

## Capítulo 5

### ESTIMACIÓN EMPÍRICA Y RESULTADOS

En este capítulo se presentan los resultados de las estimaciones realizadas para calcular la disposición a pagar por reducciones en los niveles de contaminación de la Ciudad de México con la metodología de Gerking y Stanley (1986) y de Shechter (1991) descrita en el capítulo anterior. Como ya se explicó con anterioridad, la muestra usada fue de 500 trabajadores encuestados por la ENED.

#### 5.1 Estimación en dos etapas a través del modelo probit.

Con este método, usado por Gerking y Stanley (1986), se calcularon dos ecuaciones; la forma reducida de la variable endógena de stock de salud  $H_i$ , y la ecuación de las visitas al médico  $Med_i$ , las cuales son:

$$H_i = H(\text{sexo}_i, \text{ingreso}_i, \text{edad}_i, \text{educación}_i, \alpha_i) \quad (20)$$

$$Med_i = Med(\alpha_i, \text{edad}_i, \text{educación}_i, \text{sexo}_i, H_i) \quad (21)$$

Debido a que la variable dependiente de visitas médicas ( $Med_i$ ) y la variable salud ( $H_i$ ) son discretas, pues solo toman valores de cero o uno, se estimó un modelo probit para las ecuaciones (20) y (21)<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Hay que recordar que la variable de visitas al médico se construyó asignando el valor 1 a aquellas personas que reportaron haber ido al médico en el último mes. La variable de salud auto-reportada se convirtió en binaria al asignarle el valor de 1 a todas las personas que dijeron tener salud mala y salud muy mala.

Ya que la variable endógena de salud auto-reportada (pues el stock de salud es elección de cada individuo) se incluye en la ecuación (21) de cuidados médicos, se estimaron simultáneamente ambas ecuaciones. Esto es, la predicción de los valores ( $\hat{H}_i$ ) de salud auto-reportada se obtuvieron de su ecuación en forma reducida (20) y luego se sustituyeron en la ecuación (21).

Desde el punto de vista econométrico, el sistema de ecuaciones simultáneas descrito arriba no es típico debido a que las variables dependientes son discretas. Nelson y Olson demostraron que el procedimiento usado aquí, análogo a la estimación en dos etapas por mínimos cuadrados, produce estimaciones consistentes y asintóticamente normales. Los mismos autores concluyeron que, para una muestra pequeña, los errores estándar de los coeficientes estimados tienden a estar sesgados hacia arriba por lo que las pruebas de significación estadística son conservadoras (Gerking y Stanley, 1986).

Respecto al método econométrico descrito en párrafos anteriores, Maddala (1983) comenta que en un modelo de dos ecuaciones donde ambas variables dependientes son dicótomas se requiere que los errores sean independientes o si no, que al menos una variable en  $x_1$  no sea incluida en  $x_2$  para que los parámetros de las ecuaciones puedan estimarse. Si esto se cumple, se puede usar el método de estimación en dos etapas donde primero se obtiene la estimación probit de la primera ecuación y luego se sustituye la predicción  $\Phi(\gamma_1^{\wedge}, x_1)$  para  $y_1^*$  en la segunda ecuación<sup>2</sup>. La sustitución es válida y los estimadores resultantes son consistentes.

---

<sup>2</sup> El modelo No.6 de ecuaciones simultáneas presentado por Maddala (1983) es:

1)  $y_1^* = \gamma_1' x_1 - u_1$     2)  $y_2^* = \beta_2 y_1^{\wedge} + \gamma_2' x_2 - u_2$ . Donde  $y_1^{\wedge}$  es la predicción de  $y_1^*$ .

Al realizar las estimaciones, la decisión sobre cuales contaminantes incluir en cada regresión dependió de la correlación existente entre contaminantes para que no se presentara un problema serio de multicolinealidad en las regresiones y los resultados fueran más consistentes. La variable de monóxido de carbono no se incluyó en las mismas regresiones donde se encontraba el ozono debido a la alta correlación que hay entre ambas (-0.9356), solo se presenta con el término de interacción  $O_3*NO_2$ . Tampoco se incluyeron al mismo tiempo el  $NO_2$  y su interacción  $O_3*NO_2$ , ni el dióxido de sulfuro con su interacción  $O_3*SO_2$ . En la siguiente tabla se presentan las correlaciones entre contaminantes.

Tabla 5.1

Correlación entre contaminantes

	O3	NO2	SO2	CO	O3*SO2	O3*NO2
O3	1.0000					
NO2	-0.2544	1.0000				
SO2	0.0858	-0.0829	1.0000			
CO	-0.9356	0.2991	-0.2669	1.0000		
O3*SO2	0.2605	-0.1150	0.9826	-0.4252	1.0000	
O3*NO2	0.1361	0.9214	-0.0213	-0.0595	0.0151	1.0000

Fuente: Creación propia con base en los datos del SIMAT.

A continuación se presentan en la tabla 5.2 los resultados de las estimaciones de la ecuación (21) de cuidados médicos y en la tabla 5.3 las estimaciones de la ecuación de salud.

Tabla 5.2

Estimaciones probit de la ecuación de visitas médicas (Medi)

(Derivadas evaluadas en la media)

Variables	<i>Modelo</i> <i>1</i>	<i>Modelo</i> <i>3</i>	<i>Modelo</i> <i>4</i>	<i>Modelo</i> <i>5</i>	<i>Modelo</i> <i>6</i>	<i>Modelo</i> <i>7</i>	Modelo 8
<b>Constante</b>	-3.31769 *** (1.108631)	-2.615381*** (0.8687429)	-2.909457*** (1.032014)	-2.574669*** (0.8681622)	-3.490273 (0.5702159)	-2.387994*** (0.8209947)	<b>-2.423893***</b> <b>(0.8415818)</b>
<b>O3</b>	5.587551 ** (2.703439)	5.518558 ** (2.731674)	5.972352 ** (2.843193)	5.050736 * (2.835501)		5.73595** (2.715637)	<b>5.73595**</b> <b>(2.715637)</b>
SO2		0.8737583 (2.035847)	0.9233854 (2.011956)				
NO2			1.064649 (1.608933)				
O3*SO2				8.560724 (19.70241)			
O3*NO2				10.70626 (16.03762)	13.34689 (15.8851)		
CO					-0.047924 (0.0305363)		
Edad	0.0101537 (0.0092466)						
Edad^2	-0.0000315 (0.0000887)	0.0000584* 0.0000307					
<b>Edad51 &lt; 51 años (dummy)</b>			0.1820571*** (0.0601252)	0.1882115*** (0.0589896)	0.1920624*** (0.0587742)	0.1902245*** (0.0586121)	<b>0.1817458***</b> <b>(0.0590761)</b>
Edad*	0.0002576 (0.0003043)	-0.0000923 (0.0002633)	0.0000372 (0.0000947)				
Educación	0.0090304 (0.0144845)	0.0014534 (0.0131288)					
<b>Escuela 18 años (dummy)</b>			-0.241029** (0.0516219)	-0.2361827** (0.0545031)	-0.236473** (0.0546368)	-0.2356111** (0.0550819)	
<b>Sexo mujer (Dummy)</b>	0.1761811*** (0.0516009)	0.1755781*** 0.051857	0.1715157*** (0.050364)	0.1735126*** (0.0502402)	0.1777023*** (0.0498896)	0.1764536*** (0.0499212)	<b>0.1700035***</b> <b>(0.0510224)</b>
<b>H^ Estimada</b>	-1.150212* (0.6357415)	-1.105874* (0.6339598)	-0.8926713 (0.6002396)	-0.966805 (0.591285)	-1.046073* (0.5911845)	-0.9907224* (0.5884476)	<b>-0.9530733</b> <b>(0.6196045)</b>
<b>Wald Chi 2 (df)</b>	25.23*** (7)	25.08*** (7)	33.75 (8)	33.57*** (7)	31.94 (6)	32.35*** (5)	<b>26.76***</b> <b>(5)</b>
<b>Pseudo R2</b>	0.0419	0.0403	0.0541	0.0538	0.0514	0.0528	<b>0.0434</b>

Errores estándar robustos presentados entre paréntesis.  
Niveles de significancia \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

Tabla 5.3

Estimaciones probit de la ecuación de salud (H)

(Derivadas evaluadas en la media)

Variables	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>	<i>Modelo 3</i>	<i>Modelo 4</i>	<i>Modelo 5</i>	<i>Modelo 6</i>	Modelo 7
<b>Constante</b>	0.2894085 (2.384976)	1.443737 (1.930642)	1.877059 (1.747517)	1.983957 (1.787065)	0.9128856 (1.787029)	-1.670131 (4.045657)	<b>1.848232</b> <b>(1.737847)</b>
O3	-0.8293349 (1.217582)	-0.8833896 (1.237705)	-0.9180234 (1.343622)	-1.011908 (1.35706)		2.518105 (3.356554)	<b>-0.8124423</b> <b>(1.18811)</b>
SO2	0.7674476 (0.8948535)	0.7486766 (0.8906608)	0.5080524 (0.920336)				
NO2	0.0877098 (0.727133)	0.0097711 (0.7300854)					
O3*SO2				4.329771 (9.160468)			
O3*NO2			-0.0684397 (7.573341)		-0.6687076 (7.337702)		
CO					0.0027416 (0.0131834)		
<b>Edad</b>	0.0032195 (0.0045647)	0.0004632 (0.0005855)	0.0007589 (0.0006016)	0.0007585 (0.0006066)	0.0007625 (0.0006066)	0.0081425 (0.0081507)	<b>0.0007612</b> <b>(0.0006087)</b>
Edad^2	-0.0000154 (0.0000405)						
Edad*O3						-0.0746872 (0.0814914)	
Educación	0.0051332 (0.0072284)	-0.0029703 (.0019135)					
Edad*Educación	-0.0001787 (0.0001506)						
<b>Sexo mujer (Dummy)</b>	0.0362547** (0.0196666)	0.0383132** (0.0201902)	0.0401738** (0.0205605)	0.0401415** (0.0206023)	0.0404393** (0.0205776)	0.0411059** (0.020603)	<b>0.0405463**</b> <b>(0.0205392)</b>
<b>Log Ingreso Familiar</b>	-0.0210204* (0.0119286)	-0.0212537* (0.0122204)	-0.028308** (0.011709)	-0.028239** (0.0117173)	-0.027829** (0.0117113)	-0.0271582** (0.0118021)	<b>-0.0277505**</b> <b>(0.0117775)</b>
<b>Wald Chi 2 (df)</b>	22.70*** (9)	18.84*** (7)	18.14*** (6)	17.85*** (5)	14.14 (5)	16.24*** (5)	<b>15.13***</b> <b>(4)</b>
<b>Pseudo R2</b>	0.0913	0.0840	0.0761	0.0757	0.0727	0.0786	<b>0.0745</b>

Errores estándar robustos presentados entre paréntesis.

Niveles de significancia \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

Ya que las variables que componen  $\alpha_i$  están medidas como niveles de contaminación del aire en lugar de calidad del aire, como sugiere la teoría, los signos de

los coeficientes de  $\alpha_i$  son positivos para todas las variables de polución con excepción de la variable monóxido de carbono (CO), cuyo signo resultó negativo pero su coeficiente no es significativamente distinto de cero a los niveles convencionales.

En cinco de las regresiones estimadas para la ecuación Med el contaminante ozono ( $O_3$ ) resultó ser significativo al 5%, mientras que los otros contaminantes no resultaron ser significativos ni a un nivel de 10%. La razón probablemente se deba a los problemas que se presentaron en la construcción de las variables de polución del aire.

Adicionalmente, el valor de la derivada de  $O_3$  está entre 5.05 y 5.97<sup>3</sup>; es decir, el aumento en la probabilidad de ir al médico por incrementos en  $O_3$  no varía mucho en presencia de  $SO_2$ ,  $NO_2$  y sus interacciones, lo que indica que su efecto sobre Med es independiente de los niveles de otros contaminantes. El resultado tiende a corroborar que la exposición a altos niveles de  $O_3$  está relacionada con aumentos en las visitas al médico. Aunque los trabajos epidemiológicos han demostrado que el  $O_3$  provoca irritación de ojos y garganta, en este trabajo no se conoce la causa de las visitas al médico. Pero el hecho de que, estadísticamente, al aumentar los niveles del promedio máximo de ozono aumente la probabilidad de ir al médico permite concluir que posiblemente dichas visitas médicas están relacionadas con irritación sensorial.

Respecto al efecto de las variables sociodemográficas, el coeficiente de la EDAD es positivo ya que el proceso de envejecimiento reduce la eficiencia con la se produce el

---

<sup>3</sup> Debido a que la variable de  $O_3$  está medida en partículas por millón, el incremento del ozono en un millón de partículas aumenta la probabilidad de ir al médico entre 505% y 597%. Este resultado se debe a la escala de la variable  $O_3$ ; esto es, si el aumento se da en cien partes por millón entonces el aumento en la probabilidad será de entre 5.05% y 5.97%.

stock de salud y aumenta la demanda por cuidados médicos. En las primeras dos regresiones del modelo de visitas al médico se encontró que al aumentar un año en la edad, el aumento en la probabilidad de ir al doctor está entre 0.1% y 0.7% aproximadamente. También se analizó el efecto de la  $EDAD^2$  (edad al cuadrado) pues la teoría del capital de salud considera que en los primeros años la edad mejora la salud pero a partir de cierto umbral la salud empieza a disminuir con el incremento en la edad. Sin embargo, se encontró que dicha variable no explica la asistencia al médico.

Debido a que la derivada de la variable  $EDAD$  no resultó ser muy alta, se analizaron las edades de los individuos y se encontró que de las 116 personas mayores a 51 años de la encuesta el 39% reportó haber visitado al médico, en comparación con las personas menores de 51 años cuyo porcentaje de consultas médicas es de 25%. Se realizó una prueba t para saber si ambas medias son estadísticamente distintas una de otra. El estadístico t fue de 3.028 por lo que los resultados son que la media de 0.396 de las personas mayores de 51 años que visitaron al médico es mayor que la media de 0.252 del resto de las personas. Con esta evidencia estadística se decidió incluir, a través de una variable dummy, la edad de aquellas personas mayores a 51 años y se encontró que la probabilidad de asistir al médico aumenta aproximadamente en 18% cuando la edad de los individuos rebasa este umbral.

En cuanto al coeficiente de  $EDUCACION$ , se encontró que es positivo en las dos primeras regresiones. Pero este resultado es contrario a la teoría ya que Grossman (1972) argumenta que la gente con más educación demandará un mayor stock óptimo de salud y,

por otro lado, la demanda por cuidados médicos se reducirá. Debido a que la teoría sugiere que hay una conexión entre visitas al médico y educación, se revisaron los datos sobre años de escolaridad completados y se encontró que el promedio de visitas al doctor de aquellas personas que habían completado una carrera universitaria fue de 0.066, mientras que la gente con menos educación o con pos-grado fue al médico con un promedio de 0.292. La prueba de medias indica, con un estadístico t de -1.911, que las personas con carrera universitaria van menos al médico en promedio que el resto de las personas con mayor o menor educación. Esto se debe a que la relación entre educación y producción de salud no es lineal pues el capital humano decrece al pasar los años. Se incluyó una variable dummy de aquellas personas que habían completado la universidad (18 años de estudio) y el resultado fue que si los individuos tienen 18 años de educación la probabilidad de ir al médico disminuye aproximadamente en 23.5 % con un nivel de significancia de 10% en todas las regresiones<sup>4</sup>. Sin embargo, la variable de 18 años de educación no se incluyó en la última regresión porque dicha variable puede estar influenciada por algún dato extremo (outlayer) que hace que sea significativa. En el modelo 8 vemos que al aumentar los años de escolaridad las visitas al médico disminuyen en 0.13 %.

Para saber si al aumentar la educación y la edad al mismo tiempo disminuye la probabilidad de ir al médico, se agregó el término de interacción entre ambas variables pero su coeficiente no resultó significativamente distinto de cero por lo que se eliminó de las estimaciones. Además, el signo de la variable EDAD\*EDUCACIÓN resultó ser

---

<sup>4</sup> La ENED consideró que una carrera universitaria es equivalente a 18 años de estudio sin contar kinder o pre-primaria.



positivo en algunas regresiones y negativo en otras lo que indica que no es independiente de otras variables en el modelo.

Respecto a la variable SEXO, el promedio de visitas al médico en las 216 mujeres de la muestra es de 0.356 mientras que el promedio en los varones es de 0.232. Con un estadístico t de 3.063, el promedio de visitas al médico en las mujeres es mayor a la de los hombres. En todas las regresiones el signo de dicho coeficiente es positivo y significativo al 1% y la muestra que ser mujer aumenta la probabilidad de ir al médico en 17%. Este resultado puede ser ambiguo en el sentido de que las mujeres no necesariamente tienen un menor stock de salud que los hombres sino que al ir más al médico su salud es mejor lo que se ve reflejado en la mayor esperanza de vida que tienen las mujeres. Además, debido a que no se conoce el motivo de la asistencia médica probablemente algunas de las mujeres de la encuesta se encontraban embarazadas por lo que su asistencia al médico no se debe a una enfermedad.

Por último, considerando la manipulación usada para derivar la ecuación (21) de cuidados médicos, el signo de la variable  $H^*$  de salud estimada es negativo, pero solo es significativo en conjunto con las demás variables. En la estimación No.8 de Med se encontró que un aumento en la probabilidad de tener  $H=1$  (mala salud) disminuye la probabilidad de visitar al médico en 95%<sup>5</sup>. No hay que olvidar que la relación causal entre  $H$  y Med es inversa en las regresiones estimadas ya que la teoría dice que los

---

<sup>5</sup> La variable de salud auto-reportada fue convertida en dicótoma donde  $H = 1$  indica si la salud del individuo está por debajo del promedio (4, 5) y  $H = 0$  si su salud está en el promedio o por arriba de él (1, 2, 3). Esta transformación se hizo en base al trabajo de Léger (2001) pues encontró que el ozono afecta a aquellos individuos que tienen salud por debajo del promedio, lo que puede considerarse como un umbral de salud.

cuidados médicos son un insumo que influye en la producción de stock de salud de cada persona. Por lo tanto, si se reduce el consumo de cuidados médicos, manteniendo todas las demás variables constantes, se espera que la probabilidad de tener mala salud aumente.

La predicción del stock de salud  $H^*$  que se incluyó en las regresiones de visitas al médico Med se obtuvo de la regresión No.7 del modelo de salud en su forma reducida presentado en la tabla 5.3.

Al estimar H en forma reducida se incluyeron las variables que la teoría de la función de producción de salud sugiere, como se vio en el capítulo 3. Sin embargo, ninguna de las variables de contaminación resultó ser significativamente distinta de cero a un nivel de 10%. Se esperaba que las derivadas de todos los contaminantes fueran positivas ya que las investigaciones epidemiológicas han encontrado que un aumento en las concentraciones de polución en el aire disminuye la salud de las personas; sin embargo, el ozono ( $O_3$ ) presenta signo positivo.

Una posible explicación a este resultado es que, como se ha venido mencionando de manera repetida, la variable de salud auto-reportada es muy subjetiva y no considera todas las dimensiones del stock de salud de un individuo. Además, los niveles de polución no concuerdan exactamente con el día, o días previos, en que fue hecha la encuesta.

Respecto a la variable de ingreso, se encontró que el ingreso personal no es significativo para producir salud probablemente porque la gente sub-reportó su nivel de ingreso en la encuesta. Por esta razón, se construyó la variable de ingreso familiar que está compuesta por el ingreso de todos los habitantes del hogar. Esta variable muestra, con una significancia de 5%, que la probabilidad de tener mala salud disminuye en 2.27% al aumentar el logaritmo del ingreso familiar en una unidad<sup>6</sup>.

La teoría sugiere que al aumentar el salario de una persona mayor es el valor, para ese individuo, de cualquier incremento en su salud. Esto debido a que la salud determina las horas sanas que una persona puede dedicar a trabajar por lo que un aumento en el salario hace que la persona pierda beneficios monetarios (en comparación con su ingreso anterior) si se encuentra enfermo y decida buscar más cuidados médicos para aumentar su stock de salud (Grossman, 1972).

La variable de EDUCACIÓN fue excluida de casi todas las regresiones ya que está correlacionada positivamente (0.4867) con el nivel de ingreso; por ello al eliminarla el nivel de significancia del coeficiente del ingreso aumentó de 10% a 5%. Por su parte la EDAD tampoco presenta un coeficiente significativamente distinto de cero en las regresiones en la producción de salud probablemente por la mala especificación de H a través de la salud auto-reportada. Sin embargo, se decidió dejar a la variable de EDAD

---

<sup>6</sup> La variable de ingreso familiar resultó significativa solo si se encontraba expresada en forma de logaritmos. La razón es que aumentos en el ingreso, cuando éste ya es alto, no disminuye la probabilidad de tener mala salud en la misma magnitud que aumentos en el ingreso cuando el nivel es bajo. Esto se debe a que la utilidad marginal del dinero es mayor para aquellos individuos con un nivel más bajo de ingreso.

pues el estadístico Wald  $\chi^2$  es significativo al 1%, lo que indica que la EDAD si ayuda a explicar el modelo en conjunto con las demás variables.

En resumen, se decidió utilizar la ecuación No. 7 del modelo de salud en su forma reducida donde se incluye el sexo, la edad, el logaritmo del ingreso familiar y el nivel de ozono como variables explicativas del stock de salud  $H^7$ . Se incluyó la variable  $O_3$  en el modelo de salud porque la incidencia del ozono en Med también se da a través de su efecto en el stock de salud. Por lo tanto, de la ecuación No. 7 se obtuvo la predicción de probabilidad de H y se incluyó en las regresiones de la variable de visitas al médico Med.

Del modelo de visitas médicas Med, la ecuación No.7 resultó ser la que mejor bondad de ajuste presentó<sup>8</sup>. Sin embargo se utilizó la ecuación No.8 para calcular la DAP porque, como se comentó con anterioridad, los estudios econométricos no incluyen variables dummy puntuales como en el caso se la variable de 18 años de educación.

En cuanto a las condiciones descritas por Maddala (1983) para estimar en dos etapas la función de visitas médicas y la ecuación reducida de salud, se encontró que los errores  $u_1$  y  $u_2$  de las dos regresiones No.8 son estadísticamente iguales a cero, por lo tanto, son independientes<sup>9</sup>. Por otro lado, el logaritmo del ingreso familiar solo se incluyó en la ecuación de salud por lo que las variables explicativas ( $x_1$ ) del modelo de salud

---

<sup>7</sup> Se aplicó una prueba de bondad de ajuste al modelo con la variable ozono ( $O_3$ ) y sin ella. Se encontró que al incluirla el modelo esta mejor ajustado. El estadístico Pearson  $\chi^2$  (491) es de 493.83.

<sup>8</sup> Se aplicaron pruebas de bondad de ajuste a todas las ecuaciones. El estadístico Pearson  $\chi^2$  (490) es de 488.41, las otras ecuaciones rechazaron la hipótesis de buen ajuste del modelo.

<sup>9</sup> Se estimó un modelo biprobit que estimó los dos modelos No.7 y se encontró que los errores son independientes. Wald test of  $\rho=0$ :  $\chi^2(1) = .900221$  Prob >  $\chi^2 = 0.3427$

tienen una variable que no es incluida en las variables independientes del modelo de visitas médicas ( $x_2$ ). Entonces, dado que se cumplen las condiciones antes descritas, los estimadores resultantes del sistema de ecuaciones simultáneas son consistentes.

## 5.2 Estimaciones alternativas del modelo de salud

Como se comentó en el capítulo anterior, Shechter (1991) usa un método econométrico un poco distinto al utilizado por Gerking y Stanley (1986) para encontrar la DAP por una mejora en la calidad del aire. Ya que el enfoque de Shechter fue aplicado por Léger (2001) usando una variable de salud auto-reportada, se decidió hacer estimaciones con este enfoque y compararlas con los resultados presentados en la sección 5.1. Las variables usadas en las siguientes estimaciones son las mismas que se usaron en el enfoque anterior.

Si se cumple el Teorema de la función implícita, la expresión de donde es derivada la disposición a pagar

$$dB / d\alpha = H_{\alpha} * p_M / H_M \quad (14)$$

puede describirse como

$$(\delta M / \delta H) * (\delta H / \delta \alpha) * P_m. \quad (22)$$

De esta expresión, Shechter sugiere estimar la ecuación (21) de visitas médicas a través de un modelo logit con el propósito de encontrar el cambio en la probabilidad de que un individuo vaya al médico en el último mes ( $M = 1$ ), si su stock de salud decrece

( $H = 1$ ) ajustado por otras variables socio-económicas. Al estimar dicha función se encuentra la  $\delta M / \delta H$ .

Por otro lado, se estima un modelo logit para la función de salud  $H$  en su forma reducida (20) y para encontrar el cambio en probabilidad de que la salud sea mala ( $H = 1$ ), cuando se incrementan los niveles de contaminación ambiental  $\delta H / \delta \alpha$ , dadas las condiciones socio-económicas<sup>10</sup>.

$$Med_i = \Pr (M = 1 / H_i; X_i) \quad i = 0, 1 \quad (23)$$

$$H_i = \Pr (H = 1 / \alpha = \alpha_k; X_i) \quad k = 0, 1 \quad (24)$$

Donde  $k = 1$  son los niveles actuales de contaminación.

$k = 0$  son los niveles mejorados de contaminación.

Los resultados de las estimaciones se encuentran en las tablas 5.4 y 5.5. Las regresiones de la función reducida de  $H$  muestran que al aumentar los niveles de ingreso familiar, la probabilidad de tener salud mala disminuye en aproximadamente 1.93%. La

---

<sup>10</sup> Los niveles en que la contaminación se reduce son hipotéticos y los asigna el investigador para calcular la DAP individual por reducciones en la polución. Por lo general, las investigaciones calculan la DAP por reducir 10%, 20%, 30% y hasta 50% las emisiones de algunos contaminantes dependiendo de cuánto se requiere reducir la contaminación para llegar a la horma de salud de cada país.

magnitud de un aumento en el ingreso sobre la probabilidad de tener mala salud es muy aproximada a los resultados encontrados en el enfoque anterior.

La  $EDAD^2$  no resultó ser significativa para explicar la probabilidad de tener salud mala. Pero se dejó la variable de EDAD lineal en el modelo pues es significativa en conjunto con las otras variables. La interacción entre Edad y Educación muestra que un aumento en la edad y los años de escuela disminuyen la probabilidad de tener mala salud en aproximadamente 0.0067%. El signo negativo de esta variable de interacción probablemente se debe a que el efecto de la educación predomina al efecto de envejecimiento; esto es que la gente que se hace más vieja pero que al mismo tiempo tiene más educación convierte los insumos de salud más eficientemente por lo que tienen una menor probabilidad de tener salud mala en comparación con las personas que envejece y que tienen un menor capital humano (educación).

Respecto a los contaminantes, se encontró que sus coeficientes no son significativamente distintos de cero. Además, se esperaba que la variable de ozono tuviera signo positivo pues incrementos en sus niveles deberían aumentar la probabilidad de tener mala salud. Las estimaciones de los modelos de la función de salud presentan lo contrario. Una posible explicación puede ser, como ya se ha comentado con anterioridad, que la variable de salud auto-reportada no mide todos los aspectos del stock de salud de una persona y por lo tanto no refleja una disminución de la salud debido a síntomas y enfermedades causadas por la contaminación del aire.

Tabla 5.4

Estimaciones logit de la función de salud auto-reportada (H)

(derivadas calculadas en la media)

Variabes	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
<b>Constante</b>	0.0240111 (0.0720039)	2.914745 (3.69301)	3.224008 (3.535475)	4.185308 (3.388567)	2.013847 (3.958335)	2.871085 (3.446307)
<b>Edad</b>	0.0009606 (0.0029)	0.0007821 (0.00055)	0.0007829 (0.00055)		0.0007832 (0.00055)	0.0007808 (0.00055)
<b>Edad ^2</b>	-1.84e-06 (0.00003)					
<b>Edad51 &gt; a 51 años (Dummy)</b>				0.0180656 (0.02158)		
<b>Sexo mujer (Dummy)</b>	0.0345163* (0.01885)	0.0346302* (0.01881)	0.0349327* (0.01882)	0.035303* (0.01885)	0.0357244* (0.01855)	0.0355293* (0.0185)
<b>Edad*escuela</b>	-0.0000683* (0.00004)	-0.0000677** (0.00003)	-0.0000671** (0.00003)	-0.0000618* (0.00003)	-0.000065* (0.00003)	-0.0000642* (0.00003)
<b>Log Ingreso Familiar Anual</b>	-0.0193289* (0.01075)	-0.0193447* (0.01074)	-0.0193251* (0.01072)	-0.0218354** (0.01024)	-0.0194559* (0.01051)	-0.019328* (0.01072)
<b>O3</b>	-0.6331306 (1.20809)	-0.6359788 (1.20037)	-0.6665254 (1.40959)	-0.6279742 (1.24695)		-0.4954698 (1.07672)
<b>SO2</b>	0.4838346 (0.88092)	0.4822909 (0.8827)		0.477143 (0.8456)		
<b>NO2</b>	-0.0116548 (0.71105)	-0.0101393 (0.71071)				
<b>O3*SO2</b>			3.96891 (8.65726)			
<b>O3*NO2</b>			-1.139545 (7.11669)		-1.841359 (6.52858)	
<b>CO</b>					-0.0000665 (0.01143)	
<b>Wald Chi 2 (df)</b>	21.36*** (8)	20.94*** (7)	20.73*** (7)	18.77*** (6)	16.39** (6)	17.69*** (5)
<b>Pseudo R2</b>	0.0904	0.0904	0.0900	0.0843	0.0879	0.0886

Errores estándar robustos presentados entre paréntesis.

Niveles de significancia \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

Tabla 5.5

Estimaciones logit de la función de visitas al médico (Med).

(derivadas calculadas en la media)

Variabes	Modelo 1
<b>Constante</b>	-4.159734*** (1.365983)
<b>Edad51 &gt; a 51 años (Dummy)</b>	0.1516063*** (0.05502)



Sexo mujer (Dummy)	0.1183341***	(0.04158)
Escuela (años)	-0.0014308	(0.0049)
Log Ingreso Familiar Anual	0.051154**	(0.02584)
H (salud)	0.1690852*	(0.09811)
<b>Wald Chi 2 (df)</b>	24.21***	(5)
<b>Pseudo R2</b>	0.0402	

Errores estándar robustos presentados entre paréntesis.

Niveles de significancia \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

En la estimación de las visitas al médico, el signo de todos los coeficientes resultó correcto pero la variable de escolaridad es significativa solo en conjunto con las demás variables.

Cabe destacar que este enfoque no toma en cuenta la endogeneidad de la variable de salud (H) al estimar la función de visitas médicas. La estimación no se hace simultáneamente entre las dos funciones por lo que los estimadores no son consistentes. Sin embargo, este método ha sido usado en la literatura para calcular la DAP por mejoras en la polución ambiental y por ello se usa en esta investigación para realizar comparaciones con los resultados obtenidos del método de ecuaciones simultáneas. El propósito es comprobar, usando la misma muestra, si los resultados del segundo enfoque son sesgados o no.

En la siguiente sección se presenta los cálculos de la disposición a pagar por reducciones en la contaminación del aire en el Distrito Federal basados en las estimaciones presentadas en este capítulo.

### 5.3 Resultados de la DAP por reducciones en el ozono de la Ciudad de México.

Los cálculos de la DAP de cada individuo por reducciones en los niveles de ozono se basaron en las estimaciones de la regresión No. 8 presentada en la tabla 5.2 y en los resultados de las estimaciones de la regresión No. 7 de la tabla 5.3, y en el modelo 6 de la tabla 5.4 y la regresión de la tabla 5.5.

Como se mostró en el capítulo 4, la ecuación para calcular la disposición a pagar de un individuo por reducciones en la contaminación del aire es

$$dB / d\alpha = H_{\alpha} * p_M / H_M \quad (14)$$

De la estimación probit por dos etapas de la función de cuidados médicos, se obtuvo la derivada  $\delta Med / \delta \alpha$  que muestra el efecto de un cambio en la polución del aire sobre la probabilidad de ir al médico el último mes. La derivada  $\delta Med / \delta \alpha$  corresponde a la razón  $H_{\alpha} / H_M$ ; sin embargo, la relación estimada no es exacta ya que Med es una variable dummy que toma valores de 0 y 1 mientras que en el modelo teórico la variable M de cuidados médicos mide la cantidad de servicios médicos demandados (Gerking y Stanley, 1986). Además, ya que Med indica si un doctor fue visto en el último mes, la estimación de  $H_{\alpha} / H_M$  probablemente subestima el verdadero valor del parámetro ya que no toma en cuenta las visitas que usualmente se hacen al médico.

Como se mencionó en el capítulo anterior, el precio de los servicios médicos no toma en cuenta el costo de las consultas de todas aquellas personas que tienen un seguro

médico por lo que la DAP subestima el costo social de la contaminación del aire en la salud de las personas.

La Norma Oficial Mexicana de 1993 sobre salud ambiental señala que los niveles de ozono permitidos durante 8 horas deben ser máximo de 0.08 ppm. Este trabajo usó el promedio de los máximos diarios de ozono durante el periodo de noviembre de 2002 y abril de 2003 el cuál fue de 0.09918 ppm.

Tomando en cuenta esta aclaración, se presentan las DAP por reducciones en los niveles máximos promedio de ozono. La disposición a pagar mostrada fue calculada usando el cambio en la probabilidad de ir al médico cuando la media de la contaminación se reduce en 10%, 15%, 20% y hasta 50%. El resultado fue multiplicado por el precio total de las visitas al médico y la media de ese costo es la DAP presentada en la tabla 5.6. Por lo tanto, los resultados presentan lo que un individuo promedio estaría dispuesto a pagar por que se redujera la contaminación en un mes en la Ciudad de México.

Tabla 5.6

Disposición a pagar promedio por reducir los niveles de ozono  
en la Ciudad de México  
(pesos de 2002-2003)

<i>Reducción en el</i>	<i>DAP</i>	<i>DAP</i>	<i>DAP</i>	<i>Intervalo de confianza</i>
------------------------	------------	------------	------------	-------------------------------

<i>nivel de ozono</i>	<i>Media</i>	<i>Mínima</i>	<i>Máxima</i>	<i>95%</i>
10% (0.00991)	<b>\$6.56</b>	\$0.11	\$322.63	(4.71, 8.42)
15% (0.0148)	<b>\$9.85</b>	\$0.16	\$483.95	(7.07, 12.60)
20% (0.0198)	<b>\$13.13</b>	\$0.22	\$645.26	(9.43, 16.83)
50% (0.0495)	<b>\$32.83</b>	\$0.55	\$967.89	(23.60, 42.10)

Fuente: Creación propia a partir de la estimación del modelo de producción de salud con datos de la ENED 2002.

La DAP calculada con el método de Shechter, el cual no considera la endogeneidad de la variable de salud al realizar las estimaciones econométricas, se encontró que el monto que la gente estaría dispuesta a pagar por reducir los niveles de contaminación es negativo. Esto es, que en la estimación de la función reducida de salud un incremento en los niveles de ozono aumenta la probabilidad de tener buena salud.

El trabajo de Klepper, Kamlet y Frank (1992) dice que el error de medición de las variables de polución es clásico y solo provoca que la estimación del coeficiente de exposición a los contaminantes esté sesgado hacia cero. Pero que el error de medición en las otras variables explicativas puede ocasionar que las variables de contaminación parezcan tener efectos, positivos o negativos, en la salud o que dicho efecto esté en la dirección equivocada. Parece que este es el caso ya que, como se ha comentado con anterioridad, la variable de salud auto-reportada puede estar mal medida pues es muy subjetiva y no representa los múltiples aspectos del stock de salud. Por esta razón, las

estimaciones de la DAP por reducciones en el ozono a través del método de Shechter no se calculan en esta investigación<sup>11</sup>.

Aunque la norma de salud de 0.08ppm de ozono se aplique solo al promedio diario de concentraciones durante 8 horas, no se tiene otro punto de comparación para saber a que nivel debería reducirse el promedio máximo de ozono. Considerando esto, un individuo promedio de la muestra estaría dispuesto a pagar hasta \$13.13 pesos al mes por una reducción de 20% en el promedio de los máximos diarios del ozono por alcanzar la Norma Mexicana de Salud.

Extrapolar los resultados para encontrar una DAP por año es complicado debido a que se la muestra de contaminantes usada es de un periodo de seis meses y el comportamiento de las variables de contaminación no es igual durante todo el año debido a muchos factores exógenos que cambian a lo largo del año. Sin embargo, se puede obtener una aproximación burda de la DAP anual por reducciones en la contaminación del aire si se supone que los contaminantes y los individuos tienen un comportamiento similar todo el año; aquellos meses que no vayan al médico talvez se compensen con los meses que van más por las altas concentraciones de contaminantes en el aire. La DAP anual por reducir 20% el ozono sería en promedio de \$157.56 pesos por persona.

Hay que recordar que dicha DAP esta subestimada ya que las personas que cuentan con algún seguro médico no enfrentan todos los costos monetarios de

---

<sup>11</sup> En el Anexo 2 se pueden comparar las DAP de ambos métodos por reducciones en el nivel de dióxido de nitrógeno en la Ciudad de México. Las estimaciones son un poco distintas a las de este capítulo ya que se modificó la variable de salud auto-reportada H.

enfermarse. Para encontrar el costo social se requiere información sobre el precio de una consulta médica en el Distrito Federal.

No existe ningún estudio que haya estimado una función de producción de salud para encontrar la disposición a pagar de la gente por reducciones en el nivel de contaminación del aire para la Ciudad de México. Por esta razón, solo se podrán comparar los resultados aquí presentados con estudios realizados en México que usan un método distinto de estimación al que se mostró en esta investigación.

Los estudios que se basan en el costo de la enfermedad consideran que el costo por tratamiento de enfermedades respiratorias agudas es de \$2 500 dólares por caso. Y el monto del salario que se pierde al año por enfermarse es de \$1 000 dólares por caso (McKinley, 2003). Con base en estos datos, algunos estudios han estimado que el costo social de las enfermedades respiratorias agudas es de 72 millones de dólares al año en la Ciudad de México cuando se incrementa en 10% las partículas contaminantes  $PM_{10}$  (Villanueva, 2004).

El valor antes descrito resulta ser mucho mayor que la DAP estimada en este trabajo ya que ésta no incluye los costos sociales de las visitas médicas. Además, no se conoce el motivo exacto de la visita al médico por lo que no sabemos que porcentaje de la muestra presentó enfermedades respiratorias agudas lo que hace difícil la comparación entre resultados. Por otro lado, al calcular el precio total de la visita al médico se consideró que el tiempo promedio que un individuo pierde por ir al doctor es

aproximadamente de 2 horas. Sin embargo, no se sabe si al asistir al médico la persona pierde todo el día de trabajo por lo que su costo de oportunidad sería mucho mayor al estimado.

Para saber si la DAP por reducciones en el nivel de ozono que se estimó en esta investigación es un monto muy bajo o muy alto se puede comparar con los resultados de otros estudios que usaron el mismo método de función de producción de salud para valorar la morbilidad.

Los resultados que obtuvieron los dos principales estudios en que se basó esta investigación serán la base para comparar la disposición a pagar. El trabajo de Gerking y Stanley (1986) encontró que en promedio la DAP por una reducción de 20% en los niveles de ozono es de \$10.51 pesos al año. Léger (2001) estimó que por una reducción de 50% en el nivel de ozono la DAP es de \$5.89 pesos al año<sup>12</sup>. En la Ciudad de México, la DAP por una reducción de 20% en el ozono es de \$157.56 y por una reducción de 50% es de \$393.96 pesos de 2002, estas cifras son mucho mayores a la encontradas en los estudios anteriores lo que es lógico si consideramos que el nivel promedio de ozono es bajo en dichos estudios en comparación con los niveles de la Ciudad de México<sup>13</sup>. En la

---

<sup>12</sup> Los valores originales de las DAP son para Gerking y Stanley (1986) \$4.84 dólares de 1979, y para Léger (2001) son \$0.782 dólares canadienses de 2001. La primera cifra fue convertida a dólares de 2002 utilizando las tasas de inflación de Estados Unidos y luego fue convertida a pesos de 2002 usando un tipo de cambio de \$10.36. La DAP de Canadá fue convertida a pesos del 2001 y luego se convirtió a pesos del 2002 usando la inflación mexicana debido a la falta de datos sobre la inflación de Canadá

<sup>13</sup> En el primer trabajo el nivel de ozono promedio es de 0.019 ppm, en el segundo estudio el autor solo comenta que los niveles de ozono son muy bajos. En este estudio el promedio de ozono es de 0.991ppm. en el Distrito Federal.

tabla 5.7 se resumen las DAP calculadas en varios estudios que usaron la teoría de la producción de salud para estimarlas.

Tabla 5.7

DAP en otros estudios económicos

AUTOR	LUGAR	DAP	DAP en pesos de 2002	VARIABLE MEDIDA
Cropper (1981)	EUA	7.20 dólares al año (1976)	\$30.82 al año	Reducción 10% en SO <sub>2</sub>
Léger (2001)	Montreal, Canadá	0.782 dólares al año (2001)	\$5.89 al año	Reducción de 50% en O <sub>3</sub>
Gerking y Stanley (1986)	Saint Louis, Missouri	2.42 dólares al año (1979)	\$5.25 al año	Reducción de 10% en O <sub>3</sub>
Gerking y Stanley (1986b)	Saint Louis, Missouri	\$18.45 a \$24.48 dólares por año (1979)	\$40.08 a \$53.18 al año	Reducción de 30% en O <sub>3</sub>
Gerking y Stanley (1986)	Saint Louis, Missouri	\$4.84 dólares por año (1979)	\$10.51 al año	Reducción de 20% en O <sub>3</sub>
Dickie y Gerking (1991)	Los Ángeles California	\$113.15 dólares al año (1985)	\$781.10 al año	Reducción en concentraciones máximas diarias de O <sub>3</sub>

Fuente: Recopilación propia de los trabajos mencionados en la tabla.