CELADE

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

K.C. Zachariah

UNA NOTA SOBRE EL METODO DE LAS RELACIONES DE SUPERVIVENCIA CENSAL PARA LA ESTIMACION DE LA MIGRACION NETA

(Traducción del artículo "A note on the census survival ratio method of estimating net migration" en Journal of the American Statistical Association, vol. 57, N° 297, págs. 175-183, 1962)

Serie D, N°81
Junio, 1974
200

En años recientes se ha hecho un uso considerable del método de las relaciones de supervivencia censal para estimar la migración neta. Una relación de supervivencia censal consiste simplemente en el cociente entre una población nacional "cerrada" de edad x, en un censo determinado, y la población de edad x-h, en un censo tomado h años antes. Esta relación de supervivencia nacional se multiplica, a continuación, por las poblaciones de edad x-h de los estados u otras unidades espaciales del primer censo y los "sobrevivientes esperados" se restan de la población correspondiente al segundo censo, para obtener las estimaciones de la migración neta. Si bien es inexacto, el método tiene ciertas ventajas sobre otros, por cuanto sólo se necesitan datos censales, no se requieren estadísticas vitales, los cómputos son relativamente fáciles y existen ciertas correcciones automáticas de los errores de los datos básicos. Este método fue usado por el Centro de Investigaciones de la Población de la Universidad de Pensilvania, para elaborar el conjunto más extenso de estimaciones de la migración neta, de los Estados Unidos, por estados y por décadas de 1870 a 1950; se ha utilizado también, en fecha reciente, para estimar la migración interna de la India del período 1941-1951 (6). El método ha sido analizado en detalle y sus ventajas y limitaciones han sido evaluadas críticamente en publicaciones recientes por Hamilton y Henderson (1), por Siegel y Hamilton (5), por Price (4), por Lee, et. al. (3) y por Lee y Lee (2).

Obviamente, el método implica supuestos limitantes. En su artículo en el Journal of the American Statistical Association de diciembre de 1960 (2), los Lee plantearon los supuestos subyacentes más importantes del método, como sigue:

1. La población nacional es cerrada: se ingresa sólo por nacimiento y se egresa sólo por defunción.
2. Las tasas de mortalidad específicas de cada estado y de la nación son iguales.
3. La proporción de personas enumeradas de una cohorte respecto de la población verdadera de cada estado y de la nación es la misma en cada censo.

Aunque estos supuestos sean válidos, las estimaciones que resulten diferirán, no obstante, de los valores verdaderos en la medida en que el número de muertes acaecidas entre los inmigrantes difiera del número de muertes acaecidas entre los emigrantes.[1/] Aún más, el número estimado de migrantes de cualquier cohorte diferirá de su valor verdadero en la medida en que la población enumerada en el segundo censo de una cohorte cualquiera difiera de la población verdadera. Pero este error tiende a anularse en el cómputo de tasas, por cuanto, en función de los supuestos planteados, el error porcentual en la estimación de la migración es igual al error porcentual en la enumeración de la población del segundo censo.[2/]

Se acepta, por lo general, que el error absoluto en las estimaciones de migración neta obtenidas merced al método de las relaciones de supervivencia censal puede ser bastante grande. Price ha subrayado este punto y, en su evaluación de la amplitud del error, los Lee aceptan el análisis de Price (4). El próposito de este trabajo es el de sugerir una modificación a los supuestos planteados por los Lee, lo que permitiría una mayor aplicación general del método y la evaluación de las estimaciones del margen de error de Price.

I. Una de las ventajas más importantes del método de las relaciones de supervivencia censal, en oposición al método de la tabla de mortalidad, siempre y cuando los supuestos enunciados anteriormente sean válidos, radica en que la tasa de migración, a partir de la población del segundo censo, es independiente del error en la enumeración. Es posible demostrar que esta ventaja se produce con un supuesto mucho menos rígido que el tercer supuesto planteado por los Lee.

Sea P_i^1 la población (desconocida) verdadera de una cohorte en el primer censo en el estado i y sea P_i^2 la población (desconocida) verdadera de la misma cohorte en el segundo censo, y $(1-\lambda_i^1)$ y $(1-\lambda_i^2)$ los errores relativos de enumeración (el efecto neto de todos los tipos de errores), de tal modo que las poblaciones

1/ A través de este documento, la discusión se refiere al método directo. Con métodos inverso y promedio menos comúnmente utilizados se producen diversos tipos de errores, pero los principios esbozados más adelante se adaptan con facilidad a los demás métodos.

2/ Como lo señalan, por ejemplo, Hamilton y Henderson (1).

enumeradas sean $\lambda_i^1 P_i^1$ y $\lambda_i^2 P_i^2$, respectivamente. Si M_i y $\overline{M}_i$ representan el número verdadero y estimado de la migración neta del estado i, resulta claro que

$$M_i = P_i^2 - \frac{P_c^2}{P_c^1} P_i^1$$

y

$$\overline{M}_i = \lambda_i^2 P_i^2 - \frac{\lambda_c^2 P_c^2}{\lambda_c^1 P_c^1} \lambda_i^1 P_i^1$$

en que c se refiere al país como un todo. La tasa verdadera de migración neta (R) que se obtiene dividiendo el número verdadero de migrantes netos por la población verdadera del segundo censo es:

$$R_i = \left\{ 1 - \frac{P_c^2}{P_c^1} \frac{P_i^1}{P_i^2} \right\}$$

y la tasa estimada de migración neta ($\overline{R}$) que se obtiene dividiendo el número estimado de migrantes netos por la población enumerada del segundo censo es:

$$\overline{R}_i = \left\{ 1 - \frac{\lambda_c^2 P_c^2}{\lambda_c^1 P_c^1} \frac{\lambda_i^1 P_i^1}{\lambda_i^2 P_i^2} \right\}$$

Por tanto, una tasa de migración obtenida dividiendo el número de migrantes estimados por la población del segundo censo será igual a la tasa verdadera de migración si:

$$K_i = \frac{\lambda_c^2 \lambda_i^1}{\lambda_c^1 \lambda_i^2} = 1$$

Por tanto, la condición necesaria y suficiente para que K_i sea igual a la unidad es que

$$\frac{\lambda_i^2}{\lambda_c^2} = \frac{\lambda_i^1}{\lambda_c^1}$$

Esta condición la denominamos (A).

El supuesto (3) de los Lee implica que $\lambda_i^1 = \lambda_c^1$ y $\lambda_i^2 = \lambda_c^2$. Este es un caso particular de mi condición (A). La condición implícita en su supuesto (3) es suficiente para que K_i sea igual a la unidad, pero no es necesaria.

La condición implícita en (A) supone que el grado relativo de enumeración de una cohorte del estado i (relativo con respecto al grado de enumeración de la misma cohorte, pero de la nación) en el primer censo debiera ser el mismo en el segundo censo. Esta es una condición mucho menos estricta que la del supuesto (3) de los Lee, en tanto que el grado de enumeración de la cohorte del estado definido puede diferir del nacional. Por tanto, el error a la edad de 10 años en Mississippi puede ser el doble del error en el país en 1950. Todo cuanto implica (A) es que la misma cohorte tendrá, 10 años más tarde (las personas de 20 años de edad en 1960), el mismo grado relativo de enumeración que en el censo anterior. Dado que ambos miembros de la ecuación (A) se refieren a la misma cohorte, es probable que la diferencia entre ellos sea más pequeña que la diferencia entre el grado de enumeración por estado y el valor nacional. Del mismo modo en que resulta válida para el supuesto (3) de los Lee, la condición (A) no implica que el error en los dos censos debiera ser el mismo, o que el error en los distintos grupos de edades debiera ser el mismo. El siguiente supuesto mucho menos rígido puede, por tanto, utilizarse en su reemplazo:

4. La razón entre el grado de enumeración de una cohorte en un estado (la proporción de personas enumeradas respecto de la población verdadera de cualquier edad y sexo) y el de la nación es el mismo en ambos censos.

II. Al utilizar el supuesto (4) en reemplazo del supuesto (3) es posible reexaminar algunas de las críticas planteadas al método de las relaciones de supervivencia censal. Con mucho, la crítica más severa la constituye la planteada por Price en su trabajo de 1955 en que estudia el error que posiblemente se origina de la violación del supuesto (3) de los Lee y el que emana de la diferencia entre relaciones de supervivencia nacionales y estaduales.

Se procederá a analizar ambas fuentes de error. En primer término, ha menester discutirse el aporte de los errores de enumeración, suponiendo que las relaciones de supervivencia nacional sean perfectamente aplicables también a los estados.

Como lo planteara Price "el verdadero problema surge al tratar de estimar la medida en que las omisiones en un grupo de edades en un estado difieren de las omisiones en el correspondiente grupo de edades en todos los Estados Unidos". (4, p. 695).

Suponiendo que las relaciones de superviviencia nacional sean perfectamente aplicables a los estados, la diferencia entre la tasa verdadera de migración y la estimada es:

$$e_i = \overline{R}_i - R_i$$
$$= S \cdot \frac{P_i^1}{P_i^2} (1 - K_i)$$

en donde S es la relación de supervivencia P_c^2 / P_c^1 y K_i es el cociente de los grados relativos de enumeración de acuerdo a la definición anterior.

No es la misma que la planteada por Price en su análisis. Su expresión del error se obtiene (en su notación) al restar de la tasa de migración verdadera, M_i / D_i, una especie de coeficiente mixto, M_i^1 / D_i, en donde el numerador es el número estimado de migrantes y el denominador corresponde a la población verdadera en lugar de la población enumerada,

$$\left(E_i = \frac{M_i - M_i^1}{E_i} \right)$$

(4, p. 697). En la práctica, la tasa de migración se calcula dividiendo la migración por la población <u>enumerada</u>. Por tanto, es inútil estimar el error de una tasa mixta imposible de calcular. La diferencia entre la función del error (E_i) de Price y la que se ofrece aquí (e_i) estriba en que la primera mide el error de una tasa (migración <u>estimada</u> dividida por la población <u>verdadera</u>) que no puede ser calculada, en tanto que la segunda representa el

error en la tasa de migración obtenida en la forma habitual (migración estimada dividida por la población enumerada). Si el interés radica no en la tasa sino en el número de migrantes, la función adecuada la constituye la diferencia entre el número estimado y el número verdadero de migrantes. En este caso, el error relativo se obtiene dividiendo la diferencia por el número verdadero de migrantes, pero no es muy adecuado dada la posibilidad de que el denominador pudiera llegar a ser cero. Una vez que el número ha sido dividido por la población, la función de error resultante es de la tasa y no del número. Por tanto, la función que ofrece Price es tan inadecuada para el número como para la tasa. En el último caso, el error verdadero aumenta en forma considerable.

En el supuesto (3) o (4), el número de migrantes no estará exento de error si existen errores en la distribución por edades en el segundo censo. Sólo la tasa de migración estará exenta de error. Por tanto, el error que emana de las omisiones en un estado y en la nación, ha de ser examinado con referencia a tasas y no a números. De ahí que e_i sea considerada como la diferencia entre la tasa verdadera y la tasa estimada de migración.

La expresión para e_i puede ser escrita de la manera siguiente:

$$e_i = (1 - R_i)\ (1 - K_i)$$

Por tanto, $e_i = 0$ cuando $K_i = 1$ (el otro caso, $R_i = 1$ es trivial). Conforme al supuesto (4) que reemplaza al supuesto (3), K_i puede ser la unidad aun cuando "las omisiones en un grupo de edades en un estado no correspondan a las omisiones del correspondiente grupo de edades en los Estados Unidos". Expresemos K_i como sigue:

$$K_i = \left(\frac{\lambda_c^2}{\lambda_i^2}\right) \cdot \left(\frac{\lambda_i^1}{\lambda_c^1}\right) \doteq \left(\frac{1}{a_i}\right) \cdot \left(b_i\right)$$

Si en el número de personas de un estado, de una edad determinada el error es relativamente mayor (o menor) que en el número de personas de la nación, de la misma edad en un censo determinado,

es posible que la misma ubicación relativa se mantenga, aun cuando el grado de error (tanto en el estado como en la nación) varíe en el censo siguiente. Se desprende entonces que si a_i es mayor que la unidad, es probable que b_i también sea mayor que la unidad y que su cociente se aproxime más a la unidad que a_i o b_i. Esto tiene validez tanto más cuanto que a_i y b_i se refieren a la misma cohorte y, en consecuencia, la correlación entre ambos tiene muchas posibilidades de ser altamente positiva. La importancia del valor de esta correlación en la reducción del error en las tasas de migración es evidente al considerar que:

$$e_i = (1 - R_i)\ (1 - K_i)$$

Dado que es posible suponer que R_i y K_i están distribuidos en forma independiente,

$$\begin{aligned} \text{Exp}\cdot\ (e_i) &= \text{Exp}\cdot\ (1 - R_i)\ \text{Exp}\cdot\ (1 - K_i) \\ &= (1 - R)\ (1 - K) \end{aligned}$$

$$\text{Var}\ \ (e_i) = (1 - R)^2 \text{Var}(K_i) + (1 - K)^2 \cdot \text{Var}(R_i) + \text{Var}(K_i) \cdot \text{Var}(R_i).$$

Como ya se definió, $K_i = b_i/a_i$ y, en consecuencia,

$$\text{Var}(K_i) \doteq \frac{b^2}{a^2} \left\{ \frac{\text{Var.}\, a_i}{a^2} + \frac{\text{Var}\cdot b_i}{b^2} - \frac{2\ \text{Cov}\cdot (a_i b_i)}{a \cdot b} \right\}$$

en que $a = \text{Exp}(a_i)$ y $b = \text{Exp}(b_i)$. El valor de R será casi cero; K, a, y b serán casi la unidad; y las varianzas de a_i y b_i serán casi iguales. Si reemplazamos estos valores, despreciando los productos cuadrados o mixtos de las varianzas en la fórmula consignada más arriba, tendremos que:

$$\text{Var}\cdot (e_i) = 2(1 - r)\ \text{Var}\cdot (a_i)$$

en que r es la correlación entre a_i y b_i. Esta fórmula, si bien aproximada, deja muy en claro el papel que le corresponde a r en la reducción del error en la tasa de migración. Si el valor de r es casi + 1, como es probable que sea, la varianza de e_i será pequeña sean cuales fueren las varianzas de a_i y b_i.

En el artículo de Price antes mencionado, la varianza de E_i se estima al suponer ciertos valores de las varianzas de R_i y a_i. La varianza de R_i corresponde aquí en forma aproximada a las varianzas de P_i en la forma en que la formuló Price (4, p.698) y la varianza de a_i es aproximadamente igual a la de α_i. Price también ha supuesto que α_i y β_i tienen la misma varianza (4, p.698). Esto corresponde a nuestro supuesto de que las varianzas de a_i y b_i son iguales. Al reemplazar en la fórmula aproximada la varianza de e_i y empleando el valor de Price de 0,0027 de la desviación estándar de a_i tenemos que:

$$\mathrm{Var}\,(e_i) = 2(1 - r)\ (0{,}027)^2$$
$$= 0{,}001458(1 - r)$$

por ejemplo, $\sigma\,(e_i) = 0{,}038\sqrt{1 - r}$

Así teóricamente, el valor de $\sigma(e_i)$ puede oscilar entre cero y 5,4 por ciento. Pero con toda seguridad, las probabilidades serán más próximas a cero que a 5,4, debido al elevado valor positivo de $\underline{r}$. Si $\underline{r}$=0,95, $\sigma(e_i)$ se reduce más o menos a 0,85 por ciento, si $\underline{r}$=0,90, $\sigma\,(e_i)$ se convierte en 1,25 por ciento, y así sucesivamente.

Es menester observar que Price utiliza una fórmula incorrecta para el cálculo de la varianza; que hay un error aritmético en el cálculo; y que la aplicación del valor resultante, es, en todo caso, inadecuado. En la página 698, Price plantea su ecuación (5) en los siguientes términos:

$$\sigma^2(P_i\gamma_i) = \sigma^2(P_i)\cdot\sigma^2(\gamma_i)$$

Empero, si dos variables son independientes, las varianzas de sus productos no son necesariamente iguales a los productos de sus varianzas. Esto es válido sólo si, además de su independencia, sus medias equivalen a cero. En este caso concreto podemos tomar la media de γ_i como equivalente a cero, pero la media de P_i

evidentemente que no será cero. Price mismo ha tomado el rango de variación de P_i desde 0,8 hasta 1,1. El efecto de este error reduce la varianza de E_i en forma considerable. De haberse utilizado la fórmula correcta, el límite superior de la varianza se habría más que duplicado. Aún más, Price también define $E_i = \delta_i - RKP_i\gamma_i$ y dice que:

$$\sigma^2(E) = \sigma^2(\delta_i) + RK\sigma^2(P_i\gamma_i) - 2RKr\sigma(\delta_i)\sigma(P_i\gamma_i).$$

Esto, obviamente, debiera ser

$$\sigma^2(E) = \sigma^2(\delta_i) + R^2K^2\sigma^2(P_i\gamma_i) - 2RKr\sigma(\delta_i)\sigma(P_i\gamma_i)$$

El error de cómputo es evidente en su ecuación (6) en la página 698, pero su efecto sobre el resultado final no es significativo.

Lo inadecuado que resulta el uso de la varianza estimada para derivar un coeficiente de variación es mucho más grave. Se dijo más arriba que E_i no mide el error de la tasa estimada de migración por cuanto no constituye la diferencia entre la tasa verdadera y la tasa estimada. E_i constituye la diferencia entre la tasa verdadera y la tasa mixta obtenida dividiendo la desviación estándar de la tasa por su media. En este caso concreto, el numerador $\sigma(E_i)$ <u>no</u> es la desviación estándar de la tasa estimada de migración, si bien el denominador <u>es</u> la media de la tasa estimada de migración. Esto puede llevar a diferencias considerables en el valor del coeficiente de variación.

Examinemos ahora el error que emana de la diferencia entre las relaciones de supervivencia de los estados y los de la nación. Aquí suponemos que no existen errores de enumeración, es decir que P_i^1 y P_i^2 están enumerados en forma correcta en todos los estados.

Price (p. 692) estima que la mediana del error porcentual en la migración neta que se origina de esta fuente equivale aproximadamente a 14. Examinemos la fuente de error en una forma más general.

Sea S_i la relación de supervivencia del estado $\underline{i}$ y ΔS_i la diferencia entre las relaciones de supervivencia estatales y nacionales. La diferencia entre la tasa verdadera y la tasa estimada de migración (δ_i) en el estado $\underline{i}$ es:

$$\delta_i = R_i - \overline{R}_i$$

$$= \left\{1 - S_i \frac{P_i^1}{P_i^2}\right\} - \left\{1 - \overline{S_i + \Delta S_i} \cdot \frac{P_i^1}{P_i^2}\right\}$$

$$= \frac{P_i^1}{P_i^2} \Delta S_i \qquad (1)$$

si la tasa se calcula utilizando la población del segundo censo como punto de partida.

$$\delta_i = \left(\frac{P_i^1}{P_i^1} - S_i\right) - \left(\frac{P_i^1}{P_i^1} - \overline{S_i + \Delta S_i}\right) \qquad (2)$$

$$= \Delta S_i$$

si la tasa se calcula usando la población al primer censo como punto de partida. En cualquiera de los dos casos, el error relativo en la tasa de migración la da:

$$\frac{R_i - \overline{R}_i}{R_i} = \frac{1}{\left[\frac{P_i^2}{S_i P_i^1} - 1\right]} X \left\{\frac{\Delta S_i}{S_i}\right\}$$

En consecuencia, aunque el error relativo de la tasa de migración es igual al error absoluto de la relación de supervivencia (como en mi ecuación 2 anterior), o casi igual a ella (como en la ecuación 1), el error relativo es de

$$\frac{1}{\left[\frac{P_i^2}{S_i P_i^1} - 1\right]}$$

veces el error relativo de la relación de supervivencia, ya que el factor de multiplicación en el último podría ser infinito (cuando la migración neta se acerca a cero), el error relativo puede ser infinito cuando el error relativo en la relación de supervivencia es muy pequeño.

Los errores porcentuales son, entonces, muy sensibles al nivel de la tasa de migración. Cuando la tasa de migración es casi cero, el porcentaje se determina fundamentalmente por la tasa de migración y no por las diferencias en las relaciones de supervivencia. Price escribe que "sería dable esperar que los mayores porcentajes de error tenderían a producirse en aquellos estados que ostentan las cantidades más bajas de migración neta, pero una correlación por rangos aporta indicios muy escasos de la existencia de tal asociación". Esto tal vez sea verdadero, pero la información obtenida de otras dos correlaciones por rango podría también tomarse en cuenta. Utilizando el mismo conjunto de estados que Price, la correlación por rangos (la Tau de Kendall) entre el porcentaje de error y la diferencia de mortalidad estatal y nacional (diferencia en el recíproco de la esperanza de vida al nacer en 1930) es sólo de 0,11 en tanto que la correlación entre el porcentaje de error y la tasa de migración es de un orden -0,41. Así, el porcentaje de error no sólo no está correlacionado con el número de migrantes, sino también con la diferencia de mortalidad entre estado y nación. Vale la pena señalar, no obstante, que la correlación con la tasa de migración, si bien no es muy significativa desde el punto de vista estadístico, es mucho mayor que cualquiera de las otras dos.

Como ya se dijo, el error absoluto de la tasa de migración a causa de diferencias en mortalidad es tan sólo una función de las diferencias en mortalidad entre el estado y la nación. Es equivalente al error en la relación de supervivencia si el denominador que se emplea para calcular la tasa es la población al comienzo de la década. De otro modo, tenemos que multiplicar el error de la relación de supervivencia por una función de la población para llegar al error de la tasa de migración.

Cuadro 1

DIFERENCIA EN LAS RELACIONES DE SUPERVIVENCIA, POR EDAD, ESPERANZA DE VIDA AL NACER NACIONAL, Y DIFERENCIA DE ESPERANZA DE VIDA AL NACER ENTRE EL ESTADO Y LA NACION

Edad	e_o^o=40				e_o^o=50			
	n= -10	-5	+5	+10	-10	-5	+5	+10,4
10-14	+0,0295	+0,0138	-0,0119	-0,0221	+0,0221	+0,0102	-0,0095	-0,0177
20-24	+0,0426	+0,0198	-0,0175	-0,0324	+0,0324	+0,0149	-0,0140	-0,0262
30-34	+0,0632	+0,0282	-0,0237	-0,0428	+0,0428	+0,0191	-0,0166	-0,0305
50-54	+0,0981	+0,0453	-0,0387	-0,0702	+0,0702	+0,0315	-0,0280	-0,0512

Edad	e_o^o=60,4				e_o^o=65,8			
	n= -10,4	-5,4	+5,4	+9,8	-10,8	-5,4	+4,4	+8,1
10-14	+0,0177	+0,0082	-0,0072	-0,0141	+0,0153	+0,0072	-0,0069	-0,0135
20-24	+0,0262	+0,0122	-0,0108	-0,0206	+0,0229	+0,0108	-0,0099	-0,0181
30-34	+0,0305	+0,0139	-0,0116	-0,0215	+0,0255	+0,0116	-0,0099	-0,0187
50-54	+0,0512	+0,0232	-0,0191	-0,0360	+0,0423	+0,0191	-0,0169	-0,0409

El valor de esta función es levemente superior o inferior a la unidad de acuerdo con la orientación de la migración. Es posible obtener alguna idea de la magnitud de ello estudiando el Cuadro 1 en que el error (diferencia en la relación de supervivencia) es tabulado con respecto a la edad (x), al nivel de mortalidad nacional (e_o^o), y a la diferencia entre la esperanza de vida al nacer estatal y nacional (n). Si el error en el grupo de x a x+4 años se le designa por $E(x, e_o^o, n)$, cuando la esperanza de vida al nacer nacional es e_o^o y la esperanza de vida al nacer estatal es n años más que el valor nacional, entonces

$E(x, e_o^o, n)$ = relación de supervivencia decenal del grupo de x a x+4 años de una tabla de mortalidad en que la esperanza de vida al nacer es de e_o^o
menos
la correspondiente relación de supervivencia de una tabla de mortalidad en que la esperanza de vida al nacer es e_o^o+n.

Los valores en el cuadro 1, se basan en las tablas modelo de mortalidad (varones).[3/] Si bien estas cifras sirven el propósito de dar el orden de magnitud del error, no constituyen substitutos de estimaciones más precisas del error en que se disponga de tablas de mortalidad por estados. En el caso de los Estados Unidos, por ejemplo, un análisis detallado de la diferencia en las relaciones de supervivencia entre los estados y la nación se encuentra en Population Redistribution and Economic Growth, volumen I, (3). En aquellos países donde el análisis no es posible, los valores que se indican en el citado cuadro 1 serán útiles para comprender los posibles límites de variación de los errores que se originan de estas fuentes. En general, el error aumenta con la edad. En un país en que la esperanza de vida al nacer es de aproximadamente 40 años, si la esperanza de vida al nacer es superior al valor nacional en 5 años, el error que emana de esta fuente puede ser de 1,2 por ciento aproximadamente en el grupo de 10 a 14 años; de 3,9 por ciento en el grupo de 50 a 54 años, etc. Si la esperanza de vida al nacer del estado es inferior al valor de la nación en 10 años, el error puede alcanzar hasta 9,8 por ciento en el grupo de 50 a 54 años. Cuando, no obstante, la esperanza de vida al nacer de la nación es de 65,8 años, incluso si la diferencia es aproximadamente de 8 años, el error es inferior a un 2 por ciento a lo más, entre los individuos más jóvenes. Incluso aquí, sin embargo, el error pasa del 4 por ciento en las edades de más de 50 años. Hay que recordar, no obstante, que la mayor parte de la migración se produce a edades más tempranas.

3/ Naciones Unidas, "Methods for Population Projections by sex and age", Population Studies, N°25, Nueva York, 1956, cuadro IV, pág. 78-79.

RESUMEN

En el método de las relaciones de supervivencia censal, uno de los supuestos más utilizados es que la proporción de personas enumeradas de una cohorte respecto de la población verdadera, de cada estado y del país, es la misma en cada censo. Se examina la importancia de este supuesto y se llega a la conclusión que no es necesario. Se reemplaza, por tanto, por un supuesto menos rígido. Fundándose en el cambio de supuesto, se deja en claro que muchas de las críticas al método planteadas por Daniel O. Price carecen de fundamento. Si bien su conclusión fundamental (las pequeñas diferencias relativas en las estimaciones de la migración neta debieran ser interpretadas con extrema cautela) es correcta, los errores en las tasas de migración estimadas por el método de las relaciones de supervivencia censal son probablemente mucho menores de lo que su análisis sugiere.

BIBLIOGRAFIA

1.- Hamilton, C. Horace, y Henderson, F.M., "Use of the survival rate method in measuring net migration", Journal of the American Statistical Association, 39, 1944, págs. 197-206

2.- Lee, Everett S., y Lee, Anne S., "Internal Migration Statistics for the United States", Journal of the American Statistical Association, 55, 1960, págs. 664-697

3.- Lee, Everett S., et al., Population Redistribution and Economic Growth, United States, 1870-1950. Volumen I, Filadelfia: The American Philosophical Society, 1957.

4.- Price, Daniel O., "Examination of two sources of error in the estimation of net internal migration", Journal of the American Statistical Association, 50, 1955, págs. 689-700

5.- Siegel, Jacob S., y Hamilton, C. Horace, "Some considerations in the use of the residual method of estimating net migration", Journal of the American Statistical Association, 47, 1952, págs. 475-500

6.- Zachariah, K.C., Internal Migration in India 1941-1951. (Centro de Adiestramiento e Investigación Demográfica, Bombay)

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFÍA
CELADE

Sede: J. M. Infante 9. Casilla 91. Teléfono 257806
Santiago (Chile)

Subsede: Ciudad Universitaria Rodrigo Facio,
Apartado Postal 5249
San José (Costa Rica)