



Población y Salud en Mesoamérica

E-ISSN: 1659-0201

revista@ccp.ucr.ac.cr

Universidad de Costa Rica

Costa Rica

Bonilla, Roger E.

Uso de un modelo log-lineal de Poisson para el estudio de los homicidios contra jóvenes  
inmigrantes nicaragüenses en Costa Rica

Población y Salud en Mesoamérica, vol. 14, núm. 2, enero-junio, 2017, pp. 1-14

Universidad de Costa Rica

San José, Costa Rica

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=44649702003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# Población y Salud en Mesoamérica



## PSM

Uso de un modelo log-lineal de Poisson para el estudio de los homicidios contra jóvenes inmigrantes nicaragüenses en Costa Rica

Roger E. Bonilla



Revista electrónica semestral  
Visite [aquí](#) el sitio web de la revista  
Centro Centroamericano de Población  
Universidad de Costa Rica





## Uso de un modelo log-lineal de Poisson para el estudio de los homicidios contra jóvenes inmigrantes nicaragüenses en Costa Rica

Use of the Poisson log-linear model for the study of homicides against young nicaraguan immigrants in Costa Rica

Roger E. Bonilla<sup>1</sup>

—RESUMEN: Objetivo: Describir la tasa de homicidios de jóvenes inmigrantes nicaragüenses en Costa Rica. Métodos: Se utilizó un modelo de regresión log-lineal de Poisson a nivel cantonal para describir la tasa de homicidios contra jóvenes inmigrantes nicaragüenses en Costa Rica, dadas las covariantes (Agresti, 2002; Cameron y Trivedi, 1998; Neter, Wasserman, Kutner y Nachtsheim, 1996). Resultados: Las razones de incidencia para el porcentaje de hogares pobres, el porcentaje de adultos de 35 años y más, y el porcentaje de la población económicamente activa en el sector terciario son 1.04, 1.05 y 1.05 respectivamente. Conclusiones: La pobreza, la composición de la población y las actividades económicas del sector terciario de la economía son las variables que describen mejor la tasa de homicidios de los jóvenes nicaragüenses.

—Palabras Clave: Homicidio, modelo log-lineales, inmigrantes, Costa Rica.

—ABSTRACT: Objective: To describe the homicides rate for young Nicaraguan immigrants in Costa Rica. Methods: We used a Poisson log-linear regression model at small administrative areas-level to describe the homicides rate for young Nicaraguan immigrants in Costa Rica, given the co-variables (Agresti, 2002; Cameron y Trivedi, 1998; Neter, Wasserman, Kutner & Nachtsheim, 1996). Results: Incidence rate for percentage of poor households, percentage of adults 35 years-old and more, and the percentage of the population on the service sector of the economy are 1.04, 1.05 and 1.05 respectively. Conclusions: Poverty, population structure and economic activities of the service sector of the economy are the co-variables that best describe the homicides rate for young Nicaraguan immigrants in Costa Rica.

—Keywords: Homicide, log-linear model, immigrants, Costa Rica.

Recibido: 30 abr, 2016 | Corregido: 25 oct, 2016 | Aprobado: 10 nov, 2016

<sup>1</sup> Universidad de Costa Rica. Escuela de Estadística. Montes de Oca, San José, COSTA RICA.  
[roger.bonilla@ucr.ac.cr](mailto:roger.bonilla@ucr.ac.cr)



## 1. Introducción

Como en muchas otras sociedades alrededor del mundo, la inmigración en Costa Rica ha provocado cambios en la dinámica social y económica. Los nicaragüenses son el grupo más grande de inmigrantes en Costa Rica (Instituto Nacional de Estadística y Censos [INEC], 2000). Los inmigrantes nicaragüenses son poblaciones vulnerables a la pobreza, a la discriminación y al aislamiento social (Herring y Bonilla, 2009; Gutiérrez-Soto, 2008; Acuña, 2005).

En las últimas décadas, la migración de nicaragüenses a Costa Rica ha sido la más alta en la historia de Costa Rica (International Office for Migration [IOM], 2001; Marquette, 2006). El Censo de Población de Costa Rica del año 2000 muestra que de estos inmigrantes, más de la mitad son personas jóvenes, entre 15 y 34 años de edad (INEC, 2000).

Debido a la selectividad de la migración, los inmigrantes nicaragüenses presentan características similares a las observadas en otras minorías inmigrantes: bajas tasas de mortalidad y morbilidad en causas internas y altas tasas de mortalidad en causas externas (particularmente accidentes y homicidios) (Herring y Bonilla, 2009; Herring, Bonilla, Boland y Hill, 2008; Sharma, Michalowski y Verma, 1990; Singh y Miller 2004; Sorenson y Shen, 1999; Trovato, 1992). Los inmigrantes nicaragüenses, particularmente los jóvenes, son una parte importante de la vida y sociedad costarricense y constituyen un porcentaje significativo de la fuerza laboral nacional en muchos sectores de la economía, incluyendo: la agricultura, el turismo, la construcción, los servicios de seguridad y los servicios domésticos (Herring y Bonilla, 2009; Herring *et al.*, 2008).

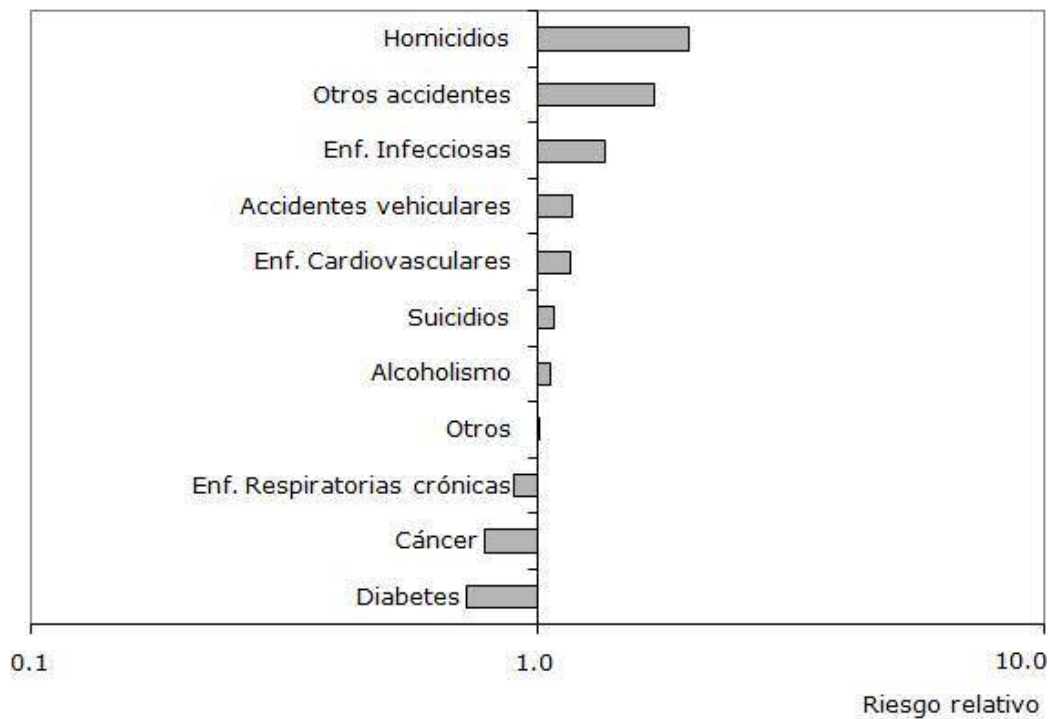
En Costa Rica, hasta el momento, sólo el estudio de Herring *et al.* (2008) y uno más recientemente, el de Herring & Bonilla (2009), investigan la mortalidad de los inmigrantes nicaragüenses en general. Los investigadores encuentran los mismos resultados que los encontrados en otros países: una alta mortalidad de los inmigrantes en causas externas (accidentes y homicidios) versus una baja mortalidad en muertes relacionadas con enfermedades. Debido a los grupos de edad estudiados, los homicidios y los accidentes son las principales causas de muerte de inmigrantes. La mortalidad entre jóvenes inmigrantes, que es buena parte de la inmigración nicaragüense hacia Costa Rica, sigue sin ser estudiada.

Más recientemente, Bonilla y Chavarría (2015), investigaron la mortalidad por causas externas y por enfermedades entre inmigrantes nicaragüenses jóvenes en Costa Rica y se comparó con la población de jóvenes costarricenses. Según los autores, el estudio se enfocó en personas con edades de 15 a 35 años y se encontró que aproximadamente el 66% de las defunciones de inmigrantes nicaragüenses son por causas externas, versus el 57% de la contraparte costarricense. El estudio encontró que los inmigrantes tienen riesgos relativos (*rr*) mayores de mortalidad en causas

externas que su contraparte costarricense, particularmente en homicidios  $rr=2.00$ , otros accidentes  $rr=1.71$  y accidentes vehiculares  $rr=1.17$ . (Figura 1). El estudio concluyó que los inmigrantes nicaragüenses tienen el doble de riesgo de morir a causa de homicidios que su contraparte costarricense, pero no analiza las posibles causas de ese riesgo relativo (Bonilla y Chavarría, 2015).

### Figura 1

Riesgos relativos entre tasas de mortalidad estandarizadas por causas específicas de jóvenes inmigrantes nicaragüenses (numerador) y costarricenses (denominador). Costa Rica 1998–2008



Fuente: Bonilla y Chavarría (2015).

El presente trabajo fue realizado para investigar las posibles causas de homicidios entre inmigrantes nicaragüenses jóvenes en Costa Rica y compararlos con la población de jóvenes costarricenses. El presente trabajo es un estudio pionero, cuyo objetivo es explicar las tasas de homicidios en el caso de la mortalidad en jóvenes inmigrantes nicaragüenses en Costa Rica, cuando son comparados con la contraparte de la población local (jóvenes costarricenses) mediante la utilización de un modelo *log-lineal* de Poisson.



## 2. Materiales y métodos

En el presente trabajo la unidad de estudio fue el cantón, que es una unidad político-administrativa. El territorio de Costa Rica está compuesto por 81 cantones. La población de estudio de este trabajo fueron los jóvenes inmigrantes nicaragüenses y locales costarricenses que murieron por homicidio en Costa Rica en una década, entre el 1 de enero de 1998 y el 31 de diciembre del 2008. Se utilizó la Clasificación Internacional de Enfermedades, CIE-10 (World Health Organization [WHO], 1992) para identificar los códigos de las defunciones por homicidios (X91–Y34). La base de datos consistía de 81 registros (cantones) y para cada registro se incorporaron sus respectivas covariantes.

Se utilizó la base de datos de defunciones de Costa Rica para los años 1998–2008, disponibles en el Centro Centroamericano de Población (CCP, 2016). Dicha base de datos contiene la variable *país de nacimiento*, que se utilizó para determinar si la defunción era de un inmigrante nicaragüense o de un costarricense. Para ser consistente con la metodología de Bonilla y Chavarría (2015), se analizaron las defunciones de jóvenes de 15 a 35 años.

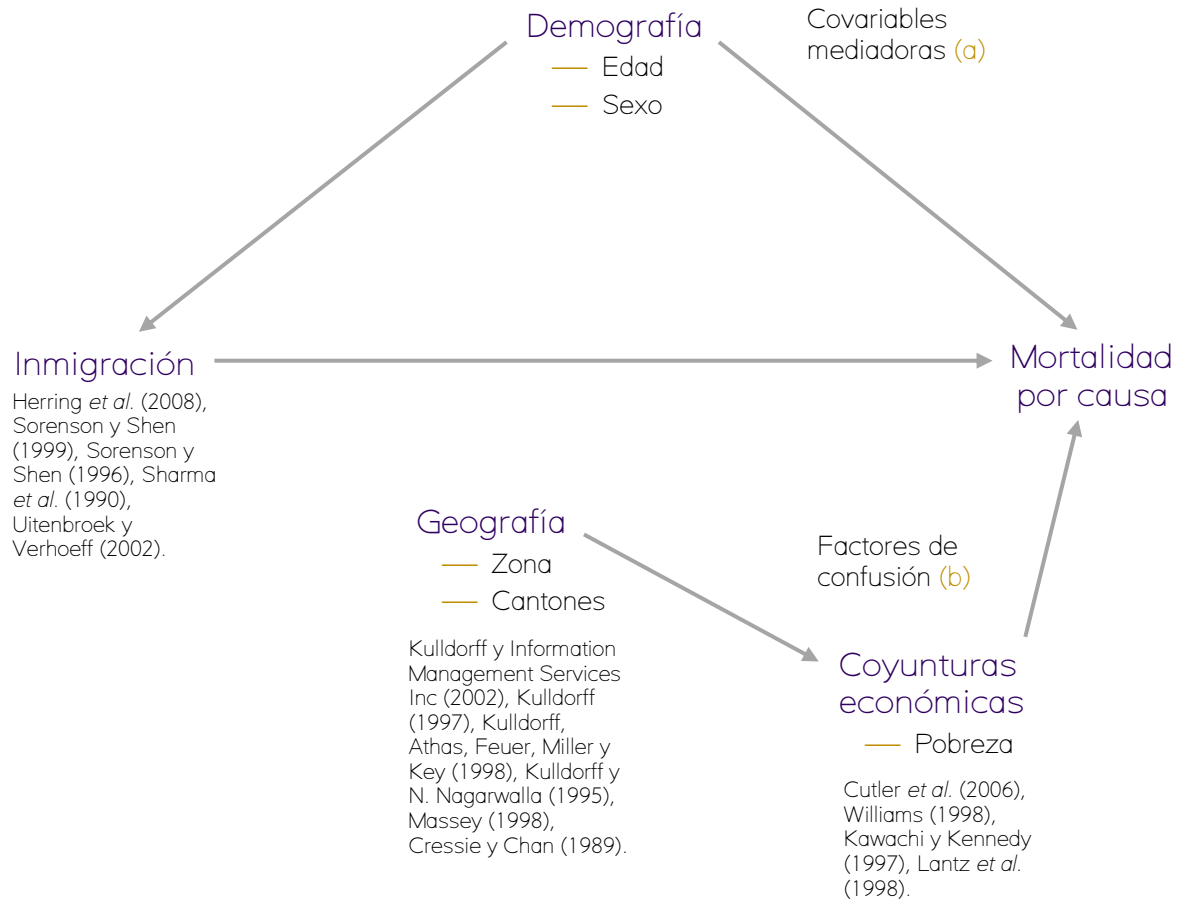
La variable respuesta ( $y$ ) es el número de homicidios de jóvenes inmigrantes y de locales en el cantón. La población de inmigrantes nicaragüenses y de locales fue la variable de exposición (*denominadores*); se utilizó para calcular tasas de mortalidad por 100 000 habitantes y fue obtenidos del *X Censo de Población y Vivienda 2000* (INEC, 2000).

La Figura 2 muestra el diagrama de relaciones para describir la mortalidad por causa a partir de la inmigración, la demografía, la geografía y las coyunturas socioeconómicas. Autores como Herring *et al.* (2008), Sorenson y Shen (1999), Sorenson & Shen (1996), Sharma *et al.* (1990), Uitenbroek y Verhoeff (2002) muestran que existen diferenciales de mortalidad por causa y la inmigración, particularmente en las causas externas. Por ejemplo, se esperaría mayor número de homicidios y de causas externas entre los inmigrantes nicaragüenses (relación positiva). La demografía, operacionalizada en covariables como sexo y edad, es una covariable mediadora, esto significa que esas covariables (causa) influyen sobre la inmigración y también sobre la mortalidad por causa (efecto). La inmigración es un fenómeno selectivo. En el caso de la inmigración nicaragüense a Costa Rica, inmigran los más jóvenes y, particularmente, mujeres (Brenes-Camacho, 1999). La mortalidad por causas externas está particularmente focalizada entre el sexo masculino y jóvenes. Por otro lado, existen coyunturas socioeconómicas, como la pobreza, que influyen sobre la mortalidad por causa y aumentan la variabilidad. Eso se conoce como factor de confusión. Autores como Cutler, Deaton y Lleras-Muney (2006), Williams (1998), Kawachi y Kennedy (1997), Lantz *et al.* (1998) muestran una relación entre la pobreza y la mortalidad por causa. Finalmente, la geografía operacionalizada en cantones influye sobre las coyunturas socioeconómicas (pobreza). Autores como Kulldorff y Information Management Services Inc (2002); Kulldorff (1997); Kulldorff, Athas, Feuer, Miller y Key (1998);

Kulldorff y Nagarwalla (1995), Massey (1998), Cressie y Chan (1989) muestran que la pobreza está localizada en regiones geográficas específicas. Los autores afirman que los eventos geográficos determinan el estado socioeconómico de las personas que habitan en esas regiones.

**Figura 2**

Diagrama de relaciones para describir la mortalidad por causa a partir de la inmigración, la demografía, la geografía y las coyunturas socioeconómicas



Bonilla

**Notas:** (a) Las covariables mediadoras influyen sobre la variable respuesta y el factor de interés.  
 (b) Los factores de confusión influyen sobre la variable respuesta y aumenta la variabilidad.  
**Fuente:** Elaboración propia.

Los factores o covariantes predictoras fueron las siguientes:

1. Inmigración ( $x_1$ ) se operacionalizó a partir del cálculo del porcentaje de inmigrantes nicaragüenses en el cantón.
2. Edad ( $x_2$ ) se operacionalizó a partir del cálculo del porcentaje de personas en el cantón que tienen entre 15 y 34 años y el porcentaje de personas que tienen 35 años y más.



3. Sexo ( $x_3$ ) se operacionalizó a partir del cálculo de la *razón de masculinidad* en el cantón.
4. Zona ( $x_4$ ) se operacionalizó a partir del cálculo del porcentaje de hogares en el cantón que están clasificadas dentro de zonas urbanas.
5. Pobreza ( $x_5$ ) se operacionalizó a partir del cálculo del porcentaje de hogares en el cantón que tienen al menos una necesidad básica insatisfecha (NBI) (Collado, 2004; Trejos, 2002).
6. Sector económico ( $x_6, x_7, x_8$ ) se operacionalizó a partir del cálculo del porcentaje de la población económicamente activa en el cantón que trabajan en los tres sectores de la producción económica: primario (sector agrícola), secundario (industrial) y terciario (bienes y servicios).

La base de datos está disponible en un archivo en el siguiente enlace: <http://revistas.ucr.ac.cr/index.php/psm/article/view/27244/27735>

## 2.1. Análisis estadístico

Se utilizó un modelo de regresión *log-lineal* de Poisson para describir la tasa de homicidios de jóvenes inmigrantes  $Y_i$ , dadas las covariantes  $X$  descritas anteriormente. Usando la notación de Agresti (2002), Cameron y Trivedi (1998) y Neter *et al.* (1996), en este modelo de regresión *log-lineal* de Poisson:

### Ecuación 1

$Y_i = \frac{n_i}{P_i}$ , en donde  $n_i$  son los homicidios de jóvenes inmigrantes y  $P_i$  es la población de jóvenes inmigrantes del cantón  $i$ .

### Ecuación 2

$Y_i \sim \text{Poisson}(\lambda_i)$ , cuyo valor esperado es  $E(Y_i) = \frac{\lambda_i}{P_i}$

Un modelo de regresión *log-lineal* de Poisson para la tasa esperada tiene la forma:

### Ecuación 3

$$\log\left(\frac{\lambda_i}{P_i}\right) = \alpha + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \hat{\beta}_3 x_3 \dots$$



En este modelo, está el logaritmo de la tasa de homicidios a un lado de la igualdad un modelo lineal con las covariantes al otro lado, que al despejar es equivalente a:

#### Ecuación 4

$$\log \lambda_i - \log P_i = \alpha + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \hat{\beta}_3 x_3 \dots$$

Se asumió la no correlación entre los residuos.

La matriz X está compuesta por las covariantes que son parte del modelo lineal. El vector  $\beta$  contiene los coeficientes de cada una de estas covariantes (Neter *et al.*, 1996). La función de verosimilitud es

#### Ecuación 5

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n f_i(Y_i) = \prod_{i=1}^n \frac{[\lambda(X_i, \beta)]^{Y_i} \exp[-\lambda(X_i, \beta)]}{Y_i!} = \frac{\left\{ \prod_{i=1}^n [\lambda(X_i, \beta)]^{Y_i} \right\} \exp\left[-\sum_{i=1}^n \lambda(X_i, \beta)\right]}{\prod_{i=1}^n Y_i!}$$

Cuyo logaritmo es

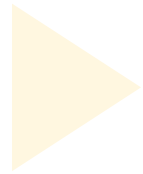
#### Ecuación 6

$$\log_e L(\beta) = \sum_{i=1}^n Y_i \log_e [\lambda(X_i, \beta)] - \sum_{i=1}^n \lambda(X_i, \beta) - \sum_{i=1}^n \log_e (Y_i!)$$

Se ajustó tres modelos de regresión de *log-lineal* Poisson. El modelo 1 es el *modelo base* que mide solamente el efecto de una covariable sobre la variable respuesta y. El modelo 2 es un modelo completo que incorpora todas las otras covariantes. El modelo 3 incorpora algunas de las covariantes del modelo 2, en general, las que sean **significativas al 5% mediante el método “paso a paso” (stepwise)**.

Para analizar los efectos de las covariantes predictoras se calculó la razón de incidencia (*incidence rate ratio IRR*) por medio de la regresión *log-lineal* de Poisson que indica en cuanto se incrementa (o disminuye) el riesgo en los homicidios frente a incrementos unitarios de la covariable predictor. Por ejemplo, un IRR de 1.2 asociado a la razón de masculinidad significa que el riesgo de homicidios en los jóvenes nicaragüenses se incrementa en un 20% cuando la razón de masculinidad se incrementa de forma unitaria de un cantón a otro. Para detectar la presencia de sobredispersión, se realizó una **prueba de bondad de ajuste  $\chi^2$**  asumiendo que los datos observados se ajustan al modelo *log-lineal* de Poisson. Se utilizó el software estadístico R+ (R+ Development Core Team, 2009) para el procesamiento de la información y en la ejecución de los

modelos de regresión *log-lineal* de Poisson se utilizó el paquete *sandwich* (Zeileis, 2004 y 2006).



### 3. Resultados

Se utilizó un modelo de regresión *log-lineal* de Poisson para describir el número de homicidios de jóvenes inmigrantes dadas las covariantes. La variable de exposición (*exposure*) que solicita el comando de STATA es la población de jóvenes inmigrantes nicaragüenses del cantón y es el denominador que se utilizó para calcular la tasa de mortalidad de homicidios.

A continuación, se describe el proceso de la ejecución del modelo de regresión *log-lineal* de Poisson. El *modelo base* que llamaremos “**modelo 1**”, el cual incorpora sólo la covariable “**Porcentaje de Inmigrantes**”. Este modelo predice el número de homicidios de los jóvenes inmigrantes nicaragüenses a partir del porcentaje de inmigrantes en el cantón. La razón de incidencia asociada a la covariante es de 0.98, la cual no es significativa al 5%. El modelo 1 tiene un pseudo- $R^2$  de apenas 0.01 y no es significativo al 5% ( $p > \chi^2 = 0.08$ ). El estadístico pseudo- $R^2$  reporta el incremento en la verosimilitud que está explicado por las covariantes incluidas en el modelo, frente a la verosimilitud de un modelo base. La hipótesis nula, el pseudo- $R^2$ , es igual a cero: no es rechazada, lo que implica que los datos observados no se ajustan al modelo *log-lineal* de Poisson. El Cuadro 1 presenta los resultados de la regresión *log-lineal* de Poisson para el modelo 1. Esto significa que se rechaza la premisa que el número de homicidios de jóvenes inmigrantes sea un evento aleatorio, por lo que es necesario incorporar más covariantes al modelo.

Así mismo, se planteó un *modelo ampliado* que llamaremos “**modelo 2**”, el cual incorpora todas las covariantes. El Cuadro 1 presenta los resultados de la regresión *log-lineal* de Poisson para el modelo 2. En el modelo 2, las covariantes que más describen el riesgo de homicidios en los jóvenes nicaragüenses son: la razón de masculinidad, en primer lugar (IRR = 6.81); el porcentaje de la PEA en el sector secundario y terciario (IRR = 1.05 en ambos casos); el porcentaje de adultos de 35 años y más (IRR = 1.05); el porcentaje de pobres (1.03) y el porcentaje de la población urbana (IRR = 1.01). En el modelo 2, las covariantes que describen de forma inversa el riesgo de homicidios en los jóvenes inmigrantes es el porcentaje de inmigrantes (IRR = 0.97) y el porcentaje de jóvenes (IRR = 0.93). El modelo 2 aumenta el pseudo- $R^2$  a 0.07 con respecto al modelo 1 y es significativo al 5% ( $p > \chi^2 = 0.01$ ). La hipótesis nula es que el pseudo- $R^2$  es igual a cero, es rechazada. Esto sugiere que los homicidios se describen mejor con un modelo multivariado que incorpore otras covariantes, que con un modelo univariado que sólo describe los homicidios con una variable (porcentaje de inmigrantes).



Finalmente, se planteó un *modelo de mejor ajuste* o *modelo reducido* que es el “**modelo 3**”, el cual incorpora algunas de las covariantes del modelo 2, las que sean más **significativas al 5% mediante el método “paso a paso”** (*stepwise*). El Cuadro 1 presenta los resultados de la regresión *log-lineal* de Poisson para el modelo 3. En el modelo 3, las covariantes que más describen el riesgo de homicidios en los jóvenes nicaragüenses son: el porcentaje de la PEA en el sector secundario y terciario, en primer lugar (IRR = 1.05 en ambos casos); el porcentaje de adultos de 35 años y más (IRR = 1.05); el porcentaje de pobres (IRR = 1.04) y el porcentaje de la población urbana (IRR = 1.01). En el modelo 3, la variable razón de masculinidad dejó de ser importante y la pobreza no es la variable más asociada a los homicidios, sino la composición de la población y las actividades económicas, particularmente el sector terciario. Por ejemplo, el sector de seguridad es parte del sector terciario y es un sector de alto riesgo para los inmigrantes nicaragüenses que laboran en él. La variable porcentaje de jóvenes también dejó de ser importante en el modelo. En el modelo 3, la variable que describe de forma inversa el riesgo de homicidios en los jóvenes inmigrantes es el porcentaje de inmigrantes (IRR = 0.96). Esto significa que el número de homicidios está asociado de forma inversa con el porcentaje de inmigrantes. En los cantones con altos porcentajes de inmigrantes, el número de homicidios tiende a disminuir y viceversa. El modelo 3 tiene un pseudo- $R^2$  de 0.07, igual al modelo 2, pero con menos covariantes y es significativo al 5% ( $p > \chi^2 = 0.00$ ). La hipótesis nula es que el pseudo- $R^2$  es igual a cero, es rechazada.

### Cuadro 1

Razón de incidencia (*incidence rate ratio*) de los tres modelos de regresión *log-lineal* de Poisson. La variable respuesta es el número de homicidios de jóvenes inmigrantes nicaragüenses por cantón de Costa Rica. Costa Rica 1998-2008.<sup>a</sup>

Covariantes sociodemográficas	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
% de inmigrantes	0.98	0.97	0.96*
Razón de masculinidad		6.81*	
% población urbana		1.01*	1.01*
% de hogares pobres		1.03	1.04**
% de jóvenes (15-34 años)		0.93	
% de adultos (35 años y más)		1.05	1.05
% PEA en sector secundario		1.05	1.05
% PEA en sector terciario		1.05*	1.05*
Log likelihood	-137.39	-128.96	-129.30
Pseudo $R^2$	0.01	0.07	0.07
Prob > $\chi^2$	0.08	0.01	0.00
Número de celdas (N)	81	81	81
<i>Bondad de ajuste del modelo de regresión</i>			
Chi Cuadrado	108.26	91.41	92.10
Prob > $\chi^2$	0.01	0.06	0.08

<sup>a</sup> La variable de exposición es la población de jóvenes inmigrantes nicaragüenses.

\* Significativo al 5%.

\*\* Significativo al 1%.

Fuente: Elaboración propia.



En general, puede afirmarse que el modelo 3 es un modelo de mejor ajuste para describir los homicidios de los jóvenes inmigrantes nicaragüenses con respecto a los modelos 1 y 2. La razón es que tiene menos covariantes y es significativo al 5%.

### 3.1. Bondad de ajuste de los modelos multivariados

Se realizó una prueba de bondad de ajuste Chi-Cuadrado para cada uno de los tres modelos. La prueba de bondad de ajuste compara los valores observados con los valores esperados estimados por cada modelo. Entre más grande sea el valor del estadístico Chi-Cuadrado, existe más evidencia de que el modelo *log-lineal* de Poisson utilizado es inadecuado para analizar los homicidios. Esto significa que un valor significativo del estadístico Chi-Cuadrado, en una prueba de bondad de ajuste, indica que el modelo *log-lineal* de Poisson utilizado es inadecuado.

Al final del Cuadro 1 se muestran los resultados de la prueba de bondad de ajuste Chi-Cuadrado para los tres modelos utilizados. El modelo 1 definitivamente es inadecuado para analizar los homicidios de los jóvenes nicaragüenses. El valor del estadístico Chi-Cuadrado es grande y significativo al 5% ( $\chi^2 = 108.26$ ,  $p = 0.01$ ). Los modelos 2 y 3 son más idóneos que el modelo base para analizar los homicidios de los jóvenes nicaragüenses. El valor de los estadístico Chi-Cuadrado son pequeños con respecto al modelo 1 y no son significativo al 5% (91.41 y 92.10,  $p > 0.05$  en ambos casos). Los valores observados del modelo coinciden con los valores estimados por los modelos 2 y 3. La prueba de Chi-Cuadrado para los modelos 2 y 3 ( $p > 0.05$  en ambos casos) señala la no existencia de sobredispersión en los datos. Los modelos 2 y 3 son adecuados para analizar los homicidios; sin embargo, se escogerá el modelo 3 como un modelo de mejor ajuste, por tener menos covariantes, ser significativo al 5% y por presentar valores que se ajustan a los esperados mediante una prueba de bondad de ajuste Chi-Cuadrado.



## 4. Discusión

Los resultados de este estudio sugieren que la pobreza no es la variable que está más asociada a las tasas de homicidios, sino la composición de la población y el empleo. En los modelos de regresión *log-lineal* de Poisson se observa que la razón de incidencia asociada al porcentaje de inmigrantes es menor que uno. Esto quiere decir que, en cantones con altos porcentajes de inmigrantes nicaragüenses, las tasas de jóvenes inmigrantes que son víctimas de homicidio tienden a ser menores y viceversa. Este fenómeno fue observado por Herring *et Al.* (2008) en un estudio acerca de patrones diferenciales de mortalidad entre inmigrantes nicaragüenses y costarricenses. La hipótesis subyacente es que las redes sociales que pueden originarse en los cantones con altos porcentajes de inmigrantes son un factor protector que disminuye la mortalidad por homicidios entre los inmigrantes. Autores como Halpern (1993),

Sampson, Raudenbush y Earls (1997), Fang, Madhavan, Bosworth y Alderman (1998), Inagami *et. al.* (2006) afirman que la salud y la sobrevivencia de los miembros de un grupo social puede ser explicada por la concentración de un grupo social de alta homogeneidad.

En los modelos de regresión *log-lineal* de Poisson se observa que la razón de incidencia asociada al porcentaje de la PEA en el sector terciario es positivo. Esto quiere decir que, en cantones con altos porcentajes de PEA trabajando en el sector terciario, las tasas de homicidios de los jóvenes inmigrantes tienden a ser mayores y viceversa. Una posible explicación a este fenómeno es el presentado en el Working Immigrant (2016), que afirma que los inmigrantes cambian con facilidad de un trabajo de tipo agrícola (sector primario) a las empresas de seguridad (sector terciario), que es mejor pagado. Este trabajo tiene implicaciones que es necesario resaltar, porque es el primer estudio para el caso de Costa Rica que investiga las causas relacionadas a la mortalidad de los jóvenes inmigrantes nicaragüenses.



## 6. Referencias

- Acuña, G. E. (2005). *La Inmigración en Costa Rica: Dinámicas, Desarrollo y Desafíos. Informe Final*. San José, Costa Rica: Proyecto Fondo OPEC-UNFPA.
- Agresti, A. (2002). *Categorical Data Analysis*. Estados Unidos: Wiley & Sons.
- Bonilla, R., y Chavarría, J. (2015). Mortality among young Nicaraguan immigrants to Costa Rica: deaths from disease versus injury. *Población y Salud en Mesoamérica*, 13(1), 1-12. doi:10.15517/psm.v13i1.19497
- Brenes-Camacho, G. (1999). *Estimación del volumen y características sociodemográficas de los inmigrantes nicaragüenses en Costa Rica* (tesis de maestría inédita). Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica.
- Cameron, A. C., y Trivedi, P. K. (1998). *Regression analysis of count data*. Inglaterra: Cambridge University Press.
- Centro Centroamericano de Población. (2016). *Estadísticas Vitales de Mortalidad, Costa Rica 1998-2008* [base de datos]. Recuperado de <http://censos.ccp.ucr.ac.cr>
- Collado, A. (2004). Conglomeración espacial de la fecundidad adolescente en la Gran Área Metropolitana de Costa Rica. En L. Rosero Bixby (ed.), *Costa Rica a la luz del censo del 2000* (pp. 535-573). San José, Costa Rica: Centro Centroamericano de Población de la Universidad de Costa Rica, Proyecto Estado de la Nación e Instituto de Estadística y Censo.



- Cressie N. y Chan, N. H. (1989). Spatial modeling of regional variables. *Journal of the American Statistical Association*, 84, 393-401.
- Cutler, D., Deaton, A., y Lleras-Muney, A. (2006). *The Determinants of Mortality* (Working Paper No. 11963). Massachusetts, Estados Unidos: National Bureau of Economic Research.
- Fang J., Madhavan, S., Bosworth, W., y Alderman, M. H. (1998). Residential segregation and mortality in New York City. *Soc Sci Med*, 47(4), 469-76.
- Gutiérrez-Soto, E. P. (2008). Mujer Inmigrante: De Nicaragua a Costa Rica. *Revista Estudios*. (21).
- Halpern, D. (1993). Minorities and mental health. *Soc Sci Med*, 36(5), 597-607.
- Herring A. & Bonilla, R. (2009). Inmigrantes Nicaragüenses en Costa Rica: Estado y Utilización de Servicios de Salud. *Población y Salud en Mesoamérica*, 7(1). doi:10.15517/psm.v7i1.1094
- Herring, A., Bonilla, R., Borland, R., y Hill, K. (2008). Patrones diferenciales de mortalidad entre inmigrantes nicaragüenses y residentes nativos de Costa Rica. *Población y Salud en Mesoamérica*, 6(1). doi:10.15517/psm.v6i1.4534
- Inagami, S., Borrell, L. N., Wong, M. D., Fang, J., Shapiro, M. F., y Asch, S. M. (2006). Residential segregation and Latino, black and white mortality in New York City. *Journal of Urban Health*, 83(3), 406-20.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2000). *Censo Nacional de Población y Vivienda, Costa Rica 2000* [base de datos]. Recuperado de <http://censos.ccp.ucr.ac.cr>
- International Office for Migration. (2001). *Binational Study: The State of Migration Flows between Costa Rica and Nicaragua – Analysis of the Economic and Social Implications for Both Countries*. San José, Costa Rica: Autor.
- Kawachi, I., y Kennedy, B. P. (1997). Socioeconomic determinants of health: Health and social cohesion: why care about income inequality? *British Medical Journal*, 314. doi:10.1136/bmj.314.7086.1037
- Kulldorff, M. y Information Management Services Inc. (2002). *SaTScan v. 3.0.5: Software for the Spatial and Space-Time Scan Statistics*. Maryland, Estados Unidos: National Cancer Institute.
- Kulldorff, M., Athas, W., Feuer, E., Miller, B., y Key, C. (1998). Evaluating Cluster Alarms: A Space-Time Scan Statistics and Brain Cancer in Los Alamos, New Mexico. *American Journal of Public Health*, 88, 1377-1380.



- Kulldorff, M. (1997). A spatial scan statistic. *Communications in Statistics: Theory and Methods*, 26, 1481–1496.
- Kulldorff, M., y Nagarwalla, N. (1995). Spatial disease clusters: Detection and inference. *Statistics in Medicine*, 14, 799–810.
- Lantz, P., House, J., Lepkowski, J., Williams, D., Mero, R., y Chen, J. (1998). Socioeconomic Factors, Health Behaviors, and Mortality. Results From a Nationally Representative Prospective Study of US Adults. *Journal of the American Medical Association*, 279, 1703–1708.
- Neter, J., Wasserman, W., Kutner, M. H., y Nachtsheim, C. (1996). *Applied Linear Statistical Models*. Boston, Estados Unidos: McGraw-Hill.
- Marquette, C. M. (2006). Nicaraguan Migrants in Costa Rica. *Población y Salud en Mesoamérica*, 4(1). doi:10.15517/psm.v4i1.4561
- Massey, D. S. (1998). *Worlds in Motion Understanding International Migration at the End of the Millenium*. Oxford, Inglaterra: Clarendon Press.
- R+ Development Core Team. (2009). *R+ Lenguaje de Programación* [software de computación]. Nueva Zelandia: Universidad de Auckland.
- Sampson, R. J., Raudenbush S. W., y Earls, F. (1997). Neighborhoods and violent crime: a multilevel study of collective efficacy. *Science*, 277(5328), 918–24.
- Sharma, R. D., Michalowski, M., y Verma, R. B. (1990). Mortality differentials among immigrant populations in Canada. *Int Migr*, 28(4), 443–450.
- Singh, G. K., y Miller, B. A. (2004). Health, life expectancy and mortality patterns among inmigrant populations in the United States. *Can J Public Health*, 95(3), 14–21.
- Sorenson, S., y Shen, H. (1999). Mortality Among Young Immigrants to California: Injury Compared to Disease Deaths. *Journal of Immigrant Health*, 1(1).
- Sorenson S. B., y Shen, H. (1996). Homicide risk among immigrants in California, 1970 through 1992. *Am J Public Health*, 86(1), 97–100.
- Trejos, J. D. (2002). *La Evolución de la pobreza en Costa Rica en los años noventa*. San José, Costa Rica: Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas.
- Trovato, F. (1992). Violent and accidental mortality among four immigrant groups in Canada, 1970–1972. *Soc Biol*, 39(1–2), 82–101.
- Uitenbroek D. G., y Verhoeff, A. P. (2002). Life expectancy and mortality differences between migrant groups living in Amsterdam, The Netherlands. *Soc Sci Med*, 54(9), 1379–88.



Williams, R. B. (1998). Lower Socioeconomic Status and Increased Mortality. Early Childhood Roots and the Potential for Successful Interventions. *The Journal of the American Medical Association*, 279, 1745–1746.

Working Immigrant. (2016). *High death rate among Hispanic workers*. Recuperado de <http://www.workingimmigrants.com/2008/07/high-death-rate-among-hispanic-workers/>

World Health Organization. (1992). *International Statistical Classification of Diseases, 10th Revision (ICD-10)*. Génova, Suiza: Autor.

Zeileis, A. (2006). Object-Oriented Computation of Sandwich Estimators. *Journal of Statistical Software*, 16(9), 1–16. Recuperado de <http://www.jstatsoft.org/v16/i09/>

Zeileis, A. (2004). Econometric Computing with HC and HAC Covariance Matrix Estimators. *Journal of Statistical Software*, 11(10), 1–17. Recuperado de <http://www.jstatsoft.org/v11/i10/>



## 7. AGRADECIMIENTOS

A la Escuela de Estadística y al Centro Centroamericano de Población (CCP), ambos de la Universidad de Costa Rica (UCR), por ceder los tiempos y los recursos logísticos y tecnológicos respectivamente para la realización de este artículo. A Ricardo Chinchilla y Daniela Muñoz.