si la estandarización se hace por el método directo o por análisis de regresión.

Expandiendo el análisis a más grupos socioeconómicos, se pueden usar las proporciones de gasto estandarizado de cada grupo para construir una curva de gasto estandarizado acumulado (si existen inequidades favoreciendo a los más ricos, la curva estará bajo la diagonal y viceversa). La inequidad se puede medir con el índice de concentración (HI_{WVP}), que mide la proporción que representa del área bajo la diagonal, el área entre ella y al curva. Su valor está entre -1 y 1, positivo cuando hay inequidades favoreciendo a los más ricos y negativo a los más pobres.

Los autores aplican esta metodología a Italia y Holanda. En ambos casos usan el ingreso antes de impuesto de la familia; los individuos se clasifican como enfermos si contestan que su salud está “no está bien”; el gasto en salud se estima usando el número de visitas a médicos generales (GP) y especialistas en los últimos tres meses y hospitalización en el año dividido por 4, ponderando todo esto por el costo medio de esas prestaciones en la atención pública (menos en las hospitalizaciones en Italia, que se multiplicaron por el costo medio en los hospitales non-profit contratados por el Estado). En Italia, el HI_{LG} sale positivo (inequidad favoreciendo a los más ricos), mientras que el HI_{WVP} sale negativo, lo que confirma que el método de Le Grand tiende a sobreestimar las inequidades favoreciendo a los más ricos. En Holanda también sale un HI_{LG} positivo y un HI_{WVP} negativo. Este último menos negativo que en Italia, porque la curva de concentración está bajo la diagonal en el primer tramo y sobre ella en el segundo.

Le Grand, J. **The distribution of health care revisited: A commentary on Wagstaff, van Doorslaer and Paci, and O'Donnell and Propper.** *Journal of Health Economics* N°10, 1991, pg. 239-245.

En primer lugar, el autor analiza las críticas que le hacen Wagstaff , Van Doorslaer y Paci (1991). No está de acuerdo con el problema de proporcionalidad que

ellos plantean, porque dice que si se usó el nivel de salud como indicador de necesidad, las personas que no están enfermas no deberían recibir atenciones de salud, por lo que dice que en la medida de que los sanos reciban atenciones de salud, y el porcentaje de sanos en el grupo de mayor ingreso sea mayor al de los de bajos ingresos, será verdad que el sistema es inequitativo a pesar de que enfermos y sanos reciban lo mismo en ambos grupos. Luego, a la crítica de que los enfermos crónicos y agudos no necesariamente van a necesitar y recibir igual atención de salud, él responde que en cualquier agregación va a existir ese problema, y además, que incluso separando entre categorías de enfermos se va a producir el mismo sesgo, porque tampoco todos los enfermos agudos necesitan el mismo cuidado de salud; para evitar este problema habría que desagregar al máximo (usando lo DRG's, por ejemplo), pero eso daría muchos índices distintos, y no serviría para ver si "en balance el sistema es equitativo". Respecto de las diferencias en factores demográficos, el autor desestima el sesgo encontrado por sus críticos, ya que él considera que lo importante son las diferencias en estado de salud (como indicador de necesidad). En cuanto al nuevo modelo que proponen, Le Grand dice que en su aplicación a los casos de Italia y Holanda no se resuelve el problema de la agregación; que los resultados dan diferentes sólo por el hecho de ocupar estandarización directa (y no por corregir por el problema de proporcionalidad); y tercero, que el análisis se hace por ingreso familiar, lo que ignora las diferencias de tamaño familiar entre grupos socioeconómicos y países. Respecto de la crítica de O'Donnell y Propper (1991), Le Grand no acepta el argumento de la proporcionalidad, sino que da importancia a la réplica de su metodología usando datos para 1985 en vez de 1972.

Wagstaff - Van Doorslaer. **Equity in the finance of health care: methods and findings.** Equity in the Finance and Delivery of Health Care, An International Perspective (Commission of the European Communities Health Services Research Series, N°8), 1993, pg. 20-48.

Equity in the finance of health care: some international comparisons. Journal of health economics N°11, 1992, pg. 361-388

Este estudio toma como punto de partida que existe consenso en considerar que la atención médica se debe financiar de acuerdo a la capacidad de pago y distribuir de acuerdo a las necesidades. El trabajo pone especial atención en examinar la progresividad del financiamiento de la atención de salud, es decir, en la equidad vertical de los sistemas.

Se consideran 10 países en el análisis: Dinamarca, Francia, Irlanda, Italia, Holanda, Portugal, España, Suiza, Reino Unido y USA. Se compara la forma como se recauda y el papel que cumplen las cuatro fuentes de financiamiento típicas: impuestos generales, contribuciones para seguridad social, seguros privados y pagos del bolsillo. Luego se comparan las mezclas de financiamiento (si son sistemas predominantemente públicos o privados, o una mezcla de ellos) de acuerdo a la proporción que ocupan del gasto total en salud las cuatro fuentes de financiamiento.

Para medir la equidad en el financiamiento de la atención de salud es necesario contar con índices de progresividad, que permitan comparar los diferentes sistemas entre países y las distintas fuentes de financiamiento. El índice de Kakwani se basa en ver cuánto se aleja de la proporcionalidad el sistema impositivo, y compara la curva de Lorenz antes de impuesto con la curva de concentración de impuestos, que relaciona el porcentaje acumulado de la población (ordenada de acuerdo a su ingreso) en el eje horizontal con el porcentaje acumulado correspondiente al pago de impuestos de cada grupo en el eje vertical. Si la curva de concentración de impuestos está a la derecha de la

de Lorenz, el sistema es progresivo (y viceversa). El índice que ocupa es la diferencia entre el índice de concentración de impuestos y el índice de Gini (pre-tax), está en el rango entre -2 ($C=-1$ y $G=1$) y 1 ($C=1$ y $G=0$) y corresponde al doble del área entre las dos curvas (negativo es regresivo, cero es proporcional y positivo es progresivo). El índice de Suit usa las curvas de concentración relativa, de ingreso antes de impuesto (porcentaje acumulado de ingreso antes de impuesto contra sí mismo, línea de 45°), y de impuestos (porcentaje acumulado de ingreso contra el porcentaje acumulado de pago de impuestos). Si la curva de concentración relativa de impuestos se encuentra a la derecha de la curva de ingresos, el sistema es progresivo, por lo que el grado de progresividad también se mide por la distancia entre las dos curvas. Se utiliza un índice de concentración relativa de pago de impuestos, que corresponde al doble del área entre las dos curvas (va de -1 a 1), para medir el grado de inequidad en el financiamiento de salud. Una diferencia importante entre estos dos índices es que el de Suits da mayor peso a las diferencias de proporcionalidad que ocurren en los grupos de ingreso más altos, ya que los grupos de ingreso más bajo acumulan un porcentaje menor de ingreso total, por lo que se ven menos representados en las curvas de concentración relativa y en el índice respectivo. Cuando hay más de un tipo de impuestos, se pueden calcular índices globales de Kakwani y Suit, ponderando los índices de cada impuesto por la proporción que ocupa de la recaudación total. Cuando el sistema es regresivo para un tramo y progresivo para otro, las curvas (en ambos casos) se cruzan, compensándose los dos efectos, por lo que los índices pueden ser cero (pueden diferir de signo entre ellos por la distinta ponderación que dan a los diferentes grupos de ingreso).

En este estudio, las contribuciones e impuestos no relacionados al ingreso se asignan de acuerdo a las proporciones de la recaudación que va a financiar la atención de salud. La incidencia de los impuestos y contribuciones se asume simple e igual para todos los países, para evitar confusiones en la interpretación de los resultados, porque en la práctica no están claras las elasticidades que determinan la incidencia de los distintos

pagos. Para medir el grado de progresividad en el financiamiento de los diferentes sistemas de salud, se usan datos a nivel de hogares, en ingreso antes de impuesto y pagos por cuidado de salud, divididos en las cuatro fuentes mencionadas antes. Los resultados empíricos muestran el grado de progresividad de los diferentes sistemas de financiamiento de los sistemas de salud: los impuestos directos, en los países en que parte de ellos va a salud, son progresivos, mientras que los indirectos en general son regresivos, salvo donde el VAT es mayor para los bienes de lujo, con lo que el sistema global de impuestos resulta proporcional o progresivo, pero menos que en el caso de los impuestos directos. El seguro social es regresivo en los tres países que basan su sistema en él (Francia, Holanda y España), debido a que los pagos son proporcionales al ingreso sólo sobre un determinado nivel; en los otros países es progresivo, menos en Suiza (proporcional) y USA (regresivo).

Para analizar el sistema de seguros privados, los autores separan a los países en tres grupos. En Dinamarca y Francia los seguros privados son para cubrirse de los copagos del sector público; el sistema es progresivo en Dinamarca pero regresivo en Francia. En Italia, Portugal y U.K. el seguro privado es complementario; en ellos el sistema es progresivo (el seguro privado es un bien de lujo). En Holanda, España, Suiza y USA el seguro privado es casi la única fuente de cobertura de quienes lo pagan (en Suiza casi todos tienen seguro privado); en todos ellos los signos de los índices son negativos. En Irlanda el seguro privado es para los más ricos (los 3 deciles más altos tienen el 66%), y el sistema es muy progresivo. Por último, los pagos del bolsillo son regresivos en todos los casos, menos en España.

El grado de progresividad global de los sistemas de salud se distribuye de acuerdo a sus características de financiamiento. Los dos sistemas de financiamiento predominantemente privados (USA y Suiza) son los más regresivos, porque los sistemas de seguro privado y pago del bolsillo son regresivos. Los siguientes sistemas más

regresivos son los de los países con modelo de seguro social (Francia, España y Holanda). Los sistemas de financiamiento de los otros países recaen principalmente en los impuestos generales (menos Italia, que es el más mixto, y su sistema es progresivo), y son los menos regresivos; incluso Reino Unido, Irlanda y Portugal son marginalmente progresivos.

Van Doorslaer - Wagstaff. **Equity in the delivery of health care: methods and findings.** Equity in the Finance and Delivery of Health Care, An International Perspective (Commission of the European Communities Health Services Research Series, N°8), 1993, pg. 49-87.

Equity in the delivery of health care: some international comparisons. *Journal of health economics* N°11, 1992, pg. 389-411.

El objetivo de este trabajo es establecer si las personas en igual necesidad son tratadas equitativamente (independiente de su nivel de ingreso) en los diferentes países (Dinamarca, Irlanda, Italia, Holanda, España, Suiza, U.K. y USA), y estudiar qué sistemas parecen favorecer la equidad en provisión de salud así entendida.

En primer lugar, parece razonable pensar que la inequidad dependiente del ingreso en la provisión de salud, va a ser mayor mientras más afecte el nivel de ingreso al comportamiento relacionado con la salud. Esto va a ser más importante mientras más altos sean los costos de acceder a los distintos sistemas de salud (monetarios, de transporte y tiempo); los costos de acceso van a variar de acuerdo al grado de cobertura de los seguros. La mayoría de los países del estudio tienen cobertura independiente del ingreso, menos Irlanda y Holanda, donde el seguro cubre menos a los más ricos, y USA, donde muchos pobres quedan sin cobertura. Hay otros costos que perjudican a los más

pobres por tener menos facilidades de transporte, de teléfono (para hacer cita por teléfono y no esperar en la consulta), de acceso al sector privado (menos colas), etc. Los costos de acceso afectan en forma distinta a las personas de distintos ingresos (experimento RAND). También va a haber diferencias en el trato si el pago a proveedores depende de si el paciente es público o privado.

La comparación de la cantidad media de atención recibida por los distintos grupos no dice mucho de la equidad del sistema, porque las necesidades varían entre ellos. Para medir la equidad hay que ver las diferencias en los tratamientos (en los distintos grupos), ajustados por diferencias en necesidades. Los autores proponen para testear la inequidad en la entrega de salud el modelo:

$$(1) \quad m_i = \begin{array}{ll} \alpha_p + \beta_p h_i + \mu_{pi} & \text{si es pobre} \\ \alpha_r + \beta_r h_i + \mu_{ri} & \text{si es rico} \end{array}$$

o lo que es lo mismo:

$$(2) \quad m_i = \pi_0 + \pi_1 \gamma_i + \pi_2 h_i + \pi_3 \gamma_i h_i + \mu_i$$

con: $\pi_0 = \alpha_p$, $\pi_1 = \alpha_r - \alpha_p$, $\pi_2 = \beta_p$, $\pi_3 = \beta_r - \beta_p$

En el modelo m_i corresponde a la salud total, h_i es una dummy con 1 cuando está enfermo, γ_i es una dummy con 1 cuando es rico, y se testea si la atención recibida ante una misma necesidad es la misma o no, es decir, si $\alpha_p = \alpha_r$ y $\beta_p = \beta_r$ o (testeando la segunda ecuación) si $\pi_1 = \pi_3 = 0$. Además se pueden agregar otras características (demográficas, por ejemplo) incorporando más dummies a las ecuaciones. Se utiliza un modelo en dos partes –para tomar en cuenta la gran proporción de personas sin atención de salud– considerando en una primera lo que determina que una persona busque atención, y en una segunda, la cantidad de atención que recibe dado que hizo el contacto. Para

probar la hipótesis conjunta de que $\pi_1 = \pi_3 = 0$ se realiza un test de razón de verosimilitud, que compara el coeficiente de verosimilitud del modelo completo (con interacciones con quintiles) con el modelo restringido, en que ni probabilidad ni gasto dependen del grupo de ingreso, tomando en cuenta que el log-likelihood del modelo en dos partes es la suma de los log-likelihood de cada parte individual.

El modelo antes planteado testea la existencia de inequidad, pero no la cuantifica, lo que impide comparar entre países o sistemas. Puede pasar que un sistema favorezca a los más pobres en algunas prestaciones, y a los ricos en otras, pero para ver si ese sistema es equitativo “en balance” hay que definir cuánta diferencia en un aspecto es suficiente para compensar el peor tratamiento en otro. Para cuantificar al grado de inequidad, se comparan los “gastos estandarizados” de cada grupo, que se pueden interpretar como lo que cada grupo recibiría si tuviera la distribución de edad y enfermedad de la población como un todo.

En el primer modelo quedarían:

$$(3) \quad m_r^* = a_r + b_r h \quad \text{si es rico}$$

$$(4) \quad m_p^* = a_p + b_p h \quad \text{si es pobre}$$

Los coeficientes a y b son los estimadores de α y β respectivamente en cada grupo, que se ponderan por el promedio de h_i de la población como un todo (h). Para los coeficientes de las variables demográficas utilizadas (edad y sexo) se aplica el mismo procedimiento, con lo que se obtienen los gastos estandarizados de cada grupo.

En un sistema equitativo se debe cumplir que $m_r^* = m_p^*$, es decir, $(3) - (4) = 0$. Esto puede darse con α y β distintos, pero que evaluados en el h de la población, resulten en m^* iguales. Es posible calcular los “gastos estandarizados” para todos los grupos de ingreso y compararlos, resultados que se visualizan en una curva de concentración de

gasto estandarizado (como Lorenz). En esta curva de concentración se ordena a la población de acuerdo a su nivel de ingreso (por quintiles en este caso), indicando en el eje horizontal el porcentaje acumulado de la población que representa cada grupo, y en el eje vertical, el porcentaje acumulado del gasto. La información de la curva de concentración se resume en el cálculo del índice de concentración (HI_{WVP}), que mide la diferencia entre el área bajo la diagonal y bajo la curva de concentración, como porcentaje del área bajo la diagonal. Un resultado positivo indica la existencia de desigualdad que favorece a los grupos de mayor ingreso, y uno negativo, indica desigualdad que favorece a los grupos de menores ingresos (puede que las curvas se crucen y el índice sea cero).

Para obtener estos índices se necesitan datos de la variable que se use para ordenar a los individuos (ingreso equivalente en este caso), de morbilidad (medida de “necesidad”) y utilización. Generalmente se usan encuestas de salud u otras más generales. La información de salud se clasifica en (Blaxter, 1989): i) modelo médico (desviaciones fisiológicas), ii) modelo funcional (si puede desarrollar tareas normales), iii) modelo subjetivo (en base a la percepción de la persona). La utilización se midió en base a gastos imputados, multiplicando el número de prestaciones por el costo medio de ellas (salvo en países en que la calidad del servicio público es muy distinta de la del privado), considerando consultas generales, de especialidad y atención en hospital. En el caso de la hospitalización, el costo medio se calcula dividiendo el costo total en hospital (incluyendo intervenciones quirúrgicas, exámenes, etc.) por el número de días cama en algunos países, o por el número de casos tratados en otros.

Los resultados empíricos se obtienen de testear (2) con cinco grupos distintos de ingreso, cinco grupos de edades y sexo (variables demográficas), tomando los indicadores de morbilidad por separado y combinados. Los índices de inequidad encontrados en casi todos los países de la muestra, excepto en los casos de Holanda, España y UK, muestran que existiría inequidad que favorece a los grupos de menor ingreso. Estos resultados no

son concluyentes, porque puede que existan inequidades entre los enfermos crónicos y los que se sienten enfermos. Se ha observado, además, que es más común que los pobres sufran más de una enfermedad grave o crónica que los ricos, de manera que se estarían sobreestimando las inequidades que afectan a los ricos, y subestimando las que afectan a los pobres (de hecho, los resultados de los tests cambian a medida que se les agrega más información de enfermedad).

Los resultados de los test, en el modelo de dos partes, muestran que el ingreso no afecta la decisión de buscar atención médica, pero sí afecta la cantidad de atención recibida en muchos de los países; es decir, los individuos que entran al sistema de salud no son tratados de igual forma, ante las mismas necesidades. En todos los países, menos Holanda y Suiza, existiría inequidad en la entrega de salud según el test de máxima verosimilitud para las dos partes del modelo (global); en Irlanda el LR es exactamente igual al valor crítico al 1%. En balance, según el índice HI_{WVP} , la inequidad favorece a los ricos en España, UK y USA -si se saca a los viejos, el índice muestra que en USA se favorece a los pobres-; en Alemania e Italia favorecería a los pobres. A pesar de que los resultados deben ser interpretados con cautela, de ellos se concluye que: 1) ante las mismas necesidades las personas no son tratadas igual en USA, y depende de si se considera a los mayores de 65 años o no, quien se ve favorecido; 2) al parecer existen inequidades que favorecen a los grupos de mayor ingreso en casi todos los países en que la cobertura pública es universal (especialmente en España y UK, debido a los altos gastos privados de los más ricos); 3) al parecer los países que no tienen cobertura universal no necesariamente son los menos equitativos.

Culyer - Wagstaff. **Equity and equality in health and health care.** *Journal of health economics* N°12, 1993, pg. 431-457.

Los autores sostienen que existe bastante consenso entre los países en considerar la equidad como un objetivo importante de los sistemas de salud, aunque la definición de equidad no es clara, por lo que examinan cuatro definiciones de equidad y la compatibilidad entre ellas. En primer lugar, examinan la definición de equidad como "igualdad en gasto per cápita", aceptando que esta definición no toma en cuenta las necesidades de las distintas personas. Luego examinan la definición de "distribución de acuerdo a las necesidades", aunque hay varias definiciones de "necesidades". Luego examinan la "igualdad de acceso", aunque también hay confusión en la definición de "accesibilidad". Por último, toman la definición de equidad como "igualdad de salud".

La distribución de acuerdo a las necesidades tiene dos versiones. La equidad horizontal se refiere a que las personas con igual necesidad deben ser tratadas igual, y la vertical, a que las personas con mayores necesidades deben ser tratadas más favorablemente que las demás. Se puede interpretar que hay necesidad cuando hay enfermedad (a pesar de que no tenga posibilidad de mejorarse), es decir, de acuerdo a la salud inicial (las personas con el mismo estado de salud se supone que tienen las mismas necesidades); cuando la persona tiene la capacidad de beneficiarse (diferenciando cuando se necesita de cuando se quiere algo), es decir, cuando la productividad marginal esperada de la atención de salud es positiva y no hay otra forma más barata o productiva de conseguir el objetivo. Se puede interpretar la necesidad como el gasto que la persona "debería" hacer para igualizar la salud (con esto se cuantifica la necesidad, pero introduciendo un elemento normativo al análisis); y la necesidad como el gasto que la persona tendría que hacer para eliminar su capacidad de beneficio (aumentar al máximo su salud). Las cuatro definiciones van a dar el mismo resultado en la asignación de recursos cuando el status inicial de las personas es el mismo, sus funciones de capacidad de beneficio tienen la

misma forma y el presupuesto que maximiza su estado de salud es el mismo, pero van a dar resultados diferentes si no se cumplen esas condiciones. Otro contexto en que se usa la palabra necesidad es en la definición de que la equidad se alcanza cuando se iguala la necesidad marginal alcanzada (necesidad se define en términos de capacidad de beneficiarse). La equidad se define como una asignación de recursos en que el beneficio del gasto marginal se iguala entre regiones, personas, etc. Este principio es el mejor desde el punto de vista de la eficiencia en la asignación de recursos (más que de equidad).

La noción de que el acceso a la atención de salud debe ser la misma para todos es muy popular, y también tiene las versiones horizontal y vertical. Se puede identificar acceso con utilización (con lo que equidad en acceso requiere igualdad de tratamiento ante una necesidad), pero algunos autores afirman que la utilización no refleja nada en cuanto a equidad; con los costos que se incurren en recibir atención médica (Le Grand, 1982) (igualdad en acceso requiere que todos enfrenten los mismos costos monetarios y en tiempo), aunque esto no necesariamente va a llevar a que dos personas con iguales características consuman lo mismo, depende de sus gustos; como el máximo consumo alcanzable por el individuo (Olsen and Rodgers, 1991)(si los costos son iguales pero las personas tienen niveles de ingreso distintos, es desigual); como la utilidad perdida por el consumo de atención médica, es decir, midiendo los costos en términos de utilidad en vez de monetariamente (para igualar el acceso es necesario reducir el precio pagado por las personas con Umg del ingreso mayor -los pobres- hasta que hasta que el producto del precio por la Umg del ingreso sea igual al mejor), aunque con esto no necesariamente se va a igualar el máximo consumo alcanzable; como el nivel de vida que permite el consumo de atención médica (aunque con esto, para asegurar igual acceso a un bien, habría que asegurar acceso en todos). Hay conflictos entre todas estas interpretaciones de "acceso", ya que una no necesariamente implica o requiere a las demás.

En general, salvo excepciones o casualidades, las diferentes definiciones de equidad van a dar resultados diferentes y no serán compatibles entre ellas, es decir, el logro de una de ellas no va a requerir ni implicar que se logren las otras. Debido al conflicto entre los distintos principios, los autores se preguntan cuál de ellos debería dominar sobre los otros. Mooney (1983) opta por una mezcla de igualdad de insumos e igualdad de acceso para necesidades iguales cuando “equality of marginal met need” no sea una alternativa práctica. Le Grand (1987, 1991) prefiere la concepción de equidad como igualdad de oportunidades de elección, pero dice que las elecciones de las personas no pueden influir en la forma como los atiende el sistema de salud (teniendo el mismo set de oportunidades, no es inequitativo que los que fuman se enfermen más que los que no hacen, pero deben ser tratados igual por el sistema al requerir atención médica). Los autores dicen que considerar que se requiere equidad en la salud no se debe tanto al comportamiento estocástico de ella, sino por consideraciones ético-filosóficas: la buena salud es necesaria para que los individuos se desarrollen como personas humanas, y todas las personas deben tener las mismas oportunidades para desarrollarse. Por esa razón, ellos consideran que la equidad en atención médica implica distribuirla para lograr una igualdad en la salud. En este contexto, el concepto de “necesidad” indica qué recursos se deben distribuir, pero no cómo distribuirlos. El concepto de “acceso” también es importante, porque no se puede obligar a las personas a consumir, pero no necesariamente se debe dar igual acceso a la atención médica, sino que en este contexto se deben manipular los sets de oportunidades de las personas, de manera de tratar de igualar la distribución de salud post-tratamiento. Aunque no se puede absolutizar este principio (se debe respetar libertad de las personas, etc.), los autores consideran que definir equidad como igualdad de salud tiene ventajas sustanciales sobre los otros principios planteados.

Gerdtham, Ulf-G. **Equity in Health Care Utilization: further tests based on hurdle models and swedish micro data.** *Health Economics*, Vol. 6, 1997, pg. 303-319.

El autor considera que el objetivo de equidad está muy arraigado en Suecia, en especial en el sector salud, y desarrolla un modelo para evaluar su cumplimiento. Estudios previos se han concentrado en la equidad horizontal, es decir, en testear si personas en igual necesidad de atención son tratadas igual, como es el caso del estudio de Wagstaff y vanDorslaer. A pesar de los importantes avances en la metodología, el autor afirma que en este último estudio quedan importantes preguntas por contestar: i) no es posible identificar en qué sector se producen las inequidades (médicos u hospitales); ii) no es posible identificar si las diferencias se deben al comportamiento de los individuos o del proveedor (por diferentes formas de pago por ejemplo); iii) no es posible identificar si las diferencias entre grupos de ingreso se deben a que el ingreso afecta la utilización, o existen otras variables omitidas que están correlacionadas con el ingreso y la utilización (como la información sobre salud, el lugar de residencia).

El objetivo de este estudio es testar la hipótesis nula de que no existe inequidad horizontal en la entrega de atención de salud en Suecia. En los modelos utilizados para testear esta hipótesis se utiliza como variable dependiente el número de visitas médicas y semanas de hospitalización en el último año. Como variables explicativas para medir necesidad, se utilizan dos variables dicómicas para diferenciar por estado de salud ("bad health" y "fair health"), dos variables para diferenciar enfermedades crónicas (limitativas y no limitativas), sexo y edad (tres dummies). Además se utilizan variables para diferenciar por factores socioeconómicos, cuatro dummies de ingreso del hogar (quintiles), tamaño de la familia, si trabaja tiempo completo o no, una dummy de satisfacción personal (según encuesta), años de educación formal, estado civil y tamaño de la ciudad (dos dummies).

Para capturar la característica de que los valores de la variable dependiente pueden ser sólo enteros no negativos, utiliza modelos de conteo de datos: el modelo de Poisson y Negbin (negative binomial model, menos restringido que el Poisson porque considera la sobre-dispersión de los datos). Para capturar la característica del proceso en dos partes de la utilización de atenciones de salud (una parte es la decisión de contacto con el sistema, y la otra de frecuencia de atenciones), utiliza modelos de Negbin hurdle, en que la probabilidad de tomar contacto se estima con un modelo en logit, y el número de prestaciones con un modelo Negbin truncado en cero.

De este estudio se desprenden importantes conclusiones. En primer lugar, se rechaza la hipótesis nula de no inequidad en la entrega de ambos tipos de prestaciones consideradas (visitas médicas y hospitalización). La decisión de contacto con un médico parece estar relacionada positivamente, pero a tasa decreciente con el ingreso, pero no la frecuencia de prestaciones. Para hospitalización, la probabilidad de tener una semana de hospitalización también se relaciona positivamente con el ingreso (más fuerte con los enfermos), pero la relación entre frecuencia e ingreso resulta negativa (especialmente con los sanos, aunque al eliminar los outliers desaparece el efecto). El tamaño de la familia se relaciona negativamente tanto en la probabilidad como en el número de visitas médicas (especialmente para los sanos), mientras que el estar empleado tiempo completo aumenta la probabilidad, pero no el número de visitas (especialmente para los sanos). Por último, el tamaño de la ciudad de residencia se relaciona positivamente con el número de visitas médicas, pero no con la probabilidad.