
Uno de cada tres:

*Estadounidenses
menores de 65 años
sin seguro de salud
durante el período
2002-2003*

Un informe de
Families USA

Junio 2004

**Uno de cada tres: Estadounidenses menores de 65 años
sin seguro de salud durante el período 2002-2003**

Publicación de Families USA 04-104
© 2004 by Families USA Foundation

Families USA

1334 G Street, NW
Washington, DC 20005
Teléfono: (202) 628-3030
Fax: (202) 347-2417
Correo electrónico: info@familiesusa.org

Esta publicación se encuentra disponible en www.familiesusa.org

Este informe contó con el generoso apoyo de:

The Open Society Institute
The W.K. Kellogg Foundation

INTRODUCCIÓN

Cada año, la Oficina de Censos de los Estados Unidos—en su Encuesta de la Población Actual (CPS)—informa respecto al número de personas sin seguro. La finalidad de este número ampliamente citado es presentar una estimación del número de personas que no contaron con ningún tipo de seguro de salud durante todo el año calendario anterior. En septiembre de 2003, el informe CPS estimó que había 43.6 millones de personas sin seguro en los Estados Unidos en el año 2002. Este número representa un incremento con respecto al número del año 2001, aumentando del 14.6% al 15.2%, ó 2.4 millones de personas—el incremento más alto en una década.

Sin embargo, existen muchas personas que cuentan con seguro durante una parte del año, pero no durante la totalidad del año. El número ampliamente citado de la Oficina de Censos no considera a estas personas, pero estas personas pueden estar profundamente afectadas por su estado de no contar con seguro en términos de su bienestar tanto emocional como económico. Para comprender completamente el alcance del problema y saber el número de estadounidenses directamente afectados por la carencia de seguro de salud, necesitamos ampliar nuestra visión e incluir también a los que no cuentan con seguro durante una parte del año.

El presente informe examina el número de personas menores de 65 años que no contaron con seguro de salud durante la totalidad o parte de los años 2002 y 2003. Las conclusiones se basan exclusivamente en las proyecciones de datos tomados de la CPS más reciente así como de la Encuesta de Ingresos y Participación en Programas (SIPP) de la Oficina de Censos.

Sobre la base de dicho análisis, **aproximadamente 81.8 millones de personas, una de cada tres personas (32.2%) menores de 65 años, no contaron con seguro de salud** durante la totalidad o parte del período 2002–2003. De los 81.8 millones de individuos sin seguro, **dos tercios (65.3%) no contaron con seguro durante seis meses o más.**

Tabla 1

Personas menores de 65 años sin seguro de salud durante el período 2002-2003, por estado

Estado	Número total sin seguro	Porcentaje de la población no anciana
Alabama	1,167,000	30.3%
Alaska	208,000	35.0%
Arizona	1,707,000	35.7%
Arkansas	801,000	34.4%
California	11,945,000	37.1%
Colorado	1,309,000	32.1%
Connecticut	767,000	26.5%
Delaware	185,000	26.2%
Distrito de Columbia	163,000	32.1%
Florida	4,793,000	34.6%
Georgia	2,499,000	32.2%
Hawái	346,000	32.2%
Idaho	395,000	33.8%
Illinois	3,492,000	31.5%
Indiana	1,534,000	28.5%
Iowa	637,000	25.2%
Kansas	624,000	26.4%
Kentucky	1,059,000	29.9%
Louisiana	1,426,000	36.2%
Maine	290,000	26.9%
Maryland	1,354,000	27.8%
Massachusetts	1,443,000	25.6%
Michigan	2,538,000	28.7%
Minnesota	1,020,000	22.4%
Mississippi	875,000	35.1%
Missouri	1,354,000	27.4%
Montana	246,000	31.4%
Nebraska	400,000	26.6%
Nevada	700,000	36.8%
Nuevo Hampshire	259,000	23.0%
Nueva Jersey	2,199,000	29.3%
Nuevo México	685,000	42.4%
Nueva York	5,646,000	33.4%
Carolina del Norte	2,439,000	33.7%
Dakota del Norte	144,000	26.3%
Ohio	2,755,000	27.8%
Oklahoma	1,066,000	35.0%
Oregón	968,000	30.7%
Pennsylvania	2,804,000	27.0%
Rhode Island	249,000	27.2%
Carolina del Sur	1,055,000	30.3%
Dakota del Sur	180,000	27.4%
Tennessee	1,447,000	28.4%
Texas	8,536,000	43.4%
Utah	651,000	30.1%
Vermont	136,000	24.9%
Virginia	1,836,000	28.7%
Washington	1,639,000	30.0%
Virginia del Oeste	465,000	31.7%
Wisconsin	1,253,000	25.7%
Wyoming	143,000	32.7%
Estados Unidos*	81,834,000	32.2%

* No se puede efectuar la suma debido al redondeo de las cifras.

Fuente: Las estimaciones se basan en los datos más recientes de la CPS y la SIPP de la Oficina de Censos.

CONCLUSIONES CLAVE

El número de personas sin seguro durante el período 2002-2003

- Una de cada tres personas menores de 65 años en los Estados Unidos se quedó sin seguro de salud durante la totalidad o parte del período bianual 2002-2003 (aproximadamente 81.8 millones de personas sin seguro—32.2% de los menores de 65 años). (Ver la Tabla 1)
- En 14 estados (incluyendo los cuatro estados más populosos del país), *más de una de cada tres* personas menores de 65 años no contaron con seguro de salud durante la totalidad o parte del período 2002-2003. Los referidos estados fueron: Texas (43.4% del total de la población menor de 65 años no contaron con seguro), Nuevo México (42.4%), California (37.1%), Nevada (36.8%), Louisiana (36.2%), Arizona (35.7%), Mississippi (35.1%), Oklahoma (35.0%), Alaska (35.0%), Florida (34.6%), Arkansas (34.4%), Idaho (33.8%), Carolina del Norte (33.7%) y Nueva York (33.4%). (Ver la Tabla 1)
- Los 10 estados con el mayor *número* de personas sin seguro fueron: California (11.9 millones), Texas (8.5 millones), Nueva York (5.6 millones), Florida (4.8 millones), Illinois (3.5 millones), Pennsylvania (2.8 millones), Ohio (2.8 millones), Michigan (2.5 millones), Georgia (2.5 millones), Carolina del Norte (2.4 millones). (Ver la Tabla 1)

Número de meses sin seguro

- Dos tercios (65.3%) de los 81.8 millones de personas sin seguro no contaron con cobertura de seguro de salud por seis meses o más durante el período 2002-2003. Más de la mitad (50.6%) de dichas personas no tuvieron cobertura de salud durante nueve meses o más. (Ver la Tabla 2)

Tabla 2

Duración del período sin seguro de salud de las personas sin seguro menores de 65 años de edad, 2002-2003

Meses sin seguro	Número sin seguro	Como un porcentaje de todos sin seguro
1-2 Meses	5,793,000	7.1%
3-5 Meses	22,611,000	27.6%
6-8 Meses	12,057,000	14.7%
9-12 Meses	9,633,000	11.8%
13-23 Meses	18,065,000	22.1%
24 Meses	13,676,000	16.7%
Total*	81,834,000	100.0%

*No se puede efectuar la suma debido al redondeo de las cifras.

Fuente: Las estimaciones se basan en los datos más recientes de la CPS y la SIPP de la Oficina de Censos.

Tabla 3

Personas menores de 65 años sin seguro por más de seis meses durante el período 2002-2003

Estado	Sin seguro durante 2002-2003	Sin seguro por 6+ meses	
	Número	Número	Porcentaje
Alabama	1,167,000	741,000	63.5%
Alaska	208,000	136,000	65.4%
Arizona	1,707,000	1,163,000	68.1%
Arkansas	801,000	518,000	64.7%
California	11,945,000	8,171,000	68.4%
Colorado	1,309,000	864,000	66.0%
Connecticut	767,000	471,000	61.4%
Delaware	185,000	112,000	60.7%
Distrito de Columbia	163,000	102,000	62.6%
Florida	4,793,000	3,265,000	68.1%
Georgia	2,499,000	1,612,000	64.5%
Hawaii	346,000	202,000	58.4%
Idaho	395,000	262,000	66.4%
Illinois	3,492,000	2,236,000	64.0%
Indiana	1,534,000	962,000	62.7%
Iowa	637,000	378,000	59.3%
Kansas	624,000	380,000	60.8%
Kentucky	1,059,000	671,000	63.3%
Louisiana	1,426,000	950,000	66.6%
Maine	290,000	178,000	61.5%
Maryland	1,354,000	870,000	64.3%
Massachusetts	1,443,000	848,000	58.8%
Michigan	2,538,000	1,510,000	59.5%
Minnesota	1,020,000	582,000	57.1%
Mississippi	875,000	565,000	64.6%
Missouri	1,354,000	819,000	60.5%
Montana	246,000	158,000	64.4%
Nebraska	400,000	239,000	59.9%
Nevada	700,000	493,000	70.4%
Nuevo Hampshire	259,000	154,000	59.5%
Nueva Jersey	2,199,000	1,404,000	63.8%
Nuevo México	685,000	478,000	69.7%
Nueva York	5,646,000	3,689,000	65.3%
Carolina del Norte	2,439,000	1,601,000	65.6%
Dakota del Norte	144,000	88,000	60.9%
Ohio	2,755,000	1,679,000	61.0%
Oklahoma	1,066,000	697,000	65.4%
Oregón	968,000	631,000	65.2%
Pennsylvania	2,804,000	1,745,000	62.2%
Rhode Island	249,000	149,000	59.8%
Carolina del Sur	1,055,000	646,000	61.2%
Dakota del Sur	180,000	107,000	59.4%
Tennessee	1,447,000	851,000	58.8%
Texas	8,536,000	6,263,000	73.4%
Utah	651,000	397,000	61.1%
Vermont	136,000	79,000	58.4%
Virginia	1,836,000	1,167,000	63.5%
Washington	1,639,000	1,039,000	63.4%
Virginia del Oeste	465,000	301,000	64.6%
Wisconsin	1,253,000	742,000	59.2%
Wyoming	143,000	94,000	65.8%
Estados Unidos*	81,834,000	53,460,000	65.3%

* No se puede efectuar la suma debido al redondeo de las cifras.

Fuente: Las estimaciones se basan en los datos más recientes de la CPS y la SIPP de la Oficina de Censos.

- Del total de las personas menores de 65 años sin seguro, el 16.7% no contaron con seguro durante la totalidad de los 24 meses de 2002-2003; el 22.1% se quedaron sin seguro entre 13 y 23 meses; 11.8%, entre 9 y 12 meses; 14.7%, entre 6 y 8 meses; y 27.6%, entre 3 y 5 meses. Sólo el 7.1% de todas las personas sin seguro no contaron con seguro por 2 meses o menos. (Ver las Tablas 2 y 3)

Estado de empleo e ingresos de las personas sin seguro

- Más de cuatro de cada cinco individuos (84.5%) que no contaron con seguro de salud durante el período 2002-2003 tuvieron una conexión con la fuerza laboral en diciembre de 2003; 78.8% tuvieron empleo, y 5.7% estaban activamente buscando empleo. (Ver la Tabla 4)

Tabla 4

Personas menores de 65 años sin seguro de salud durante el período 2002-2003, según el estado de empleo*

Estado de empleo al final del período	Número sin seguro	Como un porcentaje de todos sin seguro
Empleado (tiempo completo o parcial)	64,493,000	78.81%
Desempleado (buscando empleo)	4,696,000	5.74%
No forman parte de la fuerza laboral	12,645,000	15.45%
Total	81,834,000	100.00%

* Para los adultos (18 a 64 años), el estado de empleo refleja el estado de empleo del individuo. Para los niños (menores de 18 años), si uno de los padres está empleado, se cuenta al niño como "empleado" o como miembro de una familia con empleo. Ver el apéndice técnico para obtener detalles sobre la metodología.

Fuente: Las estimaciones se basan en los datos más recientes de la CPS y la SIPP de la Oficina de Censos.

- De las personas que no contaron con seguro durante el período 2002-2003, sólo el 15.5% (de los adultos sin seguro y los padres de niños sin seguro) no formaban parte de la fuerza laboral debido a que tenían un impedimento, sufrían de una enfermedad crónica, eran cuidadores familiares, o no estaban buscando empleo por otras razones. (Ver la Tabla 4)
- Casi dos tercios (60.9%) de las personas de familias con ingresos del orden de o por debajo del 100% del nivel de pobreza federal (\$18,660 al año para una familia de cuatro miembros en 2003) no contaron con seguro. (Ver la Tabla 5)
- Más de la mitad (53.5%) de los individuos de familias con ingresos entre el 100% y 200% del nivel de pobreza federal (hasta \$37,820 al año para una familia de cuatro miembros en 2003) no contaron con seguro. (Ver la Tabla 5)

- La probabilidad de no contar con seguro disminuye considerablemente a medida que aumenta el ingreso. Sin embargo, una cuarta parte (25.2%) de las personas trabajadores y sus familias con ingresos entre el 300% y el 400% del nivel de pobreza federal (entre \$55,980 y \$74,640 al año para una familia de cuatro miembros en 2003) no contaron con seguro. Para las personas con ingresos cuatro veces o más del nivel de pobreza, la tasa de personas sin seguro es del 13.7%. (Ver la Tabla 5)

Tabla 5

Personas menores de 65 años sin seguro de salud durante el período 2002-2003, según el nivel de ingresos

Ingreso familiar en relación con el nivel de pobreza	Número sin seguro	Como porcentaje del grupo de ingresos sin seguro
<= 100%	20,681,000	60.9%
101-199%	23,065,000	53.5%
200-299%	15,512,000	36.7%
300-399%	9,104,000	25.2%
400%+	13,474,000	13.7%
Total*	81,834,000	

* No se puede efectuar la suma debido al redondeo de las cifras.

Fuente: Las estimaciones se basan en los datos más recientes de la CPS y la SIPP de la Oficina de Censos.

Los hispanos y africano-americanos sin seguro

- Los hispanos y africano-americanos tuvieron muchas más probabilidades que la población blanca no hispana de quedarse sin seguro: el 59.5% de los hispanos y el 42.9% de los africano-americanos no contaron con seguro, en comparación con el 23.5% de la población blanca no hispana. (Ver Tabla 6)

Tabla 6

Personas menores de 65 años sin seguro de salud durante el período 2002-2003, según la edad

Edad	Número sin seguro	Porcentaje de del grupo de edad sin seguro	Como porcentaje de todos sin seguro
0-17 años	27,030,000	36.7%	33.0%
18-24 años	13,931,000	50.3%	17.0%
25-44 años	27,667,000	32.9%	33.8%
45-54 años	8,407,000	20.7%	10.3%
55-64 años	4,799,000	17.3%	5.9%
Total	81,834,000		100.0%

Fuente: Las estimaciones se basan en los datos más recientes de la CPS y la SIPP de la Oficina de Censos.

- Sin embargo, los blancos no hispanos conforman la categoría más grande (48.1%) de las personas menores de 65 años sin seguro de salud durante la totalidad o parte del período bianual. (Ver Tabla 6)

La edad de las personas sin seguro

- Del total de los 81.8 millones de personas sin seguro, 54.8 millones eran adultos (de 18 a 64 años de edad). (Ver la Tabla 7)
- La probabilidad de no contar con seguro disminuyó entre los adultos a medida que envejecieron. El porcentaje mayor de personas sin seguro fue entre las personas entre 18 y 24 años de edad (50.3%) y entre 25 y 44 años de edad (32.9%). El porcentaje de personas sin seguro disminuyó para los de 45 a 54 años de edad y de 55 a 64 años de edad, hasta 20.7% y 17.3%, respectivamente. (Ver la Tabla 7)
- Del total de los 81.8 millones de personas sin seguro, 27.0 millones eran niños (menores de 18 años)—36.7% del total de los niños en los Estados Unidos. (Ver Tabla 7)

Tabla 7

Personas menores de 65 años sin seguro de salud durante el período 2002-2003, según la raza y origen hispano

Raza y origen hispano	Número sin seguro	Porcentaje de raza/grupo étnico sin seguro	Como porcentaje de todas las personas sin seguro
Blanco no hispano	39,386,000	23.5%	48.1%
Negro no hispano	13,720,000	42.9%	16.8%
Hispano	22,416,000	59.5%	27.4%
Otras razas	6,312,000	38.5%	7.7%
Total	81,834,000		100.0%

Fuente: Las estimaciones se basan en los datos más recientes de la CPS y la SIPP de la Oficina de Censos.

Diferencias regionales en la tasa de personas sin seguro

- La incidencia de personas menores de 65 años que no contaron con seguro de salud durante la totalidad o parte del período 2002-2003 varió entre las cuatro regiones del país (Noreste, Oeste Medio, Sur, Oeste). El porcentaje de las personas sin seguro varió desde 35.3% en la región Oeste hasta 27.9% en el Oeste Medio. (Ver la Tabla 8)
- Si bien la región Oeste tenía la mayor incidencia de personas sin seguro (35.3%), el Sur siguió muy cerca en el segundo lugar (34.5%). (Ver la Tabla 8)

Tabla 8

Personas menores de 65 años sin seguro de salud durante el período 2002-2003, según la región

Región*	Número sin seguro	Porcentaje del grupo regional sin seguro
Noreste	13,879,000	29.4%
Oeste Medio	16,001,000	27.9%
Sur	31,127,000	34.5%
Oeste	20,827,000	35.3%
Total	81,834,000	

* La región Noroeste incluye Connecticut, Maine, Massachusetts, Nueva Hampshire, Nueva Jersey, Nueva York, Pennsylvania, Rhode Island y Vermont.

La región Oeste Medio incluye Illinois, Indiana, Iowa, Kansas, Michigan, Minnesota, Missouri, Nebraska, Dakota del Norte, Ohio, Dakota del Sur y Wisconsin.

La región Sur incluye Alabama, Arkansas, Delaware, Distrito de Columbia, Florida, Georgia, Kentucky, Louisiana, Maryland, Mississippi, Carolina del Norte, Oklahoma, Carolina del Sur, Tennessee, Texas, Virginia y Virginia del Oeste.

La región Oeste incluye Alaska, Arizona, California, Colorado, Hawaii, Idaho, Montana, Nevada, Nuevo México, Oregón, Utah, Washington y Wyoming.

Fuente: Las estimaciones se basan en los datos más recientes de la CPS y la SIPP de la Oficina de Censos.

DISCUSIÓN

Según la Oficina de Censos de los Estados Unidos, una cifra estimada de 43.6 millones de estadounidenses no contaron con seguro durante el año 2002. Este número, ampliamente difundido y derivado de la Encuesta de la Población Actual (CPS) de la Oficina de Censos, ha proporcionado una excelente medición de las tendencias con respecto al número de personas sin seguro de un año a otro. Efectivamente, desde 2001 hasta 2002, la Oficina de Censos informó un gran incremento en el número de personas sin seguro durante la década anterior, un incremento superior al año 2001 de 5.8%, ó 2.4 millones de personas.

Este estudio se elaboró con la finalidad de observar más cuidadosamente y mejorar nuestra comprensión del número de personas que experimenta una brecha significativa de cobertura. No sólo mide el número de personas sin seguro durante un período más largo que el de la CPS (dos años versus uno), sino que también mide el número de personas sin seguro considerando diferentes lapsos de tiempo. Al realizar esta observación más estrecha, encontramos que un mayor número de personas se vieron afectadas por una brecha significativa en la cobertura de seguro de salud que el número previamente reconocido. Estas personas no se incluyeron en el número de personas sin seguro de salud reportado por la CPS. No obstante, es posible que su estado de no contar con seguro les afecta profundamente, en su bienestar tanto emocional como económico. (Ver “La importancia de Seguro de Salud” en la página 22) Ninguna descripción de las causas y consecuencias de no contar con seguro está completa a menos que incluya a todas aquellas personas que experimentan una brecha significativa en la cobertura de seguro de salud.

Tal como se describe de manera más completa en el anexo sobre la metodología, las conclusiones se basan exclusivamente en las proyecciones de los datos más recientes extraídos de las CPS así como de la Encuesta de Ingresos y Participación en Programas (SIPP).

Basado en este análisis, aproximadamente 81.8 millones de personas—casi una de cada tres personas (32.2%) menores de 65 años—no contaron con seguro de salud durante la totalidad o parte del período 2002 y 2003. De los 81.8 millones de individuos sin seguro, dos tercios (65.3%) se quedaron sin seguro durante seis meses o más.

La proporción de individuos con brechas de seguro de salud varió de modo significativo de estado a estado

De acuerdo a una base nacional, el porcentaje de personas menores de 65 años sin seguro fue una de cada tres (32.2%). Sin embargo, la Tabla 1 muestra que existe una amplia diferencia según el estado en el porcentaje de la población sin seguro de salud. Texas obtuvo el porcentaje más alto; el 43.4% de la población total menor de 65 años no contó con seguro durante la totalidad o parte del período 2002-2003. Minnesota tuvo el porcentaje más bajo, el 22.4%.

Este rango, que significa una diferencia de 21.0 puntos de porcentaje, se debe a las variaciones en un número de factores, incluyendo: las categorías de las personas cubiertas por los programas estatales de Medicaid y el Programa Estatal de Asistencia para la Salud del Niño (SCHIP), tanto como los requisitos de los mismos con respecto a los niveles de elegibilidad en razón de los ingresos, y las normas de inscripción; la prevalencia de empleos que ofrecen cobertura de salud; la economía de los estados y los ingresos de los residentes de cada estado; la existencia de leyes estatales similares a COBRA para continuar la cobertura de salud para los trabajadores de empresas pequeñas que pierden la cobertura brindada por su empleador; y la presencia de otros programas estatales con respecto al seguro de salud.

Muchas personas asumes, equivocadamente, que Medicaid, como un programa nacional creado para asegurar aquellos de bajos ingresos, nivelará dichas variaciones estatales.

Medicaid sirve a aproximadamente 51 millones de personas de bajos recursos, quienes en su mayoría no tendrían seguro si no contaran con Medicaid. El programa, sin embargo, no llega a muchos millones de personas sin seguro y no por ello menos necesitadas, generalmente trabajadores con salarios bajos y sus dependientes. Esto se debe a que la estructura actual de Medicaid permite estándares estatales de elegibilidad que se asemejan a una colcha hecha de retazos.

En realidad, Medicaid se compone de 51 programas diferentes administrados por los estados y el Distrito de Columbia, y existen 51 conjuntos de normas diferentes para determinar quién califica para la cobertura, las diferentes pautas sobre los ingresos, procedimientos de inscripción y requerimientos de informes para permanecer en el programa.

En casi todos los estados, el nivel de elegibilidad de ingresos de Medicaid difiere *radicalmente de acuerdo a la situación de la familia*. Por ejemplo, en aproximadamente cuatro de cada cinco estados un *niño* califica para la cobertura de salud pública (a través de Medicaid o SCHIP) si los ingresos de la familia del niño son menores del 200% del nivel de pobreza federal. Sin embargo, para los *padres* los estándares de elegibilidad son mucho más bajos que los requeridos para los niños. Entre los 50 estados, el límite promedio de

ingresos para que los padres califiquen es de poco más del 70% del nivel de pobreza federal, sólo ingresos anuales de \$10,835 para una familia de tres miembros. En 42 estados, *los adultos que no son padres* pueden estar literalmente sin dinero y no calificar para Medicaid o cualquier otra cobertura pública. Por lo tanto los “huecos” en la colcha de retazos de los programas estatales de Medicaid son numerosos.

Modernizar este sistema arbitrario haciendo que la elegibilidad para Medicaid sea más uniforme en todos los estados y eliminando la situación familiar como una norma para la elegibilidad podría ayudar a reducir estos “huecos” y el número de personas que no cuentan con seguro.

La carencia de seguro de salud constituyó un problema para las personas que trabajan y sus familias

La Tabla 4 muestra que en oposición a la percepción popular, una abrumadora mayoría de personas que experimentaron un período sin seguro de salud durante los últimos dos años estuvo conectada a la fuerza laboral (tanto personas empleadas como personas activamente buscando empleo). Más de cuatro de cada cinco individuos (85.5%) que no contaron con seguro de salud durante el período 2002-2003 tuvieron una conexión con la fuerza laboral en diciembre de 2003. De las personas sin seguro y conectadas con la fuerza laboral, el 78.8% estuvieron empleadas en diciembre de 2003, y el 5.7% estaban activamente buscando empleo.

Los resultados de este estudio coinciden con una investigación ya existente que confirma que más del 80% de los individuos que no contaron con seguro de salud forman parte de familias de las cuales por lo menos uno de los miembros trabaja a tiempo completo o parcial.¹ Mientras que la investigación anterior observaba el estado de empleo de toda la unidad familiar para cada individuo en el estudio, este estudio observó el estado de empleo de la unidad familiar (es decir, si uno de los padres de la familia trabaja) en el caso de los niños, pero no en el caso de adultos. *En el caso de los adultos* observamos el estado de empleo del *individuo*. Por consiguiente, *no consideramos* a un adulto que vive con un cónyuge que trabaja o en una familia con otro adulto que trabaja como relacionado con la fuerza laboral. Efectivamente, nuestra conclusión de que el 84.5% de las personas sin seguro estaba

relacionada con la fuerza laboral es especialmente dramática, considerando que nuestra metodología tiende a *subestimar* el número de adultos que forman parte de una unidad familiar que trabaja.

El 15.5% restante de los adultos sin seguro y los padres de niños sin seguro no formaron parte de la fuerza laboral, es decir, no tuvieron empleo y no estaban activamente buscando empleo. La gente deja de buscar empleo y sale de la fuerza laboral por varios motivos. Algunas personas no pueden trabajar por motivos de un impedimento o una enfermedad crónica. Muchas personas no trabajan para poder cuidar a los hijos o a un familiar enfermo. Otras pierden su entusiasmo con el paso de tiempo cuando no tienen éxito en su búsqueda de empleo y dejan de buscar.

Existen cuatro razones primarias por las que las personas empleadas en diciembre de 2003 no contaron con cobertura de seguro de salud (o sus hijos no contaron con cobertura de salud) durante la totalidad o parte del período bianual anterior. **En primer lugar**, no todos los trabajos ofrecen beneficios de seguro de salud. La probabilidad de que un empleador ofrezca un beneficio de salud a sus trabajadores varía considerablemente según las características del empleador. Por ejemplo, los empleadores pequeños, empleadores que ofrecen salarios bajos y los empleadores con trabajadores de una edad más avanzada, probablemente tengan menos capacidad de poder ofrecer cobertura de salud para sus empleados que sus contrapartes.²

En segundo lugar, algunos empleados a quienes los empleadores ofrecen cobertura no pueden pagar la parte del costo de las primas que les corresponde. Esto es particularmente cierto para los trabajadores de salarios bajos.³ A medida que aumentan los ingresos, es menor el riesgo de no contar con seguro de salud. Una cuarta parte (25.2%) de las personas que trabajan y sus familias con ingresos entre el 200% y el 300% del nivel de pobreza federal (entre \$32,320 y \$55,980 para una familia de cuatro miembros en 2003) no contó con seguro. Para las personas con ingresos cuatro veces o más de los niveles de pobreza (sobre los \$74,640 para una familia de cuatro miembros), la tasa de personas sin seguro baja a 13.7%.⁴ (Ver la Tabla 5)

En tercer lugar, en oposición a la creencia popular, Medicaid no brinda cobertura a la mayoría de los trabajadores con salarios bajos. Los niveles de

ingresos para calificar para Medicaid se establecen por cada estado. Un padre o madre en una familia conformada por tres miembros trabajando a tiempo completo durante la totalidad del año con un salario mínimo federal (\$5.15 por hora) ganaría demasiado para calificar para Medicaid en la mitad de los estados, aunque el ingreso anual familiar sólo sea de aproximadamente \$10,700, muy por debajo del nivel de pobreza. Un padre o madre que trabaja a tiempo completo y gana \$7.50 por hora tendría un ingreso un poco por encima del 100% del nivel de pobreza federal, pero no sería elegible para Medicaid en 36 estados. En 42 de los 50 estados, los adultos sin niños dependientes no son elegibles para Medicaid, incluso si no cuentan con ingreso alguno.⁵

En cuarto lugar, una razón importante por la que las personas empleadas en diciembre de 2003 experimentaron brechas de cobertura de seguro de salud durante los dos últimos años se debió a la pérdida temporal del empleo causada por despidos laborales, la eliminación de puestos de trabajo, terminación, o a la elección del trabajador. A medida que la fuerza laboral se vuelve más cambiante, podemos esperar que un número cada vez mayor de trabajadores experimentará períodos de desempleo, y por lo tanto, la pérdida temporal del seguro. Algunos trabajadores que pierden el seguro de salud que les proporcionaba el empleador pueden permanecer temporalmente en el plan del antiguo empleador a través del estatuto federal COBRA o una ley similar que afecta a los empleadores de empresas pequeñas.⁶ Sin embargo, los costos de dicha cobertura son generalmente prohibitivos. A pesar de que se estima que el 57% de los trabajadores no ancianos son potencialmente elegibles para COBRA, sólo el 7% de los trabajadores desempleados contaron con dicha cobertura en 1999. (Esta tasa fluctuó entre 5% para los adultos de bajos ingresos y 11% para los de ingresos superiores).⁷ Esto se debe a que un trabajador desempleado tiene generalmente que pagar el costo total asumido por el empleador además del 2% adicional por honorarios administrativos. El costo promedio al nivel nacional de la cobertura familiar provista por el empleador más un honorario de 2% es de \$9,249 al año.⁸ De este modo, aunque en el mundo actual no es raro tener una brecha entre empleos, estas brechas con frecuencia dejan a los trabajadores y a sus familias sin cobertura de seguro y en grave riesgo financiero y de salud.

Cualquier intento por brindar cobertura a un número importante de individuos sin seguro deberá abordar el problema de los trabajadores con los salarios más bajos a quienes no se les ofrece seguro de salud mediante su empleador o que no pueden pagarlo por sí mismos. Además, las soluciones para las personas sin seguro que se originan del sistema de seguro de salud mediante el empleador deberán abordar las brechas en la cobertura de seguro de salud que resultan de brechas en el empleo.

La falta de seguro de salud afecta de manera desproporcionada a los hispanos y los africano-americanos

La falta de cobertura de seguro de salud es un problema que afecta a las personas de todas las razas y grupos étnicos de este país. De hecho, las personas blancas no hispanas conforman casi la mitad (48.1%) de las personas menores de 65 años que no contaron con seguro de salud durante la totalidad o parte del período bianual. Sin embargo, los hispanos y los africano-americanos tienen mayores probabilidades de quedarse sin seguro. Aunque sólo el 23.5% de la población blanca no hispana se quedó sin seguro, casi tres de cada cinco hispanos no ancianos (59.5%) y más de dos de cada cinco africano-americanos no ancianos (42.9%) se quedaron sin seguro. (Ver la Tabla 6)

Además, en adición al hecho de que los hispanos y africano-americanos tienen mayor probabilidad de no contar con seguro, también experimentan temporadas más largas sin seguro en comparación con las personas blancas no hispanas. Del número total de hispanos sin seguro, el 50.2% se quedaron sin seguro durante 13 meses o más. Del número total de africano-americanos sin seguro, el 34.1% se quedaron sin seguro durante 13 meses o más. En cambio, del número total de personas blancas no hispanas sin seguro, sólo el 24.2% se quedaron sin seguro durante 13 meses o más. (Ver la Tabla 9)

¿Por qué son mayores las tasas de una carencia de seguro, y más largas las temporadas sin seguro entre los hispanos y los africano-americanos? A pesar de que la cobertura de seguro de salud mediante el empleador es la fuente más común en los Estados Unidos para las personas menores de 65 años, nuestros datos, muestran que, sin embargo, muchas de las personas sin seguro pertenecen

a familias en las cuales al menos un miembro trabaja. Los hispanos y los africano-americanos se representan de manera desproporcionada en los empleos con salarios bajos y en los empleos en sectores con menos probabilidades de contar con beneficios de seguro de salud.⁹ Asimismo, los hispanos y los africano-americanos tienen mayores probabilidades que las personas blancas no hispanas de trabajar y no contar con beneficios de seguro de salud.

Tabla 9

Duración del período sin seguro de salud durante 2002-2003, según la raza y origen hispano

Meses sin seguro	Blanco no hispano sin seguro		Negro no hispano sin seguro		Hispano sin seguro	
	Número	Como porcentaje de raza/grupo étnico	Número	Como porcentaje de raza/grupo étnico	Número	Como porcentaje de raza/grupo étnico
1-2 meses	3,893,000	9.9%	707,000	5.2%	830,000	3.7%
3-5 meses	11,822,000	30.0%	4,278,000	31.2%	4,673,000	20.8%
6-8 meses	5,756,000	14.6%	2,334,000	17.0%	2,937,000	13.1%
9-12 meses	4,448,000	11.3%	1,715,000	12.5%	2,711,000	12.1%
13-23 meses	7,852,000	19.9%	2,912,000	21.2%	5,834,000	26.0%
24 meses	5,614,000	14.3%	1,774,000	12.9%	5,431,000	24.2%
Total*	39,386,000	100.0%	13,720,000	100.0%	22,416,000	100.0%

* Los números no se pueden sumar debido al redondeo de las cifras.

Fuente: Las estimaciones se basan en los datos más recientes de la CPS y la SIPP de la Oficina de Censos.

Los hispanos y africano-americanos sin seguro son más pobres que la población blanca no hispana sin seguro. Entre los hispanos y africano-americanos sin seguro, el 82.9% y el 80%, respectivamente, tienen ingresos familiares inferiores al 300% del nivel de pobreza federal (\$55,980 al año para una familia de cuatro miembros en el 2003). Como contraste, entre las personas blancas no hispanas sin seguro, el 64.4% tienen ingresos inferiores al 300% del nivel de pobreza federal. (Ver la Tabla 10). Cualquier solución al problema de la carencia de seguro deberá efectivamente tener como objetivo las personas con ingresos inferiores al 300% de nivel de pobreza federal para que la solución alcance hasta la mayoría de los hispanos y africano-americanos sin seguro.

Tabla 10

Personas menores de 65 años sin seguro de salud durante el período 2002-2003, según los ingresos y raza

Ingresos familiares en relación con el Nivel de Pobreza	Blanco no hispano sin seguro		Negro no hispano sin seguro		Hispano sin seguro	
	Número	Como porcentaje de raza/grupo étnico	Número	Como porcentaje de raza/grupo étnico	Número	Como porcentaje de raza/grupo étnico
<=100%	7,705,000	19.6%	4,879,000	35.6%	6,673,000	29.8%
101-199%	9,792,000	24.9%	3,687,000	26.9%	7,785,000	34.7%
200-299%	7,850,000	19.9%	2,395,000	17.5%	4,130,000	18.4%
300-399%	5,246,000	13.3%	1,198,000	8.7%	1,827,000	8.1%
400%+	8,794,000	22.3%	1,561,000	11.4%	2,002,000	8.9%
Total*	39,386,000	100.0%	13,720,000	100.0%	22,416,000	100.0%

* Los números no se pueden sumar debido al redondeo de las cifras.

Fuente: Las estimaciones se basan en los datos más recientes de la CPS y la SIPP de la Oficina de Censos.

Variación en las tasas de personas sin seguro según la edad

■ Los adultos mayores tienen menos probabilidades de no contar con seguro

Nuestro estudio descubrió que el estado de no contar con seguro varía según la edad. Los adultos mayores tienen menos probabilidades que los adultos más jóvenes de no contar con seguro. La Tabla 7 muestra que de los 81.8 millones de personas sin seguro, 54.8 millones eran adultos (entre 18 y 64 años de edad). La probabilidad de no contar con seguro disminuye a medida que aumenta la edad de los adultos. La probabilidad de no tener seguro era la más alta entre las personas de 18 a 24 años (50.3%) y las de 25 a 44 años (32.9%). La probabilidad de no contar con seguro disminuyó para las personas de 45 a 54 años de edad y las de 55 a 64 años de edad, hasta 20.7% y 17.3%, respectivamente. Considerando que dos tercios de las personas aseguradas obtienen cobertura de seguro de salud mediante un empleador (ya sea su propio empleador o el de un miembro de la familia), esta disminución en la probabilidad de no contar con seguro se explica muy probablemente por la tendencia de los adultos de trasladarse a un empleo con una remuneración mayor y beneficios de seguro de salud a medida que suben la escala de empleos con el paso de tiempo.¹⁰

A pesar de que la probabilidad de no contar con seguro era la más alta para las personas de 18 a 24 años de edad, este grupo de edad representaba sólo el 17.0% del número total de personas sin seguro. Más de un tercio (33.8%) de las personas sin seguro tenían entre los 25 y 44 años de edad; la mitad (50.0%) tenían entre 25 y 64 años de edad. Aunque los adultos mayores tienen menor probabilidad de carecer de seguro, tienen mayor probabilidad de obtener cobertura. Personas que no cuentan con cobertura brindada por el empleador y que dependen del mercado individual tienen menos chances de conseguir un seguro de salud a medida que envejecen. A menudo, las aseguradoras no brindan cobertura a personas mayores y, cuando lo hacen, pueden cobrar primas más altas. Por lo tanto, cualquier solución que ayude a brindar cobertura de seguro de salud a los estadounidenses sin seguro deberá llegar a y ser efectiva para la población de una edad mediana. Las soluciones que confían en el mercado de seguro de salud privado para individuos que no los proteja en cuanto al estado de salud y la edad al momento de la suscripción (cobrando más en el caso de personas enfermas y/o mayores de edad) harán poco para solucionar la crisis de una carencia de seguro de salud en este país.

■ **Un tercio de los niños no cuentan con seguro—pero tienen mayor probabilidad de quedarse sin seguro por períodos cortos**

Una de las conclusiones más preocupantes de nuestro estudio fue la tasa de niños (menores de 18 años) sin seguro; el 36.7% del total de los niños no contaban con seguro. (Ver la Tabla 7) En contraste, la CPS de marzo de 2003 (la que reporta los datos para el año 2002) mostró que sólo 8.5 millones, ó 11.6%, del número total de niños en los Estados Unidos no contaban con seguro.¹¹ A pesar de que esta diferencia es significativa, se puede explicar.

Las cifras en la CPS aparentan ser una estimación del número de niños sin seguro durante *todo un año*. En contraste, la metodología de este informe, la que combina los datos de la CPS así como de la Encuesta de Ingresos y Participación en Programas de la Oficina de Censos, da una estimación del número de niños sin seguro durante un año completo *así como* los niños sin seguro durante períodos *más cortos*. Los niños sin seguro tienden a

experimentar períodos sin seguro más cortos que los adultos.¹ Más de dos tercios de los niños sin seguro se quedaron sin seguro por períodos menores de un año completo (por lo menos 65.3% de los niños no contaron con seguro por menos de 9 meses). (Ver la Tabla 11).

Tabla 11

Duración de período sin seguro durante 2002-2003, según la edad

Meses sin seguro, 2002-2003	0-17 años de edad sin seguro		18-64 años de edad sin seguro	
	Número	Como porcentaje del grupo de edad	Número	Como porcentaje del grupo de edad
1-2 meses	1,867,000	6.9%	3,926,000	7.2%
3-5 meses	10,856,000	40.2%	11,755,000	21.4%
6-8 meses	4,916,000	18.2%	7,141,000	13.0%
9-12 meses	3,235,000	12.0%	6,398,000	11.7%
13-23 meses	4,243,000	15.7%	13,821,000	25.2%
24 meses	1,913,000	7.1%	11,763,000	21.5%
Total	27,030,000	100.0%	54,804,000	100.0%

Fuente: Las estimaciones se basan en los datos más recientes de la CPS y la SIPP de la Oficina de Censos.

¿Por qué tienen los niños mayores probabilidades que los adultos de experimentar temporadas cortas sin seguro? Existen varias razones posibles. Más de 16 millones de los niños sin seguro eran miembros de familias con ingresos *inferiores* al 200% del nivel de pobreza federal; estos niños deben ser elegibles para el Programa de Medicaid de su estado o el Programa Estatal de Asistencia para la Salud del Niño (SCHIP). (Ver la Tabla 12)

Tabla 12

Todos los niños (0-17 años) sin seguro según los ingresos, 2002-2003

Ingresos (como un porcentaje del Nivel Federal de Pobreza)	Niños sin seguro	Como un porcentaje de los niños sin seguro
≤100%	8,063,000	29.8%
101-199%	7,973,000	29.5%
200-299%	4,806,000	17.8%
300-399%	2,500,000	9.2%
400%+	3,689,000	13.6%
Total*	27,030,000	100.0%

* No se puede efectuar la suma debido al redondeo de las cifras.

Fuente: Las estimaciones se basan en los datos más recientes de la CPS y la SIPP de la Oficina de Censos.

Una explicación para la alta tasa de una carencia de seguro entre estos niños es el movimiento de entrar y salir y entrar de nuevo a Medicaid y SCHIP, lo que deja un número significativo de niños sin seguro por períodos cortos. A veces llamado “revolver”, este patrón de inscribirse y deinscribirse se debe a varios factores. Por ejemplo, algunos estados cuentan con un proceso de revisión periódico de elegibilidad con el cual un padre o madre posiblemente no cumpla de manera oportuna. Otros estados requieren que las familias paguen primas mensuales para recibir servicios de salud, y la incapacidad de un padre desempleado y de bajos ingresos de pagar estas primas puede ocasionar la pérdida de la elegibilidad del SCHIP, al menos temporalmente, hasta que se pague la prima.¹⁴

Además, el acceso para los niños de bajos ingresos a cobertura de salud se vio afectado por las acciones estatales tomadas durante el período 2002-2003 en respuesta a la crisis fiscal y la presión resultante de reducir los presupuestos de Medicaid. No es que solamente incrementaron muchos estados los obstáculos para la inscripción y revisión de la elegibilidad para las personas descritas más arriba, sino que seis estados—Alabama, Colorado, Florida, Maryland, Montana y Utah—también terminaron la inscripción de niños elegibles en sus programas estatales de seguro de salud para niños.¹⁵

Las familias con ingresos *superiores* al 200% del nivel de pobreza federal confían básicamente en la cobertura mediante el empleador que incluye cobertura para los dependientes. Desde luego, algunos niños de familias con ingresos conservadores no cuentan con seguro debido a que sus padres se emplean en trabajos con salarios bajos o en otros trabajos que no ofrecen los beneficios de seguro de salud o no incluyen cobertura de dichos beneficios para los dependientes. La tabla 13 muestra que dos de cada cinco niños sin seguro (39.9%) son miembros de familias en las que uno de los padres trabajó a tiempo completo durante *la totalidad* de los 24 meses durante el período 2002-2003

Tabla 13

Todos los niños (0-17 años) sin seguro según el estado del empleo de la familia durante el período 2002-2003

Estado de empleo	Niños sin seguro	Porcentaje de niños sin seguro
Empleado a tiempo completo la totalidad de los 24 meses	10,778,000	39.9%
Empleado por lo menos a tiempo parcial la totalidad de los 24 meses	574,000	2.1%
Sin empleo como mínimo un mes	14,504,000	53.7%
No forma parte de la fuerza laboral	1,174,000	4.3%
Total	27,030,000	100.0%

Fuente: Las estimaciones se basan en los datos más recientes de la CPS y la SIPP de la Oficina de Censos.

Por otro lado, los niños de familias con ingresos *superiores* al 200% del nivel de pobreza federal pueden estar expuestos a intervalos más cortos sin seguro cuando sus padres experimentan cambios en el empleo que afectan el acceso de los dependientes a cobertura de salud mediante el empleador. Por ejemplo, un padre o madre puede estar desempleado durante períodos cortos entre empleos, y durante este período el ingreso familiar no se disminuye hasta el punto de que el niño califique para cobertura de un programa estatal, o un padre o madre puede entrar y salir de múltiples empleos que no brindan cobertura de salud alguna o cobertura para los dependientes. La Tabla 13 muestra que más de la mitad (53.7%) de los niños sin seguro eran miembros de familias sin empleo durante por lo menos un mes.

Otros cambios a corto plazo en el estado de empleo de los padres también pueden afectar la cobertura de salud de los niños. Por ejemplo, el padre o madre puede reducir las horas de trabajo y perder la cobertura mediante el empleador o puede experimentar un incremento en los ingresos que ocasiona que el niño no califica para Medicaid o la cobertura de salud SCHIP. Estos cambios no son raros en muchas familias que trabajan, ya que los padres se esfuerzan por balancear el trabajo y las responsabilidades familiares, enfrentar los altos costos y, con frecuencia, la disponibilidad limitada de cuidado para los niños, y mantener múltiples empleos que los ayudan a hacer equilibrios para vivir pero que los colocan sobre el nivel de elegibilidad por ingresos de los programas estatales. Esta falta de estabilidad en el empleo crea de manera directa una inestabilidad en la cobertura de seguro de salud.¹⁶

CONCLUSIÓN

Tal como hemos mostrado en este informe, una proporción muy grande de estadounidenses no ancianos no contaron con seguro durante por lo menos un mes durante un período de dos años. Aproximadamente 81.8 millones de estadounidenses—uno de cada tres adultos menores de 65 años—no contaron con seguro en un momento determinado durante el período 2002-2003, y dos tercios de estas personas sin seguro se quedaron sin seguro durante seis meses o más. Y, si bien la mayoría de los estadounidenses con seguro obtienen su seguro de salud mediante sus empleos, cuatro de cada cinco de estos individuos sin seguro eran trabajadores o miembros de familias que trabajan. Las minorías y las personas con bajos ingresos se encuentran en riesgo significativamente más alto de no contar con seguro.

Las personas que se quedan sin seguro de salud, incluso durante períodos cortos, pueden enfrentar consecuencias devastadoras en cuanto a su salud y seguridad económica. Acciones concretas para afrontar el problema ascendente de los estadounidenses sin seguro debería ser una prioridad nacional.

LA IMPORTANCIA DE SEGURO DE SALUD

1 Las personas sin seguro tienen menos probabilidades de contar con una fuente común de cuidado fuera de la sala de emergencia:

- Los estadounidenses sin seguro tienen más de cuatro veces menos probabilidades que los con seguro de contar con una fuente regular de cuidado. Los niños sin seguro tienen casi ocho veces menos probabilidades que los niños con seguro de tener una fuente regular de cuidado que los adultos sin seguro.¹⁷
- Los adultos sin seguro tienen cuatro veces más probabilidades de usar la sala de emergencia como una fuente regular de cuidado. Igualmente, los niños sin seguro tienen cinco veces menos probabilidades de utilizar la sala de emergencia como una fuente regular de cuidado en comparación con los adultos con seguro.¹⁸
- Dos tercios de todo el cuidado ofrecido a los estadounidenses sin seguro se brinda por hospitales.¹⁹

2 Frecuentemente las personas sin seguro no se someten a pruebas de detección de enfermedades ni cuentan con cuidado preventivo:

- Los adultos sin seguro tienen un porcentaje superior al 30% de menor probabilidad que los adultos con seguro de haberse realizado un examen durante el último año.²⁰ Los adultos sin seguro también tienen mayores probabilidades de quedarse sin control para la diabetes.²¹ Un estudio encontró que el 46% de los diabéticos sin seguro no podían obtener asistencia médica cuando la necesitaban debido al alto costo del cuidado.²²
- Los adultos sin seguro durante períodos largos tienen de tres a cuatro veces más probabilidades que los adultos con seguro de quedarse sin servicios preventivos, tales como exámenes de detección de cáncer de mama o hipertensión.²³ En gran medida debido a diagnósticos demorados, el estado de salud de las personas sin seguro que padecen de cáncer es generalmente peor que las personas con seguro, y ellos tienen mayores probabilidades de morir prematuramente.²⁴
- Entre todos los varones sin seguro menores de 65 años, al 12% se le realizó un examen de próstata, en comparación con el 20% de los varones con seguro. Entre las mujeres sin seguro menores de 65 años, sólo el 49% se somete a la prueba de Pap, en comparación con el 76% de las mujeres con seguro.²⁵ El 71% de las mujeres con seguro mayores de 40 años informaron haberse realizado una mamografía durante el año anterior, en comparación con sólo el 46% de las mujeres sin seguro en ese grupo de edad.²⁶
- Es probable que a los adultos sin seguro se les diagnostique una enfermedad en una etapa más avanzada. Una vez realizado el diagnóstico, las personas sin seguro tienden a recibir menos cuidado terapéutico (medicamentos, intervenciones quirúrgicas) que las personas con seguro.²⁷

3 Las personas sin seguro con frecuencia retrasan o no aprovechan el cuidado médico que necesitan:

- Los adultos sin seguro tienen mayor probabilidad que los adultos con seguro de posponer o retrasar la búsqueda de cuidado médico (39% versus 10%).²⁸
- Casi el 70% de los adultos sin seguro y de salud deficiente, y casi el 50% de los adultos sin seguro que gozan de buena salud, informaron que no pudieron consultar a un médico durante el año anterior cuando lo necesitaron debido a los altos costos del cuidado.²⁹
- Las personas sin seguro con condiciones crónicas de salud reciben menos cuidado que sus contrapartes con seguro. Las personas sin seguro con enfermedades del corazón realizan un 28% menos consultas ambulatorias (en consultorios, clínicas o centros hospitalarios externos) que las personas con seguro que padecen de enfermedades del corazón. Entre las personas con hipertensión, las que no cuentan con seguro realizan un 26% menos visitas. Entre las personas con dolores crónicos de la espalda, las que no cuentan con seguro realizan un 19% menos visitas. Entre las personas con artritis, las que no cuentan con seguro realizan un 27% menos visitas.³⁰

4 Las personas sin seguro con frecuencia están sujetas a estadías evitables en el hospital:

- La tasa de estadías hospitalarias innecesarias para los adultos sin seguro aumentó a más del doble desde 1980 hasta 1998. Para las personas sin seguro durante el año 1998, un porcentaje estimado del 11.6% de las estadías hospitalarias podría haberse evitado si la persona hubiera recibido tratamiento oportuno.³¹
- El promedio de los costos de una hospitalización innecesaria para un adulto sin seguro fue de \$3,300 en el año 2002.³²

5 Los estadounidenses sin seguro padecen de más enfermedades y mueren antes que los que cuentan con seguro:

- Cada año, el fallecimiento de 18,000 personas entre las edades de 25 y 64 años se puede atribuir a la carencia de cobertura de seguro. Esto pone la carencia de seguro en la sexta posición entre las causas principales de fallecimiento, delante de VIH/SIDA y la diabetes.³³
- Sobre la base de una revisión completa de los resultados de los estudios de salud, el Instituto de Medicina concluyó que los adultos sin seguro tenían el 25% más probabilidad que los adultos con cobertura de seguro de salud privada de morir prematuramente.³⁴
- Los pacientes sin seguro tienen tres veces más probabilidades que los pacientes con seguro de morir en el hospital.³⁵ Además, cuando se admiten al hospital, los pacientes sin seguro tienen mayores probabilidades que los pacientes con seguro de recibir menos servicios y de experimentar cuidado de segunda clase.³⁶ Aunque las tasas de admisión para los adultos sin seguro y con seguro son casi iguales, a las personas sin seguro se les practica la mitad de las cirugías que a las personas sin seguro.³⁷
- Una vez hospitalizados, es probable que los pacientes sin seguro se encuentren en peores condiciones que los pacientes con seguro.³⁸ Los adultos sin seguro tienen mayores probabilidades que los adultos con seguro de experimentar un importante deterioro de salud.³⁹

6 El cuidado médico es más costoso para las personas sin seguro, y los costos son mayores para el sistema de cuidado de salud estadounidense:

- Los estadounidenses sin seguro recibieron aproximadamente \$35 miles de millones para “cuidado sin compensación” (cuidado por el cual no se pagó el proveedor) durante el año 2001.⁴⁰
- A las personas sin seguro con frecuencia se les cobra más por los servicios de salud que a las personas con seguro. Los proveedores de seguro más grandes, incluyendo Medicare y Medicaid, negocian grandes descuentos con hospitales y otros proveedores, que luego a fin de compensar esta situación elevan los precios para las personas sin seguro.⁴¹
- A pesar de que la mitad (51%) de los adultos sin seguro dicen que el seguro de salud tiene alta prioridad en sus presupuestos personales, el 40% de todas las personas sin seguro dicen que tendrían que hacer recortes en cosas necesarias tales como comida, renta y facturas de servicios públicos para adquirir seguro de salud.⁴²
- Casi el 40% de los adultos sin seguro informaron que tenían problemas con el pago de sus facturas médicas.⁴³
- Cuando las personas sin seguro ya no pueden evitar la obtención de cuidado mediante un proveedor profesional de cuidado de la salud, piden prestado dinero para hacer los pagos por adelantado, trabajan en más de un empleo, cargan a las tarjetas de crédito las costosas facturas de cuidado de salud que les tomará años en cancelar, o eventualmente se declaran en bancarrota.⁴⁴
- El seguro tiene consecuencias importantes en la salud y en el aspecto financiero de todo el mundo. Cuando las personas sin seguro dependen del cuidado de emergencia en lugar del cuidado preventivo, se restringe el acceso para todos los estadounidenses, la productividad disminuye, y los costos se agregan al sistema de cuidado de la salud.⁴⁵

NOTAS EXPLICATIVAS

¹ Kaiser Commission on Medicaid and the Uninsured, *The Uninsured and Their Access to Health Care* (Washington: Kaiser Commission on Medicaid and the Uninsured, diciembre de 2003).

² The Henry J. Kaiser Family Foundation and Health Research and Educational Trust, *Employer Health Benefits, 2003 Annual Survey* (Menlo Park, California: The Henry J. Kaiser Family Foundation, 2003).

³ Peter J. Cunningham, Elizabeth Schaefer, y Christopher Hogan, *Issue Brief: Who Declines Employer-Sponsored Health Insurance and Is Uninsured?* Número 22 (Washington: Centro para el Estudio del Sistema de Salud, Octubre 1999). Este informe sobre una encuesta de 1996-1997 descubrió que, de los trabajadores con acceso a seguro de salud mediante el empleador, el 14% no estaban inscritos. La mayoría de los que no estaban inscritos tenían otra cobertura como Medicaid, otras coberturas públicas, o seguro privado adquirido directamente o proporcionado por alguien fuera de la familia. Sin embargo, un tercio de los trabajadores que no estaban inscritos en la cobertura mediante el empleador se quedaron sin seguro, lo cual se estima en un 5% de todas las personas con acceso a cobertura mediante el empleador. Entre las personas de bajos ingresos (con ingresos familiares inferiores al nivel de pobreza) con acceso a cobertura mediante el empleador, el 19% no contaron con seguro. Este informe estima que aproximadamente el 20% de todas las personas sin seguro tienen acceso a la cobertura mediante el empleador pero no se inscriben.

⁴ Será necesario realizar análisis adicionales para determinar el número de estas personas sin seguro que eran miembros de familias con ingresos significativamente mayores del 400% de pobreza. También es necesario realizar análisis adicionales para determinar la duración de los períodos de una carencia de seguro de salud para la población de ingresos más altos. Se deberán estudiar las explicaciones posibles de los motivos por los cuales los trabajadores con ingresos moderados y más altos se quedan sin seguro, incluyendo lo siguiente: ¿Cuántos trabajadores con ingresos moderados no recibieron ofrecimientos de cobertura de seguro de salud mediante el empleador? ¿Cuántos trabajadores de ingresos moderados experimentaron períodos de desempleo y no pudieron pagar el costo y aprovechar la opción de COBRA para continuar la cobertura mediante el empleador al costo total del seguro? ¿Cuántos trabajadores de ingresos moderados eran trabajadores a tiempo parcial, temporal o por contrato que no calificaban para participar en los planes de seguro de salud mediante su empleador? Para todas estas categorías de trabajadores sin cobertura de seguro mediante el empleador, ¿estaba disponible la cobertura a través del mercado privado, o se les impidió ofertas de cobertura (o cobertura razonable) una condición preexistente, el estado de su salud, o su edad?

⁵ Marc Steinberg, *Working without a Net: The Health Care Safety Net Still Leaves Millions of Low-Income Workers Uninsured*, Special Report (Washington: Families USA, abril de 2004).

⁶ COBRA, la *Ley Ómnibus Consolidada de Reconciliación Presupuestaria* de 1985, permite a algunos trabajadores que abandonan sus empleos, mantener cobertura bajo el plan de seguro del antiguo empleador por un período de tiempo fijo (generalmente 18 meses) pagando el costo total de la prima además del 2% por gastos administrativos. COBRA sólo crea este derecho para trabajadores en empresas con 20 o más empleados. Con frecuencia, leyes estatales similares cubren a los empleadores de empresas pequeñas. Para obtener una breve descripción de COBRA y una tabla de las leyes estatales similares a COBRA, véase Kathleen Stoll, *More than 725,000 Laid-Off Workers Have Lost Health Coverage Since the Recession Began in March*, Informe especial (Washington: Families USA, diciembre de 2001).

⁷ Stephen Zuckerman, Jennifer Hale, y Matthew Fragale, *Could Subsidizing COBRA Health Insurance Coverage Help Most Low-Income Unemployed?* (Washington: Urban Institute, Octubre 2001).

⁸ The Henry J. Kaiser Family Foundation and Health Research and Educational Trust, op. cit.

⁹ Investigaciones realizadas por Richard Brown y sus colegas de UCLA Center for Health Policy Research muestran que los trabajadores africano-americanos e hispanos cuentan con tasas de cobertura mediante el empleo más bajas que las de los trabajadores blancos de empresas de cualquier tamaño, industrias y sectores de empleo. Por ejemplo, las personas blancas no hispanas que trabajan en empresas pequeñas tienen dos veces más probabilidades que los trabajadores hispanos de que se les ofrezca seguro de salud. Entre los sectores de cobertura más alta tales como los servicios profesionales y de fabricación, el 72% de los estadounidenses africano-americanos cuentan con cobertura en comparación con el 86% de personas blancas no hispánicas. Véase E. Richard Brown, Victoria D. Ojeda, Roberta Wyn, y Rebecca Levan, *Racial and Ethnic Disparities in Access to Health Insurance and Health Care* (Los Angeles: UCLA Center for Health Policy Research y The Henry J. Kaiser Family Foundation, Abril 2000). Véase también Michelle M. Doty y Alyssa L. Holmgren, *Unequal Access: Insurance Instability Among Low-Income Workers and Minorities* (New York: The Commonwealth Fund, Abril 2004), lo que analiza datos desde 1996 hasta 1999 que muestran que la mayoría de los adultos con bajos ingresos trabajaron durante los cuatro años, pero muchos no contaron con ninguna cobertura de salud mediante el empleo, o sólo cobertura intermitente. Doty y Holmgren informan que “Los adultos hispanos de bajos ingresos se vieron particularmente afectados: más de un tercio (37%) de este grupo nunca tuvo seguro con cobertura privada, aunque trabajaron la totalidad de los cuatro años”.

¹⁰ Véase Kathleen Stoll, *A 10-Foot Rope for a 40-Foot Hole: Tax Credits for the Uninsured, 2002 Update* (Washington: Families USA, May 2002); véase también Karen Pollitz, Richard Sorian, y Kathy Thomas, *How Accessible Is Individual Health Insurance for Consumers in Less-Than-Perfect Health?* (Washington: The Henry J. Kaiser Family Foundation, junio de 2001).

¹¹ Robert J. Mills y Shailesh Bhandan, *Health Insurance Coverage in the United States: 2002* (Washington: Oficina de Censos de los EE.UU., Setiembre 2003).

¹² Jennifer Haley y Stephen Zuckerman, *Is Lack of Coverage a Short- or Long-Term Condition?* (Washington: Kaiser Commission on Medicaid and the Uninsured, Junio de 2003). Este estudio confirma la tendencia general de que los adultos tienen mayores probabilidades de tener intervalos largos sin seguro y menores probabilidades de tener temporadas cortas sin seguro en comparación con los niños.

¹³ El Programa SCHIP se implementó en 1997. La implementación de SCHIP les proporcionó a los estados \$40 miles de millones durante un período de 10 años para proporcionar cobertura de salud a los niños de bajos ingresos y sin seguro de salud que viven en familias con ingresos demasiado altos para calificar para Medicaid pero no suficientes para poder pagar seguro privado. Actualmente, todos los 50 estados y el Distrito de Columbia cuentan con programas SCHIP. A partir de abril de 2003, en 39 estados y en el Distrito de Columbia, el nivel de elegibilidad de SCHIP era de por lo menos 200% del nivel de pobreza. En los 11 estados restantes, los niveles de elegibilidad en nueve estados eran superiores al 150%, y en seis estados el nivel era de 185% o superior: En Colorado se brinda cobertura a los niños de hasta el 185% del nivel de pobreza federal; en Idaho, hasta el 150%; en Illinois, hasta el 185% (con la excepción de los niños menores de un año, los que están cubiertos hasta el 200%); en Montana, hasta el 150%; en Nebraska, hasta el 185%; en North Dakota, hasta el 140%; en Oklahoma, hasta el 185%; en Oregon, hasta el 185%; en South Carolina, hasta el 150% (con la excepción de los niños menores de un año, los que están cubiertos hasta el 185%); en Wisconsin, hasta el 185%; y en Wyoming, hasta el 133%. Véase The Henry J. Kaiser Family Foundation, *SCHIP Program Enrollment: Junio de 2003 Update* (Washington: The Kaiser Commission on Medicaid and the Uninsured, diciembre de 2003).

¹⁴ Véase Pamela Farley Short, Deborah R. Graefe, y Cathy Schoen, *Churn, Churn, Churn: How Instability of Health Insurance Shapes America's Uninsured Problem* (New York: The Commonwealth Fund, Noviembre de 2003); Jennifer Haley y Stephen Zuckerman, *Is Lack of Coverage a Short- or Long-Term Condition?* (Washington: Kaiser Commission on Medicaid and the Uninsured, Junio de 2003); y Rachel Klein, *Promising Ideas in Children's Health Insurance* (Washington: Families USA, mayo de 2001).

¹⁵ Véase Vernon Smith, et al., *States Respond to Fiscal Pressure: A 50-State Update of State Medicaid Spending Growth and Cost Containment Actions* (Washington: Kaiser Commission on Medicaid and the Uninsured, Enero de 2004); Donna Cohen Ross y Laura Cox, *Preserving Recent Progress on Health Coverage for Children and Families: New Tensions Emerge – A 50 State Update on Eligibility, Enrollment, Renewal and Cost-Sharing Practices in Medicaid and SCHIP* (Washington: Kaiser Commission on Medicaid and the Uninsured, Julio 2003); y Donna Cohen Ross y Laura Cox, *Out in the Cold: Enrollment Freezes in Six State Children's Health Insurance Programs Withhold Coverage from Eligible Children* (Washington: Center on Budget and Policy Priorities, 15 de enero de 2004).

¹⁶ Véase Pamela Farley Short, Deborah R. Graefe y Cathy Schoen, op. cit.; Jennifer Haley y Stephen Zuckerman, op. cit.

¹⁷ American College of Physicians-American Society of Internal Medicine, *No Health Insurance? It's Enough to Make You Sick* (Philadelphia: American College of Physicians-American Society of Internal Medicine, Noviembre de 1999).

¹⁸ Ibid.

¹⁹ Hadley, J. y Holahan, J., "How Much Medical Care Do The Uninsured Use, And Who Pays For It?" *Health Affairs* Web Exclusive, 12 de febrero de 2003.

²⁰ The Henry J. Kaiser Family Foundation, *The Uninsured and Their Access to Health Care* (Washington: Kaiser Commission on Medicaid and the Uninsured, mayo de 2000).

²¹ John Z. Ayanian, M.D., M.P.P., Joel S. Weissman, Ph.D., Eric C. Schneider, M.D., M.Sc., Jack A. Ginsburg, M.P.E., y Alan M. Zaslavsky, Ph.D., "Unmet Health Needs of Uninsured Adults in the United States," *Journal of the American Medical Association* 284, no. 16 (25 de octubre de 2000): 2061-2069.

²² Ibid.

²³ Ibid.

²⁴ Institute of Medicine, *Care Without Coverage: Too Little, Too Late*, op. cit.

²⁵ The NewsHour with Jim Lehrer/Kaiser Family Foundation National Survey on the Uninsured, 2000, available online at (www.pbs.org/newshour/health/uninsured).

²⁶ Centers for Disease Control, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, "WISEWOMAN: Improving the Health of Uninsured Women, At a Glance 2004," disponible en línea en (www.cdc.gov/nccdphp/aag/aag_wisewoman.htm). Descargado el 3 de mayo de 2004.

- ²⁷ Jack Hadley, Ph.D., *Sicker And Poorer: The Consequences of Being Uninsured, A Review of the Research on the Relationship between Health Insurance, Health, Work, Income and Education* (Washington: Kaiser Commission on Medicaid and the Uninsured, mayo de 2002).
- ²⁸ The NewsHour with Jim Lehrer/Kaiser Family Foundation National Survey on the Uninsured, 2000, disponible en línea en (www.pbs.org/newshour/health/uninsured).
- ²⁹ John Z. Ayanian, et al., op. cit.
- ³⁰ Cheryl Fish-Parcham, *Getting Less Care: The Uninsured with Chronic Health Conditions* (Washington: Families USA, febrero de 2001).
- ³¹ Lola Jean Kozak, Margaret J. Hall, y Maria F. Owings, "Trends in Avoidable Hospitalizations, 1980-1998," *Health Affairs*, March/April 2001, Vol. 20 No. 2, pp. 225-32 tal como se citó en Jack Hadley, Ph. D., *Sicker And Poorer: The Consequences of Being Uninsured* (Washington: Kaiser Commission on Medicaid and the Uninsured, mayo de 2002).
- ³² Hoffman C., Gaskin D.J., *The Costs of Preventable Hospitalizations among Uninsured and Medicaid Adults* (Washington: Kaiser Family Foundation, 2001) tal como se citó en Jack Hadley, op. cit.
- ³³ Davis, K., *Time for Change: The Hidden Cost of a Fragmented Health Insurance System* (New York: The Commonwealth Fund, 2003).
- ³⁴ Institute of Medicine, *Insuring America's Health* (Washington: National Academy Press, 2002).
- ³⁵ American College of Physicians-American Society of Internal Medicine, op. cit.
- ³⁶ Institute of Medicine, *Care Without Coverage: Too Little, Too Late* (Washington: National Academy Press, 2002).
- ³⁷ Reed, Marie C. and Ha T. Tu, *Triple Jeopardy: Low Income, Chronically Ill and Uninsured in America*, Issue Brief No. 49 (Washington: Center for Studying Health System Change, febrero e 2002).
- ³⁸ Robert C. Bradbury, Joseph H. Golec, y Paul M. Steen, "Comparing Uninsured and Privately Insured Hospital Patients: Admission Severity, Health Outcomes, and Resource Use," *Health Services Management Research*, 24 August 2001, Vol. 321 No. 8, pp. 508-13 as cited in Jack Hadley, PhD., *Sicker And Poorer: The Consequences of Being Uninsured Briefing Charts* (Washington: Kaiser Commission on Medicaid and the Uninsured, Mayo 2002).
- ³⁹ David W. Baker, M.D., M.P.H., Joseph J. Sudano, Ph.D., Jeffrey M. Albert, Ph.D., Elaine A. Borawski, Ph.D., and Avi Dor, Ph.D., "Lack of Health Insurance and Decline in Overall Health in late Middle Age," *The New England Journal of Medicine*, October 2001, Vol. 345 No. 15, pp. 1106-1112 tal como se citó en Jack Hadley, *Sicker And Poorer: The Consequences of Being Uninsured* (Executive Summary) (Washington: Kaiser Commission on Medicaid and the Uninsured, Mayo 2002), p. 12.
- ⁴⁰ Hadley, J. and Holahan, J., "How Much Medical Care Do The Uninsured Use, And Who Pays For It?," op. cit.
- ⁴¹ Irene Wielawski, "Gouging the Medically Uninsured: A Tale of Two Bills," *Health Affairs* 19, No. 5 (Setiembre/Octubre de 2000): 180-185.
- ⁴² *The NewsHour with Jim Lehrer/Kaiser Family Foundation National Survey on the Uninsured, 2000*, op. cit.
- ⁴³ Ibid.
- ⁴⁴ Martha Shirk, *In Their Own Words: The uninsured talk about living without health insurance* (Washington: Kaiser Family Foundation, 2000) tal como se citó en Cheryl Fish-Parcham, op. cit.; Irene Wielawski, op. cit.
- ⁴⁵ American College of Physicians-American Society of Internal Medicine, op. cit.

APÉNDICE TÉCNICO

Cómo se estimó la carencia de seguro de salud al nivel estatal en un dado momento durante los años 2002 y 2003

Preparado por:
El Grupo Lewin
Lisa Alecxih
John Corea
Federico Leo

METODOLOGÍA: RESUMEN

El Grupo Lewin estimó el número de personas menores de 65 años de edad que no contaron con seguro de salud durante por lo menos un mes durante el período de 2002 a 2003, valiéndose para ello de la combinación de varias fuentes de datos. Las estimaciones nacionales se fundamentaron principalmente en el Panel de la Encuesta de Ingresos y Participación en Programas (SIPP) de 2001. Se eligió la SIPP por el tamaño importante de su muestra, y por los identificadores estatales. Las estimaciones nacionales tomadas de la SIPP se proyectaron hasta un año empleando un pequeño ajuste agregado que refleja un supuesto conservador de las tendencias de los seguros sobre la base de datos históricos.

Las estimaciones al nivel estatal se obtuvieron mediante la aplicación de un conjunto de ecuaciones de regresión derivadas de la SIPP a datos de la Encuesta de la Población Actual (CPS) del mes de marzo de 2003. La CPS presenta los datos más recientes sobre la cobertura de seguro de salud, el empleo, los ingresos y estimaciones demográficas, y sustenta las estimaciones al nivel estatal.

Los modelos de regresión logística predijeron si una persona no tuviera seguro de salud durante por lo menos un mes durante un período de 24 meses a partir del primero de febrero de 2001 hasta finales de enero de 2003. Se efectuó ecuaciones distintas para niños y adultos no ancianos. Además de considerar las variables demográficas y socioeconómicas en la CPS, agregamos variables al nivel estatal para reflejar cambios en la cobertura de Medicaid para los niños hasta finales de 2003.

Debido a que los datos de la SIPP presentaron estimaciones recientes y directas de la carencia de seguro durante un período de dos años, calibramos los resultados de los modelos de regresión al nivel estatal para que se adecuaran a las estimaciones nacionales de la SIPP, proyectándolos hasta un año en conjunto.

I. Introducción

Para preparar el presente informe, elaboramos estimaciones al nivel estatal del número de individuos que no contaron con seguro de salud en ningún momento durante un período de dos años y los que no contaron con seguro durante seis meses o más durante un período de dos años. Produjimos estimaciones por separado tanto para la población juvenil (menores de 18 años) como para los adultos no ancianos (entre 18 y 64 años). También preparamos tablas indicando el número y la proporción de personas sin seguro según características seleccionadas.

Existen varios métodos para estimar el número de personas sin seguro. Una estimación según un momento determinado indica el número de personas que no cuentan con seguro de salud en algún momento dado (por ejemplo, en un día dado o un mes dado).

Como alternativa una estimación según un período de tiempo indica el número de personas que no cuentan con seguro de salud en ningún momento durante ese período (por ejemplo, durante el año pasado).

Utilizamos una estimación de las personas sin seguro durante un período de tiempo para ambos análisis por varios motivos. En primer lugar, debido a que muchas de las personas sin seguro no están cubiertas durante un corto período, una estimación según un momento determinado desprecia la población que se halla en riesgo de carecer de seguro de salud. En segundo lugar, las estimaciones que se basan en las personas que no cuentan con seguro durante un período de tiempo dan una representación más precisa de todas las personas que pierden su seguro. Esto se debe a que una estimación según un momento determinado contendrá una cuota desproporcionada de personas que no contaron con seguro durante un largo período, y estos individuos con frecuencia reúnen un conjunto de características diferente de las personas que no cuentan con seguro durante un período corto (Swartz, 1990).

Para estos análisis, utilizamos el Panel de la Encuesta de Ingresos y Participación en Programas (SIPP) de 2001 y el Suplemento Anual de marzo de la Encuesta de la Población Actual (CPS) de 2003. Utilizamos la SIPP de 2001 porque contiene los datos más recientes que proporcionan información mensual sobre el seguro en forma longitudinal durante un período de dos años. Empleamos la CPS porque presenta las estimaciones más recientes al nivel estatal. Ambas encuestas son representativas al nivel nacional y contienen características básicas con respecto a la demografía y economía de la población no institucionalizada. La SIPP de 2001 contiene datos durante 48 meses, de los cuales utilizamos la información de las personas con datos correspondientes a 24 meses abarcando los años 2001 y 2002. Este archivo contenía aproximadamente 55,000 individuos, de los cuales aproximadamente 33,000 eran adultos no ancianos y 14,000 eran niños. La CPS de 2003 contenía datos de aproximadamente 217,000 personas, de las cuales alrededor de 129,000 eran adultos no ancianos y 67,000 eran niños.

II. Estimaciones al nivel estatal

No existen estimaciones fiables al nivel estatal sobre la cobertura de seguro de salud durante un período de tiempo. Aunque la SIPP permite estimaciones según un período de tiempo y específicamente capta la cobertura de dependientes, su muestra no sustenta las estimaciones al nivel estatal (aunque incluye identificadores estatales con fines analíticos). La CPS permite estimaciones al nivel estatal y la CPS del mes de marzo de 2003 refleja una muestra aumentada, la que permite una exactitud estadística mayor de las estimaciones al nivel estatal. La CPS pregunta si un individuo estuvo cubierto en algún momento durante el año anterior por cualquiera de los siguientes planes: Medicare, Medicaid, seguro de salud privado o plan de salud militar.¹ Al

combinar las preguntas puede contar a los individuos que, teóricamente, no estuvieron cubiertos por ningún tipo de seguro durante ese año. La estimación resultante, que debería ser una estimación según un período de tiempo, en realidad parece ser más comparable con una estimación según un momento determinado generada de la SIPP que la estimación de todo un año (Tabla 1).

Tabla 1

Estimaciones de 1999 de la prevalencia de personas menores de 65 años sin seguro

Fuente de datos	% de personas sin seguro durante todo el año	% de personas sin seguro en algún momento durante el año	% de personas sin seguro en un momento determinado
Encuesta de la población actual	15.9%	no disponible	no disponible
Encuesta de ingresos y participación en programas	8.5% ^a	25.4% ^a	16.6% ^b
Encuesta del Panel de Gastos Médicos	12.2%	25.0%	17.3%

^a Calculado utilizando el ponderado longitudinal del año 2001.

^b Calculado utilizando el ponderado mensual del mes 24, lo que representa aproximadamente el mes de enero de 2003.

Nota: La Encuesta del Panel de Gastos Médicos (MEPS) pregunta sobre el estado del seguro de salud en cada trimestre durante un período de un año.

Algunos investigadores son de la hipótesis que la CPS puede aproximar más a una estimación según un momento determinado porque las personas entrevistadas podrían estar reportando el estado actual de su seguro de salud en lugar de su cobertura durante el año pasado (Nelson y Short, 1990 y Swartz, 1994). Sin embargo, Robert Bennefield de la Oficina de Censos argumentó que la CPS parece principalmente presentar cifras inferiores con respecto a la cobertura de seguro en general, lo que da como resultado informes con porcentajes mayores a los esperados para las personas sin seguro (Bennefield, 1996). Sin embargo, una pregunta de verificación añadida en la CPS a comienzos de 2001 redujo sólo modestamente la estimación de la CPS de personas sin seguro (por ejemplo, de 17.4% a 16.1% en la CPS del mes de marzo de 2002). Considerando que la prevalencia de la falta de seguro en un momento determinado de la SIPP estuvo mucho más cerca de la tasa de prevalencia de la CPS que el estimado de personas sin seguro durante todo el año tomado de la SIPP, optamos por tratar los datos de la CPS como estimaciones según un momento determinado a fin de generar nuestras propias estimaciones durante un período de tiempo.

A. Ecuaciones de la SIPP

Con el fin de utilizar la información estatal disponible de la CPS para generar estimaciones de la carencia de seguro de salud por uno o más meses entre las personas que contaron con seguro de salud en un momento determinado, estimamos ecuaciones de regresión logística que describen la relación entre las características de una persona en un momento determinado y el estado de su seguro de salud durante un período de dos años. Generamos estas ecuaciones utilizando datos de la SIPP. *La Tabla 2* presenta características seleccionadas de la población asegurada en un momento determinado de la SIPP y los archivos de CPS utilizados en el análisis.

Tabla 2

Comparación de los datos de la SIPP y la CPS utilizados en las características modelo de las personas con <65 años sin seguro de salud en un momento determinado

	SIPP 2001-2002 ^a	CPS Marzo 2003 ^b
Edad		
Menores de 6	7.9%	6.0%
6 a 17	17.1%	13.7%
18 a 34	38.4%	41.3%
35 a 64	36.5%	38.9%
Ingreso familiar como % del umbral de pobreza federal		
<100%	29.4%	26.3%
100-199%	31.3%	28.7%
200-299%	18.3%	18.4%
300-399%	9.3%	10.1%
400%+	11.5%	16.3%
Raza		
Blanca no hispana	49.6%	47.7%
Negra no hispana	15.2%	15.7%
Hispana	29.2%	29.2%
Otras razas	5.8%	7.2%

^a Basado en la muestra SIPP de 2001-2002, estimado utilizando el ponderado mensual para el mes 24.

^b El modelo asume que el estimado de carencia de seguro de marzo de 2003 de la CPS representa una medida según un momento determinado correspondiente a marzo 2003

Los archivos de la SIPP de 2001-2002 incluyen necesariamente a los individuos con datos correspondientes al período bianual de 2001 a 2002. Las deserciones y adiciones de la encuesta durante el período tienden a distorsionar la muestra, y los ponderados específicos al período bianual de 2001 a 2002 (que permitirían compensar la ausencia de estos encuestados) no estuvieron disponibles de la

Oficina de Censos al momento del análisis. Esto implicó un problema potencial porque la falta de seguro puede ser más común entre las personas que abandonaron la encuesta, cuyas vidas pueden ser más transitorias y estar sujeta a trastornos (como demostrado por su falta de participación continua en la encuesta). Por lo tanto, utilizamos el ponderado más adecuado del que se disponía — el ponderado longitudinal de un año que representa los primeros 12 meses del período del análisis bianual — y lo ajustamos según el grupo de edad, sexo, raza e ingresos para adecuarlo a la población en marzo de 2003.² Ajustar los ponderados de este modo mitiga el sesgo de la cobertura del seguro de salud ocasionado por las deserciones de la encuesta porque la cobertura del seguro de salud también se correlaciona con los factores utilizados para ajustar los ponderados. Aún más, las ecuaciones de regresión incluyen estos mismos factores y, por lo tanto, el control de los mismos. Observamos que los resultados de las ecuaciones de regresión logística fueron muy similares con y sin los ponderados, lo que sugiere que el sesgo producido por las deserciones de la encuesta es mínimo.³

Debido a que estamos utilizando la CPS como una estimación de seguro según un momento determinado, suponemos que las personas que indicaron en la CPS del mes de marzo de 2003 que no contaron con ninguna cobertura, carecieran de cobertura en marzo de 2003. Si se utiliza el mes de marzo de 2003 como indicativo del final del año calendario 2002, ya sabemos que todas las personas que reportan una falta de cobertura en la CPS de marzo de 2003 no cuentan con seguro durante por lo menos un mes durante el período de referencia de dos años. De este modo, excluimos a estas personas de las ecuaciones de 1+ mes y dejamos que la ecuación pronostique cuáles de las personas que tienen cobertura al final del año 2003 carecieron del mismo en algún otro momento durante los dos años anteriores. En contraste, se utilizan los datos de todos para las ecuaciones de 6+ meses, y la falta de seguro al final del año se emplea para pronosticar la falta de seguro durante 6+ meses.

Estimamos cuatro ecuaciones distintas de la SIPP para pronosticar los siguientes resultados:

- Niños sin seguro por 1+ mes durante dos años
- Niños sin seguro por 6+ meses durante dos años
- Adultos sin seguro por 1+ mes durante dos años
- Adultos sin seguro por 6+ meses durante dos años

Estimamos ecuaciones distintas para los niños y los adultos porque la cobertura del seguro para niños se ha visto impulsada en años recientes por cambios de los Programas Estatales de Seguro de Salud para Niños (SCHIP). Estas ecuaciones

cumplen dos funciones. En primer lugar, al aplicarse las mismas a la CPS podemos generar estimaciones de la carencia de seguro al nivel estatal según un período de tiempo sobre la base de la (supuesta) información según un momento determinado disponible entre los datos de la CPS. En segundo lugar, al incorporar variables clave al nivel estatal que influyen en la cobertura de seguro (es decir, el desempleo e inscripción en SCHIP) las ecuaciones nos permiten reflejar las tendencias del seguro hasta fines del año 2003.

La **Tabla 3** resume las muestras y variables utilizadas para cada ecuación. Las ecuaciones utilizan una combinación de variables que representan características de los individuos, sus padres (en el caso de los niños) y su estado de residencia. Las siguientes variables representan las características del individuo en todas las ecuaciones:

- **Edad** (0-5, 6-16, 17, 18-20, 21-34, 35-60, 61-64) Se eligieron grupos de edad que correspondieran a las probables diferencias en la disponibilidad del seguro según la edad. Por ejemplo, la elegibilidad para Medicaid en algunos estados es más restrictiva para los niños entre las edades de 6 y 16 años que para los niños de 0-5 y aún más restrictiva para niños mayores de 16 años.
- **Ingresos familiares como un porcentaje del Umbral de Pobreza Federal** (<=100%, 101-199%, 200%+) El ingreso familiar es el mismo para todos los miembros de una familia. El nivel de pobreza utilizado es el Umbral de Pobreza Federal, que es la medida típicamente utilizada para reportar las estadísticas de las tasas de pobreza.
- **Raza/etnicidad** (blanca/no hispana, negra/no hispana, hispana, otras)
- **Sexo** (masculino/femenino)
- **Educación** (bachillerato incompleto, bachillerato completo [incluso parte de educación universitaria], título universitario o más) En el caso de los niños, si ambos padres tienen el mismo estado de empleo, la variable educación representa la educación del padre con el nivel más alto de educación. Si sólo uno de los padres trabaja y el otro no, la educación representa la educación del padre que trabaja.

Se agregaron las siguientes variables estatales a la SIPP para captar las características del estado de residencia de un individuo que podrían afectar sus probabilidades de contar con seguro:

- **Cobertura de Medicaid para niños** (variable continua) Esta variable es importante porque los cambios en la cobertura de Medicaid para los niños entre 2002 y 2003 variaron considerablemente según el estado debido a que la cobertura SCHIP se expandió en algunos estados así como se contrajo en otros

(véase la *Tabla 4*). Calculamos la inscripción anual de los niños en Medicaid como un porcentaje de los niños en el estado con ingresos familiares inferiores a 200% del Umbral de Pobreza Federal. Esta medida pretende captar los avances del estado en la cobertura de los niños de bajos ingresos hasta finales del año 2003. La inscripción incluye Medicaid estándar más los Programas de Seguro de Salud Infantil del Estado. Para el cálculo, sumamos las estimaciones de la inscripción en Medicaid y el conteo del número de niños cubiertos por los planes SCHIPP que todavía no son parte del plan estatal de Medicaid. Luego dividimos por la estimación del número de niños que estaban por debajo del 200% del Umbral de Pobreza Federal de la CPS para calcular las tasas de inscripción de la población objetivo general. Esta medida posiblemente no sea (ni pretende ser) igual a las estimaciones propias del estado sobre las tasas de inscripción de los niños en Medicaid. Por ejemplo, la combinación de los conteos de las inscripciones anuales con las estimaciones según un momento determinado de la CPS tiende a inflar sistemáticamente las tasas de inscripción. Este sesgo no debería tener ningún efecto significativo en las estimaciones proyectadas ni en las clasificaciones del estado porque es coherente en todos los estados y entre los años.

- **Estado de empleo** (empleado, desempleado, no forma parte de la fuerza laboral) Utilizamos el empleo al final del período.

En general, se mantuvieron las variables explicativas sólo en las ecuaciones de modelado cuando eran significativas en el nivel 0.05. Por ejemplo, en la ecuación de los niños, el empleo fue significativo en la ecuación 1+ mes, pero no así en la ecuación de 6+ meses. Los coeficientes resultantes de las cuatro ecuaciones se describen en las *Tablas 6 y 7*.

En cada caso, la probabilidad de que un individuo carezca de seguro de salud (para 1+ o 6+ meses) en 2001-2002 es la siguiente:

$$e^y/(1+e^y)$$

Tabla 3

Muestras y variables utilizadas en las ecuaciones de regresión logística de la SIPP que pronostican la carencia de seguro durante 24 meses

	Niños		Adultos	
	Sin seguro 1+ meses	Sin seguro 6+ meses	Sin seguro 1+ meses	Sin seguro 6+ meses
Muestra	Muestra: Niños (<18 años) con seguro de salud en el mes 24	Muestra: Niños (<18 años) con seguro de salud	Muestra: Adultos entre 18-64 años de edad en el mes 24	Muestra: Adultos entre 18-64 años de edad
Variable dependiente	Sin seguro en cualquier momento durante un período de 2 años	Sin seguro por 6+ meses durante un período de 2 años	Sin seguro en cualquier momento durante un período de 2 años	Sin seguro por más de 6 meses durante un período de 2 años
Variables independientes:				
Edad	0-5 6-16* 17	0-5* 6-16 17*	18-20 21-24 25-34 35-60* 61-64	18-20 21-24 25-34 35-60* 61-64
Ingresos familiares (como porcentaje del Umbral de Pobreza Federal)	<100% 100-199% 200%+ *	<100% 100-199% 200%+ *	<100% 100-199% 200%+ *	<100% 100-199% 200%+ *
Raza/etnicidad	Blanca no hispana* Negra no hispana Hispana Otra	Blanca no hispana* Negra no hispana Hispana Otra	Blanca no hispana* Negra no hispana Hispana Otra	Blanca no hispana* Negra no hispana Hispana Otra
Sexo	<No se utilizó>	<No se utilizó>	Hombre	Hombre
Educación	El padre o la madre no ha completado el bachillerato El padre o la madre ha completado el bachillerato El padre o la madre tiene título universitario* (Nota: Se le asignó al niño la educación del padre o madre del más alto nivel de educación o la educación del padre empleado en el caso de que sólo uno de los padres tuviera empleo)	El padre o la madre no ha completado el bachillerato El padre o la madre ha completado el bachillerato El padre o la madre tiene título universitario* (Nota: Se le asignó al niño la educación del padre o madre del más alto nivel de educación o la educación del padre empleado en el caso de que sólo uno de los padres tuviera empleo)	El individuo no ha completado el bachillerato El individuo ha completado el bachillerato El individuo tiene título universitario o más*	El individuo no ha completado el bachillerato El individuo ha completado el bachillerato El individuo tiene título universitario o más*
Estado de empleo	Empleado en el mes 24* Desempleado en el mes 24 No forma parte de la fuerza laboral*	<No se utilizó>	Employed en el mes 24* Unemployed en el mes 24 No forma parte de la fuerza laboral*	<No se utilizó>
Estado de la cobertura de salud para el mes 24	<No se utilizó>	Sin seguro en el mes 24	<No se utilizó>	Sin seguro en el mes 24
Cobertura Medicaid	% de niños en el estado <200% del Umbral de Pobreza Federal inscritos en Medicaid/SCHIP anualmente	% de niños en el estado <200% del Umbral de Pobreza Federal inscritos en Medicaid/SCHIP anualmente	<No se utilizó>	<No se utilizó>

* Indica que el grupo de referencia se omitió en la ecuación

Tabla 4

Porcentaje anual de niños con ingresos < 200% del Umbral de Pobreza Federal inscritos en Medicaid (incluyendo SCHIP)

Estado	2002	2003
Alabama	82.5%	80.9%
Alaska	113.5%	113.3%
Arizona	79.3%	78.3%
Arkansas	85.0%	84.3%
California	91.1%	92.1%
Colorado	60.7%	66.1%
Connecticut	89.5%	90.0%
Delaware	108.1%	107.8%
Distrito de Columbia	121.6%	123.0%
Florida	84.4%	88.6%
Georgia	92.5%	95.3%
Hawái	73.4%	74.9%
Idaho	69.1%	68.4%
Illinois	81.6%	86.1%
Indiana	89.6%	90.7%
Iowa	74.4%	75.7%
Kansas	75.9%	77.7%
Kentucky	101.4%	101.2%
Louisiana	92.0%	97.0%
Maine	83.1%	89.7%
Maryland	121.0%	121.7%
Massachusetts	106.4%	108.2%
Michigan	87.2%	87.7%
Minnesota	95.3%	95.5%
Mississippi	102.0%	104.6%
Missouri	132.2%	132.2%
Montana	56.2%	55.1%
Nebraska	97.7%	116.2%
Nevada	39.8%	43.0%
Nuevo Hampshire	98.9%	101.7%
Nueva Jersey	88.8%	88.8%
Nuevo México	106.1%	104.6%
Nueva York	73.5%	73.0%
Carolina del Norte	84.0%	86.9%
Dakota del Norte	56.8%	58.0%
Ohio	90.0%	92.3%
Oklahoma	111.8%	113.4%
Oregón	76.2%	75.9%
Pennsylvania	80.2%	81.5%
Rhode Island	120.1%	126.8%
Carolina del Sur	115.8%	117.6%
Dakota del Sur	92.8%	92.8%
Tennessee	114.3%	112.2%
Texas	63.2%	62.6%
Utah	48.4%	49.2%
Vermont	161.8%	162.9%
Virginia	63.9%	66.1%
Washington	101.2%	100.3%
Virginia del Oeste	91.1%	91.0%
Wisconsin	78.4%	80.6%
Wyoming	76.2%	75.8%

Nota: Algunos estados superan el 100% debido a que 1) la elegibilidad se ha extendido a los niños con ingresos superiores al 200% del Umbral de Pobreza Federal, y 2) el numerador representa la inscripción durante un período anual mientras que el denominador representa a la población en un momento determinado.

Fuente: El análisis de Lewin de los datos de inscripciones anuales para Medicaid y SCHIP y los datos de la CPS sobre niños según el ingreso familiar.

Tabla 5

Resultados de las ecuaciones de regresión logística de la SIPP para niños

	Niños 1+ meses sin seguro	Niños 6+ meses sin seguro
Intersección	-1.4212*	-2.8026*
De 0-5 de edad	0.0985	<No se utilizó>
6-16 años	<No se utilizó>	0.1192
17 años	-0.5162*	<No se utilizó>
0-99 pobreza	0.6286*	0.4880*
100-200 pobreza	0.5954*	0.4581*
Negro no hispano	0.4003*	0.2745*
Hispano	0.6531*	0.6085*
Otra raza	0.6771*	0.6933*
Bachillerato incompleto	0.9327*	1.2806*
Bachillerato completo	0.6029*	0.7304*
Inscripción en Medicaid estatal	-0.4713*	-0.6083*
Desempleado	-0.1889*	0.0776*
Empleado	-0.4217*	<No se utilizó>
Sin seguro 24	<No se utilizó>	3.2502

* Significativo en el nivel 0.05.

Tabla 6

Resultados de la ecuación de regresión logística de la SIPP para adultos

	Adultos 1+ meses no asegurados	Adults 6+ meses no asegurados
Intersección	-2.9153*	-3.8398*
18-20 años	0.3375*	<No se utilizó>
21-24 años	1.3485*	0.9376*
25-34 años	0.7727*	0.5816*
61-64 años	-0.6383*	-0.5767*
0-99 pobreza	1.0493*	0.9218*
100-200 pobreza	0.8582*	0.8213*
Negro no hispano	0.4612*	0.4509*
Hispano	0.8448*	0.9237*
Otra raza	0.4645*	0.4018*
Desempleado	0.4008*	<No se utilizó>
Bachillerato incompleto	1.0192*	1.1675*
Bachillerato completo	0.5632*	0.7376*
Sin seguro	<No se utilizó>	4.1717*

* Significativo en el nivel 0.05.

B. Aplicación de ecuaciones a los datos de la CPS

Antes de aplicar las ecuaciones a los datos de la CPS del mes de marzo de 2003, agregamos los datos estatales más recientes sobre las inscripciones en Medicaid. Las variables agregadas reflejan los cambios hasta finales del año 2003 (ver las *Tablas 4 y 5*). De este modo, al aplicar estas ecuaciones a la CPS del mes de marzo de 2003, obtuvimos estimaciones estatales que reflejan condiciones de cobertura hasta finales del año 2003. Sin embargo, notamos que la población reflejada en estas estimaciones representa la población estadounidense total en el mes de marzo de 2003. Asimismo, ajustamos los ponderados para reflejar el crecimiento de la población entre marzo de 2003 y diciembre de 2003.

La aplicación de la ecuación a la CPS aumentada del mes de marzo de 2003 produce la probabilidad de cada persona de no contar con seguro de salud en algún momento durante un período de dos años. Luego sumamos el producto de las probabilidades de las personas y sus ponderados para calcular el número de personas sin cobertura. Para las estimaciones de 1+ mes, agregamos después a las personas que no reportan ninguna cobertura durante el mes de marzo de 2003 (porque las personas que ya se sabía que carecerían de seguro en un momento determinado fueron excluidas de la ecuación). La suma de las personas que se estima que cuentan actualmente con seguro de salud, pero que, según se pronostica, no cuentan con seguro de salud durante por lo menos uno de los otros 23 meses y aquellas personas que reportaron la carencia de seguro de salud en la CPS equivale al número total de personas que informaron haberse quedado sin seguro en algún momento durante un período de dos años.

Para la estimación de 6+ meses, simplemente aplicamos la ecuación para producir la probabilidad de una carencia de seguro durante seis meses o más y multiplicamos estas probabilidades por el valor de los ponderados.

C. Proyección de la estimación nacional y calibración de las estimaciones estatales

Las ecuaciones de regresión logística sirven para dos propósitos. Principalmente, ajustan las estimaciones de la carencia de cobertura en base a las características de su población y las diferencias observadas en su inscripción en Medicaid. Además, dado que incorporamos los datos de Medicaid hasta finales de 2003, las ecuaciones también sirven para proyectar las estimaciones resultantes sobre la falta de seguro desde 2002 (el final del período de dos años captado en la SIPP) hasta 2003.

Sin embargo, dado que los datos de la SIPP presentan estimaciones directas de la carencia de seguro durante un período bianual, elegimos basarnos en la SIPP para nuestras estimaciones de la falta de seguro al nivel nacional en vez de en la suma de 50 estimaciones modeladas al nivel estatal. Para hacer esto, tuvimos en primer lugar

que proyectar hasta un año la estimación nacional de los datos de la SIPP. Obtuvimos un factor de tendencia analizando tendencias históricas recientes en la cobertura de seguro. Los datos de la CPS muestran que la tasa de falta de cobertura va en aumento desde menos de 15% en 2000 hasta 16.5% en 2001 y 17.3% en 2002. El desempleo aumentó durante este período también, desde 4.0% al año en 2002 hasta 4.7% en 2001 y 5.8% en 2002. El desempleo anual siguió creciendo hasta 6% en 2003. Dado que la cobertura de seguro está tan estrechamente unida al empleo específicamente y a las condiciones económicas en general, es razonable asumir que el año 2003 también vio un incremento modesto en la falta de seguro. Por lo tanto, asumimos un incremento en la tasa de carencia de seguro (medida en la CPS) de 2% desde 2002 hasta 2003, lo que implicaría una tasa de carencia de seguro de 17.6%. Luego ajustamos proporcionalmente todas las estimaciones estatales de modo que dieron como resultado la suma del objetivo nacional.

Todas las tabulaciones nacionales de la carencia de seguro según características de la población se produjeron directamente de la SIPP. Las tabulaciones estatales de la carencia de seguro se basaron en las distribuciones porcentuales de los datos modelados de la CPS aplicados a los totales estatales que se calibraron de acuerdo con el objetivo nacional.

IV. Definición de las variables de la tabla de resultados

A continuación definimos las variables utilizadas para reportar los resultados según las características de las personas.

- **Seguro de salud:** Por persona sin seguro se entenderá una persona que no haya reportado que tiene seguro de salud privado, Medicaid, Medicare, CHAMPUS, CHAMPVA o seguro de salud militar durante un determinado mes durante el período de dos años. Contamos la duración del período sin seguro como el número total de meses durante los dos años observados sobre la base de los datos de que un individuo careció de seguro. Los meses sin seguro no tienen que ser consecutivos. Esta distribución según el número de meses se trunca para aquellas personas cuyo intervalo comenzó antes del período observado así como para las personas cuyo intervalo se prolongó hasta después del final del período de 24 meses. Por lo tanto, la distribución no debería interpretarse como una duración total del intervalo. Es probable que la distribución represente de manera exagerada los períodos de suspensión más cortos.
- **Ingreso:** La medición de ingresos que utilizamos es el ingreso familiar como un porcentaje del Umbral de Pobreza Federal. Las tablas de los EE.UU. muestran una distribución detallada (<100%, 100-199%, 200-299%, 300-399%, 400%+) mientras que las tablas estatales seleccionadas muestran una distribución más global (<200%, 200%+) debido a las restricciones del tamaño de la muestra.

- **Raza/etnicidad:** Presentamos la distribución de personas sin seguro según su raza y grupo étnico. Dividimos a las personas en cuatro categorías exclusivas de raza/etnicidad: Blanca, no hispana; negra, no hispana; hispana; y otras. Clasificamos a las personas como hispanas si reportaban su origen étnico como mexicano, chicano, puertorriqueño, cubano, centroamericano o sudamericano u otro español.
- **Educación:** Para los adultos, indicamos el nivel educativo de la persona. En el caso de los niños, reportamos el nivel educativo del padre con el mayor nivel de educación si ambos padres o ninguno de ellos están trabajando, o el padre empleado si sólo un padre está trabajando. Los niveles que creamos fueron: bachillerato incompleto, bachillerato completo (incluso parte de educación universitaria) y título universitario o más.
- **Empleo familiar:** El empleo familiar se construyó utilizando el empleo de mayor nivel comparando los empleos de la persona de referencia y de su cónyuge. Por ejemplo, si la persona de referencia trabajó a tiempo parcial pero su cónyuge trabajó a tiempo completo, la familia se categorizaría como una familia con empleo a tiempo completo
- **Estado de empleo familiar al final del período de 24 meses:** Informamos sobre el estado del empleo familiar durante los últimos 24 meses (en las tablas de resultados, aproximadamente enero de 2003). La variable se compuso de las siguientes categorías: empleado a tiempo completo, empleado a tiempo parcial, desempleado y no forma parte de la fuerza laboral.
- **Estado de empleo familiar durante el período de 24 meses:** Sólo al nivel estatal, también reportamos la duración del empleo familiar durante el período de 24 meses. Dado que la duración del empleo es un dato que está disponible en la SIPP pero no en la CPS (que proporciona estimaciones al nivel estatal) no pudimos reportarlo al nivel estatal. La variable se compuso de las siguientes categorías: empleado a tiempo completo durante la totalidad de los 24 meses, empleado por lo menos a tiempo parcial durante la totalidad de los 24 meses, desempleado por lo menos un mes, desempleado durante 24 meses y no forma parte de la fuerza laboral.
- **Edad:** Informamos la edad al final del período de 24 meses.

V. Advertencias y limitaciones

Como indicamos anteriormente, no existen estimaciones directas de las personas sin seguro de salud durante un período de tiempo según el estado. Por consiguiente, al igual que los análisis de pequeñas áreas que desarrolló la Oficina de Censos, utilizamos los modelos econométricos para calcular estas estimaciones. Todas las variables incluidas en el modelo tenían coeficientes significativos, con excepción de la variable ficticia del grupo de edad de 0-5 años en las ecuaciones referidas a los niños y la variable ficticia relacionada con los hombres en la ecuación de 1+ mes de los adultos. Las variables de empleo e inscripción en Medicaid al nivel estatal produjeron coeficientes grandes y, por lo tanto, tuvieron impactos relativamente importantes sobre las estimaciones resultantes sobre la carencia de seguro.

Aun cuando la muestra de la CPS mejoró a partir del año 2001, sigue existiendo el sesgo en las estimaciones estatales introducidas por el marco de muestreo dentro de un estado. Por ejemplo, si todas las unidades familiares entrevistadas en un pequeño estado provienen de la misma área estadística metropolitana del estado, tal vez no representen con exactitud las características de los residentes de todo el estado.

El modelo que especificamos dio por supuesto que el porcentaje reportado en la CPS sobre niños sin seguro fue similar a la estimación según un momento determinado de la SIPP. Como se ha indicado anteriormente, los investigadores tienen opiniones divergentes sobre este asunto.

¹ En el año 2001, se incluyó una pregunta de verificación referida específicamente a si alguna persona no contó con seguro durante todo el año anterior.

² La exclusión de los individuos con menos de dos años de datos, necesariamente excluye a los niños menores de 2 años. El análisis de las muestras mensuales indicó que las tasas de cobertura de seguro para niños menores de 2 años fueron similares a las tasas para niños de 2 a 5 años. Por lo tanto, asignamos cobertura al grupo de niños menores de 2 años a la misma tasa que el grupo de 2 a 5.

³ Se encuentra fuera del alcance de este proyecto cuantificar la amplitud de los posibles patrones de cobertura de seguro de salud que pueden tener los que retiraron de la encuesta, incluso después del control en relación con la edad, sexo, raza e ingresos.

RECONOCIMIENTOS

Este informe fue redactado por:

Kathleen Stoll, Directora de Análisis de Políticas de Salud

Families USA

Kim Jones, Investigadora Adjunta

Families USA

El siguiente personal de Families USA colaboró en este proyecto:

Ron Pollack, Director Ejecutivo

Peggy Denker, Directora de Publicaciones

Ingrid VanTuinen, Redactora / Editora

Nancy Magill, Coordinadora de Diseño / Producción

Análisis de datos realizado por:

Lisa Alecxih, El Grupo Lewin

John Corea, El Grupo Lewin

Federico Leo, El Grupo Lewin

Families USA

Families USA es una organización nacional, sin fines de lucro, dedicada a la obtención de cuidados de salud de alta calidad a costos moderados para todos los estadounidenses. Usted puede ayudar a impulsar las metas de Families USA al apoyar nuestra causa.

- Sí, quiero apoyar iniciativas que resulten en la obtención de cuidados de salud de alta calidad a costos moderados para todos.

_____ \$25 _____ \$50 _____ \$100 _____ \$250 _____ Otro

- Por favor envíenme información sobre las redes de trabajo a nivel local de Families USA
- Remito \$70 para una suscripción de un año al Servicio de Publicaciones de Families USA (incluye un descuento de 20% sobre el precio de todos los materiales previamente publicados).*
- Por favor envíenme las publicaciones enumeradas abajo (20% de descuento para suscriptores de nuestro Servicio de Publicaciones).*

Código de Pub	Título	Cantidad	Precio

Nombre: _____

Organización: _____

Dirección Postal: _____

Ciudad, Estado, Código Postal: _____

Teléfono (Día): _____ (Noche) _____ (Fax) _____

* Residentes y organizaciones de D.C.: añadir un 5.75% de impuesto de venta o proporcionar un certificado de exención de impuesto.

Total Remitido: _____

Contribuciones a Families USA pueden deducirse del impuesto. Por favor envíe un cheque a nombre de Families USA.

*Families USA no recibe fondos de la industria de salud o de seguros.
Dependemos de fondos brindados por individuos o fundaciones*

Publicaciones realizadas por Families USA*

Publicación Código	Título	Precio
PS-000	<i>Servicio de Publicaciones de Families USA.</i> Suscripción anual a compendios y hojas de datos publicados por Families USA.	\$70.00
04-102	<i>Sticker Shock: Rising Prescription Drug Prices for Seniors</i> (6/04) Disponible únicamente en inglés.	\$15.00
04-102	<i>Medicaid: Good Medicine for State Economies, 2004 Update</i> (5/04) Disponible únicamente en inglés.	\$15.00
04-101	<i>Trabajar sin red: La red de seguros para el cuidado de la salud todavía excluye a millones de trabajadores de bajos ingresos.</i> Un informe especial. (4/03) Disponible en inglés y español.	\$5.00
04-100	<i>Health Action 2004 Tool Kit</i> (1/04) Disponible únicamente en inglés.	\$50.00
03-106	<i>Out of Bounds: Rising Drug Prices for Seniors</i> (7/03) Disponible únicamente en inglés.	\$15.00
03-105	<i>Top Dollar: CEO Compensation in Medicare's Private Insurance Plans</i> (6/03) Disponible únicamente en inglés.	\$15.00
03-104	<i>Slashing Medicaid: The Hidden Effects of the President's Block-Grant Proposal.</i> A Special Report (5/03) Disponible únicamente en inglés.	\$5.00
03-103	<i>Going Without Health Insurance: Nearly One in Three Non-Elderly Americans</i> (3/03) Disponible únicamente en inglés.	\$15.00
03-102	<i>Medicaid: Good Medicine for California's Economy</i> (1/03) Disponible únicamente en inglés.	\$15.00
03-101	<i>Medicaid: Good Medicine for State Economies</i> (1/03) Disponible únicamente en inglés.	\$15.00
03-100	<i>Health Action 2003 Tool Kit</i> (1/03) Disponible únicamente en inglés.	\$50.00
02-106	<i>Children Losing Health Coverage.</i> A Special Report (9/02) Disponible únicamente en inglés.	\$2.00
02-105	<i>Profiting from Pain: Where Prescription Drug Dollars Go</i> (7/02) Disponible únicamente en inglés.	\$15.00
02-104	<i>Bitter Pill: The Rising Prices of Prescription Drugs for Older Americans</i> (6/02) Disponible únicamente en inglés.	\$15.00

* Para una lista completa de publicaciones de Families USA
visite nuestra página Web (www.familiesusa.org) o
envíe un sobre con su dirección y estampilla (60c) a
Families USA Publicaciones, 1334 G Street, NW, Washington, DC 20005.

