

SEGURO SOCIAL Y USOS DE SERVICIOS DE SALUD ENTRE PERSONAS NICARAGÜENSES EN COSTA RICA

Roger Bonilla-Carrión¹

INTRODUCCIÓN

Es conocido el argumento de que las y los inmigrantes tienden a usar más los servicios públicos de salud, desplazando a la población local. El objetivo de este estudio fue comparar la afiliación del seguro social y el uso de los servicios de salud entre nicaragüenses en Costa Rica y la población costarricense para el 2004, y su evolución en los últimos años (1998-2004). Los resultados de este estudio se basaron en la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos (ENIG-2004).

El aseguramiento bruto es 17 por ciento menor en hogares nicaragüenses. La razón de consultas netas (sin considerar miembros no contribuyentes) en los hogares nicaragüenses es 17 por ciento mayor que la razón correspondientes a los costarricenses. Estas diferencias se mantienen al tomar en cuenta la zona de residencia. Desde 1998, el aseguramiento bruto ha aumentado en cinco puntos porcentuales para hogares nicaragüenses y ha disminuido en cinco puntos para los costarricenses. Al ajustar el aseguramiento por el efecto de los no contribuyentes, se percibe una mayor disminución en los hogares costarricenses desde 1998. Desde ese año, la razón de consultas netas se

1 El autor agradece al Centro Centroamericano de Población de la Universidad de Costa Rica por el apoyo tecnológico y logística suministrado. Al profesor Carlos Sandoval García, del Instituto de Investigaciones Sociales, por la motivación inicial para realizar la presente investigación. A Flora Calderón-Steck y Ruth Salas por su apoyo incondicional.

ha incrementado en un 43 por ciento en los hogares nicaragüenses, en contraste con el 25 por ciento para los hogares costarricenses. Estos resultados hacen pensar en una posible falta de credibilidad de la población costarricense en las instituciones públicas y, paralelamente, parece que la población inmigrante está invirtiendo más en los servicios públicos, tal como debería ser en los regímenes contributivos. Más allá de esto, el estudio pone en tela de juicio los argumentos contra la migración y el discurso xenofóbico contra las minorías sociales en Costa Rica, que se nutren de la supuesta sobrecarga del sistema de salud pública por las personas inmigrantes nicaragüenses.

La migración nicaragüense hacia Costa Rica ha aumentado en las últimas dos décadas. Entre 1984 y 2000, se pasa de cerca 89 mil a un poco más de 296 mil personas nicaragüenses en el país. Esto modificó el peso relativo de las personas extranjeras en el total de la población, pues se pasó de un 3,7 a un 7,8 por ciento en el último período. En el último censo de población realizado en el año 2000 representan el 76 por ciento de todos los extranjeros y pasan del 1,9 al 5,9 por ciento en el total nacional en ese período (Vargas, 2004).

Sin duda, el tema de la migración provoca diversos sentimientos, tanto en los países de origen como en los receptores. Cuanto mayor es la migración, mayor es su impacto en los países expulsores y receptores; por lo tanto, más se exacerban las pasiones en ambos lados de la frontera y más difícil es la discusión racional (Molina, 2002). Uno de los principales argumentos en contra de la migración nicaragüense hacia Costa Rica por parte de la población local es la idea de que la o el inmigrante nicaragüense, en muchos casos con niveles sociales inferiores y por su carácter “irregular”, tiende a utilizar más los servicios públicos, específicamente los de salud, saturándolos y desplazando a la población local. En dos estudios realizados por González y Varela (2003 a, 2003 b) se afirma que, en promedio, un 75 por ciento de la población costarricense considera que las y los inmigrantes nicaragüenses ponen en riesgo la seguridad social del país.

Por otro lado, el artículo 25 de la Declaración Universal de los Derechos Humanos afirma que “(...) toda persona tiene derecho a la salud, a la asistencia médica y los servicios sociales necesarios para asegurar un nivel de vida apropiado” (Organización de las Naciones Unidas, 2006).

El objetivo de este estudio fue comparar la afiliación del seguro social y el uso de los servicios de salud de nicaragüenses en Costa Rica y la población costarricense para el 2004 y su evolución en los últimos años (1998-2004), considerando otros factores como la zona de residencia. La hipótesis de trabajo es que la afiliación del seguro social y los patrones de uso de servicios de salud entre hogares nicaragüenses y costarricenses en la actualidad son aún diferenciados.

MATERIALES Y MÉTODOS

Los datos en este estudio fueron tomados de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares, Costa Rica 2004-2005, que llamaremos en adelante ENIG-2004 (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos [INEC], 2006). El diseño muestral de la encuesta proporcionó una muestra probabilística de áreas, la cual fue estratificada, bietápica y replicada. En la estratificación se utilizaron la zona urbana y rural de las seis regiones de planificación en que está organizada Costa Rica; además, el área central urbana se estratificó en seis substratos socioeconómicos, para un total nacional de 17 estratos. En una primera etapa se seleccionaron segmentos censales y en una segunda etapa se seleccionaron viviendas. Se entrevistaron 4500 hogares, que fue la unidad de análisis en la ENIG-2004. La encuesta incluyó a 16000 personas.

Para la definición de nicaragüense se utilizó la pregunta 4 del IX Censo Nacional de Población y Vivienda 2000 (INEC, 2000), en donde se pregunta por el lugar de residencia de la madre del entrevistado cuando éste nació. Una persona nicaragüense, entonces, es una persona que cuando nació, su madre residía en Nicaragua. La ENIG-2004 incluyó a 850 nicaragüenses (5,4% del total de personas). Hubo 350 personas de otras nacionalidades. Un hogar nicaragüense se definió como el hogar en donde el jefe o la jefa del hogar fuese nicaragüense. De forma similar se hizo con los hogares costarricenses. La ENIG-2004 incluyó a 300 hogares nicaragüenses (7% del total de hogares). Hubo 135 hogares en donde la jefatura del hogar era de otras nacionalidades.

Para medir la afiliación del seguro social y los patrones de uso de los servicios de salud, se utilizaron las siguientes variables de análisis o variables respuesta y_i que son estimadores de razón, pues es un ratio entre dos variables aleatorias.

1. Razón bruta de asegurados en los hogares (y_i) definido como:

$$y_i = \frac{\sum_{i=1}^h Tr_i}{\sum_{i=1}^h T_i}$$

en donde Tr es el número de miembros en el hogar i que están asegurados y T es el número de miembros del hogar. La razón bruta de asegurados (rba) tiene valores entre 0 y 1. Una persona asegurada es la que está protegida por

la Caja Costarricense del Seguro Social (CCSS). El seguro es posible porque la persona es asalariada, mediante convenio con organizaciones, seguro voluntario, seguro del Estado, por ser pensionado, por aseguramientos especiales o simplemente por ser familiar de una persona asegurada. Según el censo, el 70 por ciento de las personas en Costa Rica está asegurada (INEC, 2000). Así, por ejemplo un *rba* de 0,75 significa que el 75 por ciento de los miembros de los hogares están asegurados.

2. Razón neta de asegurados en los hogares (y_2) definido como:

$$y_2 = \frac{\sum_{i=1}^h T_{C_i}}{\sum_{i=1}^h T_i}$$

en donde T_c es el número de miembros en el hogar i que son mayores de 12 años y que, además de estar asegurados, son captadores de ingresos. La razón neta de asegurados (*rna*) generalmente es menor a la *rba*; y son iguales cuando todos los miembros del hogar son captadores de ingresos y son asegurados al mismo tiempo. La *rna* se indefine cuando en el hogar no hay personas aseguradas, pero sí hay captadores de ingresos, en estos casos la *rna* se definirá como cero. Un captador de ingresos es una persona que recibe una remuneración periódica en forma de dinero, en forma de salario o de ganancias. Según el censo, el 36 por ciento de las personas mayores de 12 años son captadoras de ingresos y están aseguradas (INEC, 2000). Así, por ejemplo un *rna* de 0,75 significa que el 75 por ciento de los miembros de los hogares están asegurados y son captadores de ingresos.

3. Razón neta de consultas en los hogares (y_3) definido como:

$$y_3 = \frac{\sum_{i=1; c=1}^h T_i}{\sum_{i=1}^h T_{C_i}}$$

en donde es el número de miembros en el hogar i que durante los 12 meses anteriores a la entrevista asistieron a consultas médicas de instituciones

gubernamentales (EBAIS,² clínicas u hospitales de la CCSS o Instituto Nacional de Seguros, INS). La razón neta de consultas (*rnc*) es un número positivo mayor que cero y es cero cuando en el hogar nadie asistió a consultas médicas. Una consulta médica se define como la atención dada por un profesional calificado a una persona no hospitalizada y que no está en el servicio de urgencias (Moya, 2000). No es posible obtener una medida del *rnc* a partir del censo, debido a que el último censo no incorporó una batería de preguntas referentes a las consultas médicas de las personas en las instituciones gubernamentales, pero a partir de la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples del 2001, que incluyó un módulo especial de salud, es posible aproximar esta cifra en 2,06 (INEC, 2001). Así, por ejemplo un *rnc* de 2 significa que en los últimos 12 meses, dos miembros de los hogares asistieron a consultas médicas de instituciones gubernamentales por cada miembro captador de ingresos.

4. Razón neta de internamientos en los hogares (y_4) definido como:

$$y_4 = \frac{\sum_{i=1; r=1}^h T_i}{\sum_{i=1}^h Tc_i}$$

en donde es el número de miembros en el hogar i que durante los 12 meses anteriores a la entrevista estuvieron internados en instituciones gubernamentales (hospitales de la CCSS o INS). La razón neta de internamientos (*rni*) es un número positivo mayor que cero y es cero cuando en el hogar nadie estuvo internado. Un internamiento se define como la estancia de una persona de al menos 24 horas en un hospital (Moya, 2000). No es posible obtener una medida del *rni* a partir del censo, debido a que el último censo no incorporó una batería de preguntas referentes a los internamientos de las personas en las instituciones gubernamentales, pero a partir de la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples del 2001, que incluyó un módulo especial de salud, es posible aproximar esta cifra en 0,24 (INEC, 2001). Así, por ejemplo un *rni* de 0,24 significa que en los últimos 12 meses, dos miembros de los hogares de cada diez estuvieron internados en instituciones gubernamentales por cada miembro captador de ingresos.

2 Equipo Básico de Atención Integral de la Salud, los cuales tienen a su cargo un sector de población que comprende aproximadamente 1100 hogares.

Para el cálculo de la rnc y de la rni es necesario que en la fuente de información haya un módulo especial de preguntas llamado generalmente “módulo de servicios de salud”. Ni el censo ni las Encuestas de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPH) realizadas anualmente incorporan este módulo, con excepción de estas últimas para los años 1993, 1998 y 2001, las cuales fueron utilizadas para el cálculo de las variables respuesta (INEC, 1993, 1998, 2001).

Los cálculos fueron realizados con el programa STATA versión 8 (Stata Corp, 2005).

VIABILIDAD DE LAS ESTIMACIONES

El hecho de trabajar con el grupo de los hogares nicaragüenses implica trabajar con subclases. La subclase se define como un subgrupo muestral que tiene una característica específica, en nuestro caso, el hecho de que un hogar sea nicaragüense. Casi sin excepción, estas subclases aparecen representadas en la mayoría de los segmentos y todos los estratos; de allí que a las subclases se les llame en inglés *cross-classes*, porque “(...) atraviesan los segmentos y los estratos, en lugar de concentrarse en algunos” (Silva, 1993).

Un análisis exploratorio determinó que en el 60 por ciento de los segmentos de la ENIG-2004 había por lo menos un hogar nicaragüense, sin que esto indique cuántos hogares hay. ¿Cómo proceder a estimar los yi dentro de una subclase? Un error muy común que se comete en el análisis de encuestas por muestreo es ignorar el diseño de la encuesta y asumir que la muestra fue creada mediante un diseño irrestricto aleatorio (*dia*), y analizar las yi de la subclase con las fórmulas para el *dia*. Generalmente esto no es un problema grave en la medida que la subclase sea lo suficientemente grande como para producir estimaciones fidedignas. En el peor de los casos, esto no es así. ¿Cómo proceder entonces a estimar las yi dentro de una subclase en donde el tamaño de la misma no sea lo suficientemente grande como para producir estimaciones fidedignas? Una respuesta sencilla es decir que, como consecuencia del carácter probabilístico de la muestra, tal es el caso de la ENIG-2004, aquellos elementos que pertenecen a la subclase constituyen una muestra probabilística de la subpoblación definida por las mismas restricciones que define dicha subclase. La estructura como las propiedades del diseño de la ENIG-2004, son “heredadas” por estos subconjuntos (Silva, 1993). En el caso más conservador e ignorando el punto anterior, es necesario evaluar la viabilidad de las estimaciones con fuentes alternas. Naturalmente, lo ideal es evaluar la viabilidad de las estimaciones con las mismas yi que se analizarán en este estudio con las fuentes alternas. Como esto no es posible,

debido a que no todas las encuestas existentes (o el censo) estudian el uso de los servicios de salud, entonces se evaluará la viabilidad de las estimaciones con variables auxiliares z_i en fuentes alternas.

Para evaluar la viabilidad de las estimaciones en este estudio, se utilizó como fuentes alternas el censo y la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples, Costa Rica 2004, EHPM-2004 (INEC, 2004). El censo es la fuente que brinda los parámetros poblacionales para la subclase y que servirá como “prueba de oro”. La EHPM-2004 es una encuesta realizada el mismo año en que se hizo la ENIG-2004. Las variables auxiliares z_i para la subclase que están presentes en las tres fuentes fueron: Sexo (z_1); edad (z_2); nivel de educación (primaria y menos, secundaria y universitaria) (z_3); condición de actividad (trabaja o no) (z_4); y aseguramiento (z_5). La evaluación de la viabilidad de las estimaciones se hizo a nivel nacional y por zona de residencia. La idea subyacente en la evaluación de la viabilidad de las estimaciones es que si tres fuentes de información coinciden en la estimación de las z_i , existe confianza en que los sesgos de selección son mínimos; entonces, es posible usar el diseño de la ENIG-2004 para la estimación de los y_i en la subclase. Se usó una prueba de bondad de ajuste de χ^2 para probar la coincidencia de las z_i entre las tres fuentes. La hipótesis nula (H_0) es que las estimaciones de las tres fuentes en la subclase son iguales. Los resultados se presentan en los Cuadros 1 (nacional) y 2 (zona de residencia).

RESULTADOS

Aspectos generales

El Cuadro 3 muestra las estimaciones de las variables demográficas de interés por tipo de hogar. La razón bruta de asegurados es significativamente menor en hogares nicaragüenses cuando se compara con los costarricenses ([0,64, 0,73] versus [0,79, 0,83] respectivamente). La *rba* en hogares nicaragüenses es aproximadamente 17 por ciento menor que la de los hogares costarricenses.

La razón neta es también menor en hogares nicaragüenses ([0,21, 0,26] versus [0,29, 0,31]). La *rna* en hogares nicaragüenses es aproximadamente 30 por ciento menor que la *rna* de los hogares costarricenses.

El Cuadro 3 muestra que la razón neta de consultas entre los hogares nicaragüenses es mayor que la de los costarricenses, aunque esta diferencia no es significativa (2,17 versus 1,85). La *rnc* en hogares nicaragüenses es aproximadamente 17 por ciento mayor que la de los hogares costarricenses. La razón neta de internamientos es similar en los dos tipos de hogares.

CUADRO 1
Porcentaje de la población nicaragüense según variables demográficas auxiliares z_i
a partir de tres fuentes de información

| Variables demográficas z_i | Censo 2000 | EHPM-2004 | ENIG-2004 | $p > \chi^2(I)$ |
|-------------------------------|------------|-----------|-----------|-----------------|
| Sexo | | | | |
| Hombres | 5,9 | 5,6 | 5,5 | 0,82 |
| Mujeres | 5,9 | 5,6 | 5,5 | 0,80 |
| Total | 5,9 | 5,6 | 5,5 | 0,81 |
| Edad | | | | |
| De 0 a 14 | 3,4 | 3,1 | 2,8 | 0,71 |
| De 15 a 64 | 7,3 | 6,8 | 6,8 | 0,79 |
| 65 y más | 4,7 | 4,3 | 4,1 | 0,74 |
| Total | 5,9 | 5,6 | 5,5 | 0,81 |
| Educación | | | | |
| Primaria y menos | 6,4 | 7,1 | 6,3 | 0,78 |
| Secundaria | 6,4 | 5,5 | 5,8 | 0,66 |
| Universitaria | 2,5 | 2,3 | 1,7 | 0,61 |
| Total | 5,9 | 6,0 | 5,7 | 0,91 |
| Condición de actividad | | | | |
| Trabaja | 8,4 | 7,8 | 7,4 | 0,68 |
| Otro | 5,7 | 4,6 | 5,5 | 0,66 |
| Total | 6,9 | 6,2 | 6,5 | 0,77 |
| Aseguramiento | | | | |
| Sí | 4,4 | 4,0 | 4,3 | 0,86 |
| No | 13,0 | 12,2 | 10,3 | 0,84 |
| Total | 5,9 | 5,6 | 5,5 | 0,81 |
| Residencia | | | | |
| Urbano | 5,8 | 4,9 | 5,1 | 0,65 |
| Rural | 6,2 | 6,5 | 6,1 | 0,89 |
| Total | 5,9 | 5,6 | 5,5 | 0,81 |

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 2
Porcentaje de la población nicaragüense según variables demográficas auxiliares z_i a partir de tres fuentes de información por zona de residencia

| Variables demográficas z_i | Censo 2000 | | EHPM-2004 | | ENIG-2004 | | $p > \chi^2(I)$ | |
|-------------------------------|------------|-------|-----------|-------|-----------|-------|-----------------|-------|
| | Urbano | Rural | Urbano | Rural | Urbano | Rural | Urbano | Rural |
| Sexo | | | | | | | | |
| Hombres | 5,5 | 6,5 | 4,7 | 6,80 | 4,9 | 6,5 | 0,66 | 0,91 |
| Mujeres | 6,0 | 5,8 | 5,1 | 6,24 | 5,3 | 5,8 | 0,64 | 0,87 |
| Total | 5,8 | 6,2 | 4,9 | 6,52 | 5,1 | 6,1 | 0,65 | 0,89 |
| Edad | | | | | | | | |
| De 0 a 14 | 3,1 | 3,7 | 2,2 | 4,02 | 2,5 | 3,2 | 0,53 | 0,76 |
| De 15 a 64 | 7,1 | 7,7 | 6,1 | 7,97 | 6,3 | 7,7 | 0,62 | 0,92 |
| 65 y más | 4,2 | 5,7 | 4,3 | 4,47 | 2,9 | 6,3 | 0,53 | 0,57 |
| Total | 5,8 | 6,2 | 4,9 | 6,52 | 5,1 | 6,1 | 0,65 | 0,89 |
| Educación | | | | | | | | |
| Primaria y menos | 6,7 | 6,1 | 6,4 | 7,76 | 5,9 | 6,7 | 0,75 | 0,45 |
| Secundaria | 6,7 | 5,5 | 5,3 | 5,86 | 5,9 | 5,4 | 0,53 | 0,87 |
| Universitaria | 2,5 | 2,1 | 2,1 | 2,98 | 1,5 | 2,9 | 0,48 | 0,39 |
| Total | 6,0 | 5,7 | 5,3 | 7,09 | 5,2 | 6,3 | 0,66 | 0,54 |
| Condición de actividad | | | | | | | | |
| Trabaja | 8,3 | 8,7 | 7,0 | 8,99 | 7,0 | 8,1 | 0,55 | 0,81 |
| Otro | 5,2 | 6,3 | 4,4 | 6,06 | 4,7 | 6,7 | 0,65 | 0,84 |
| Total | 6,6 | 7,3 | 5,8 | 7,48 | 5,9 | 7,4 | 0,66 | 0,93 |
| Aseguramiento | | | | | | | | |
| Sí | 4,2 | 4,6 | 3,7 | 4,56 | 3,8 | 5,0 | 0,73 | 0,84 |
| No | 13,3 | 12,5 | 10,8 | 13,95 | 10,4 | 10,1 | 0,30 | 0,42 |
| Total | 5,8 | 6,2 | 4,9 | 6,52 | 5,1 | 6,1 | 0,65 | 0,89 |

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 3
Estimadores de las variables demográficas de interés γ_1 por tipo de hogar. Costa Rica 2004

| Variables demográficas | Estimador | Error Estadístico | I.C. 95% | |
|----------------------------------|-----------|-------------------|----------|------|
| Razón bruta asegurados | | | | |
| Hogares Costarricenses | 0,81 | 0,01 | 0,79 | 0,83 |
| Hogares Nicaragüenses | 0,69 | 0,02 | 0,64 | 0,73 |
| Razón neta asegurados | | | | |
| Hogares Costarricenses | 0,30 | 0,01 | 0,29 | 0,31 |
| Hogares Nicaragüenses | 0,24 | 0,01 | 0,21 | 0,26 |
| Razón neta consultas | | | | |
| Hogares Costarricenses | 1,85 | 0,04 | 1,77 | 1,94 |
| Hogares Nicaragüenses | 2,17 | 0,15 | 1,88 | 2,46 |
| Razón neta internamientos | | | | |
| Hogares Costarricenses | 0,22 | 0,01 | 0,20 | 0,24 |
| Hogares Nicaragüenses | 0,23 | 0,04 | 0,15 | 0,30 |

Total de hogares: Costarricenses: 3800. Nicaragüenses: 296.

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 4
Estimadores de las variables demográficas de interés y_i por tipo de hogar y zona de residencia. Costa Rica 2004

| Variables demográficas | Estimador | Error Est. | I.C. 95% |
|-------------------------------|-----------|------------|----------|
| Razón bruta asegurados | | | |
| <i>Urbano</i> | | | |
| Hog. Costarricenses | 0,82 | 0,01 | 0,80 |
| Hog. Nicaragüenses | 0,68 | 0,03 | 0,62 |
| <i>Rural</i> | | | |
| Hog. Costarricenses | 0,79 | 0,01 | 0,77 |
| Hog. Nicaragüenses | 0,70 | 0,03 | 0,64 |
| Razón neta asegurados | | | |
| <i>Urbano</i> | | | |
| Hog. Costarricenses | 0,32 | 0,01 | 0,30 |
| Hog. Nicaragüenses | 0,26 | 0,02 | 0,22 |
| <i>Rural</i> | | | |
| Hog. Costarricenses | 0,27 | 0,01 | 0,25 |
| Hog. Nicaragüenses | 0,21 | 0,02 | 0,18 |
| Razón neta consultas | | | |
| <i>Urbano</i> | | | |
| Hog. Costarricenses | 1,68 | 0,05 | 1,58 |
| Hog. Nicaragüenses | 1,96 | 0,20 | 1,57 |
| <i>Rural</i> | | | |
| Hog. Costarricenses | 2,18 | 0,07 | 2,05 |
| Hog. Nicaragüenses | 2,45 | 0,20 | 2,05 |
| Razón neta internam. | | | |
| <i>Urbano</i> | | | |
| Hog. Costarricenses | 0,21 | 0,01 | 0,19 |
| Hog. Nicaragüenses | 0,19 | 0,04 | 0,11 |
| <i>Rural</i> | | | |
| Hog. Costarricenses | 0,24 | 0,01 | 0,22 |
| Hog. Nicaragüenses | 0,27 | 0,07 | 0,14 |

Total de hogares: Costarricenses: 3800, Nicaragüenses: 296.

Fuente: Elaboración propia.

La razón en los hogares nicaragüenses es de 0,23, mientras que en los costarricenses es de 0,22.

Estas diferencias persisten cuando se realiza el análisis tomando en cuenta la zona de residencia. El Cuadro 4 muestra las estimaciones de los indicadores de uso de los servicios de salud por tipo de hogar, zona de residencia y sus respectivos intervalos de confianza al 95 por ciento.

La razón bruta de asegurados es siempre significativamente menor en hogares nicaragüenses cuando se compara con los costarricenses, ya sea en la región urbana o en la rural. En la zona urbana, la *rba* en hogares nicaragüenses es aproximadamente 21 por ciento menor que la de los hogares costarricenses y 13 por ciento menor en la zona rural. Lo mismo ocurre con la razón neta, la *rna* en hogares nicaragüenses de la zona urbana es aproximadamente 23 por ciento menor que la de los hogares costarricenses y 29 por ciento menor en la zona rural.

Tanto en el ámbito urbano como en el rural, la razón neta de consultas entre los hogares nicaragüenses es mayor que la de los costarricenses, aunque estas diferencias no son significativas. La *rnc* en hogares nicaragüenses es aproximadamente 17 por ciento mayor que la de los hogares costarricenses en la zona urbana y 12 por ciento mayor en la zona rural. La razón neta de internamientos es similar en los dos tipos de hogares, en la zona urbana y rural (hogares nicaragüenses = 0,19 y 27 respectivamente; hogares costarricenses = 0,21 y 0,24 correspondientemente).

Evolución de los usos de servicios de salud (1998-2004)

El Cuadro 5 muestra las estimaciones de las variables demográficas de interés por tipo de hogar. Desde 1998, la *rba* ha aumentado en casi cinco puntos porcentuales para hogares nicaragüenses; irónicamente, en el mismo período, la razón ha disminuido en la misma intensidad en hogares costarricenses. Al ajustar el efecto por el número de captadores de ingresos (razón neta de asegurados), se nota una disminución en los dos tipos de hogar, aunque se nota una disminución más marcada en los hogares costarricenses.

La razón neta de consultas (*rnc*) se ha incrementado desde 1998 (Véase Cuadro 5). El incremento es mayor en los hogares nicaragüenses; es casi un 43 por ciento, comparado con el de los hogares costarricenses, el que corresponde a un 25 por ciento.

La razón neta de internamientos (*rni*) ha evolucionado más aceleradamente en los hogares nicaragüenses que entre los costarricenses (Véase Cuadro 5). No obstante, estos resultados no son concluyentes por la poca cantidad de personas que reportan haber sido internadas en instituciones gubernamentales, como los hospitales de la CCSS o del INS.

CUADRO 5
Estimadores de las variables demográficas de interés y, por tipo de hogar. Costa Rica 1993, 1998, 2001 y 2004

| Variables Demográficas | 1993 ¹ | 1998 | 2001 | 2004 |
|----------------------------------|-------------------|-----------|-----------|-----------|
| | Estimador | Estimador | Estimador | Estimador |
| Razón bruta asegurados | | | | |
| Hog. costarricenses | 0,85 | 0,85 | 0,83 | 0,81 |
| Hog. nicaragüenses | 0,09 | 0,65 | 0,64 | 0,69 |
| Razón neta asegurados | | | | |
| Hog. costarricenses | 0,30 | 0,32 | 0,32 | 0,30 |
| Hog. nicaragüenses | 0,05 | 0,25 | 0,24 | 0,24 |
| Razón neta consultas | | | | |
| Hog. costarricenses | 1,32 | 1,48 | 1,37 | 1,85 |
| Hog. nicaragüenses | 0,85 | 1,51 | 1,47 | 2,17 |
| Razón neta internamientos | | | | |
| Hog. costarricenses | 1,94 | 0,10 | 0,09 | 0,22 |
| Hog. nicaragüenses | 7,39 | 0,08 | 0,15 | 0,23 |

1. Datos insuficientes

Fuente: Elaboración propia.

DISCUSIÓN

En este trabajo se cuantifica la afiliación del seguro social y el uso de los servicios de salud entre nicaragüenses en Costa Rica y su evolución en los últimos años. La comparación entre las poblaciones mostró diferencias sustanciales en aspectos como la afiliación del seguro social (razones brutas y netas), en donde existe una menor incidencia en la población inmigrante y una mayor incidencia del uso de servicios de salud (consultas) por parte de dicha población (17 por ciento superior), considerando el efecto de los miembros del hogar no-captadores de ingresos. Estas tendencias persisten cuando se considera la zona de residencia, es decir, la zona urbana y la zona rural.

Por otro lado, desde 1998 se identifica un aumento en la población nicaragüense asegurada, directa o indirectamente, y una disminución en la costarricense (cinco puntos porcentuales). El efecto casi se neutraliza, en el caso nicaragüense, al controlar el efecto de los miembros no-captadores de ingresos, pero no en la población costarricense.

La evidencia parece sugerir que los hogares nicaragüenses están aprovechando mejor los servicios públicos, como debería ser en un régimen contributivo. La disminución histórica de los usos de servicios de salud, por parte de la población local, podría ser interpretada como una disminución en la credibilidad en las instituciones públicas, específicamente las de salud.

Estos resultados hacen reflexionar acerca de la inversión de la población nicaragüense en los servicios públicos. Al parecer los hogares nicaragüenses están invirtiendo más en dichos servicios, lo que pone en tela de juicio los argumentos contra la migración y el discurso racista.

Sin embargo, las diferencias cualitativas no necesariamente se traducen en términos cuantitativos. Mojica (2004) menciona al respecto que el acceso al sistema de salud no ofrece una desventaja particular para los hogares nicaragüenses en términos cuantitativos, aunque pueden existir diferencias cualitativas en la calidad de la atención motivadas por la condición de personas no aseguradas (directamente) de un porcentaje mayor de los nicaragüenses que de costarricenses.

¿Hasta dónde estos resultados son válidos y confiables? Un elemento que podría restar validez a los resultados obtenidos es que el sesgo de subregistro se presenta con más frecuencia en la población inmigrante. Esto quiere decir que en barrios con mayor población nicaragüense, es posible que haya sido más difícil realizar la ENIG-2004 por dos motivos principales. En primer lugar, la condición indocumentada de algunos hogares inmigrantes puede desmotivar a los miembros del hogar a ser entrevistados por un tiempo prolongado (12 meses que demora la realización de la ENIG-2004).

En segundo lugar, la mayor movilidad de algunas familias inmigrantes, que puede generar un sesgo de selección.

Es difícil cuantificar el subregistro de hogares nicaragüenses en la ENIG-2004, la cual podría ser una pregunta a responder para futuras investigaciones.

El presente trabajo presenta información analítica importante para la formulación de futuras hipótesis de estudio y contribuye a presentar evidencia útil para el estudio de grupos sociales minoritarios en materia de políticas públicas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

González, H. y J. Varela. (2003 a). *Entrevista a domicilio*. Universidad Nacional. Instituto de Estudios Sociales en Población (IDESPO).

González, H. y J. Varela. (2003 b). *Entrevista telefónica*. Universidad Nacional. Instituto de Estudios Sociales en Población (IDESPO).

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (1993). *Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples, Costa Rica 2001*. San José Costa Rica. También en <http://encuestas.ccp.ucr.ac.cr>

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (1998). *Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples, Costa Rica 2001*. San José Costa Rica. También en <http://encuestas.ccp.ucr.ac.cr>

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2000). *IX Censo Nacional de Población y Vivienda, Costa Rica 2000*. San José Costa Rica. También en <http://censos.ccp.ucr.ac.cr>

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2001). *Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples, Costa Rica 2001*. San José Costa Rica. También en <http://encuestas.ccp.ucr.ac.cr>

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2004). *Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples, Costa Rica 2004*. San José Costa Rica. También en <http://encuestas.ccp.ucr.ac.cr>

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2006). *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares, Costa Rica 2004-2005*. San José Costa Rica.

Mojica, Francisco. (2004). "Proyecto La Migración Nicaragüense hacia Costa Rica y su Impacto en la Sociedad Costarricense". Inmigración

- Nicaragüense en Costa Rica y Cooperación Internacional en Salud, Educación y Vivienda. Universidad Nacional. Instituto de Estudios Sociales en Población (IDESPO).
- Molina, Xinia. (2002). "La Migración desde la Perspectiva de la Prensa Costarricense". En: *Revista Latina de Comunicación Social*. Año 5, N.º 48. Tenerife.
- Moya, Ligia. (2000). *Introducción a la Estadística de la Salud*. San José: Editorial Universidad de Costa Rica.
- Organización de las Naciones Unidas. (2006). *Declaración Universal de los Derechos Humanos*. Recuperado en <http://www.un.org/>
- Silva, Luis. (1993). *Muestreo para la Investigación en Ciencias de la Salud*. Madrid: Ediciones Díaz de Santos.
- StataCorp. (2005). *Stata Statist. Software: Release 8*. College Station, Texas: StataCorp LP.
- Vargas, Juan Carlos. (2004). "Migración internacional en Costa Rica: Características y tendencias en el período 1990-2003". En: *X Informe sobre el Estado de la Nación en Desarrollo Humano Sostenible*. Informe final.