DOI: https://doi.org/10.36677/hmigracion.v8i15.17962

El acceso a los servicios de salud de los migrantes de retorno comparado con los no migrantes en México, 2015

Access to the health services for return migrants compared to the non-migrants in Mexico, 2015

Javier González Rosas

Universidad del Ejército y Fuerza Aérea de México

Resumen

La Encuesta Intercensal 2015, estima que 32.9 por ciento de los migrantes de retorno no tiene acceso a los servicios de salud, en comparación con 17.8 por ciento de los no migrantes. Una inmediata conclusión que se desprende de esto es que los migrantes de retorno tienen menor acceso a los servicios de salud. Sin embargo, esta conclusión puede ser falsa, debido a factores de confusión que introducen un sesgo y llevan a conclusiones erróneas si no se controlan. Los principales resultados prueban que, sin controlar los factores de confusión, los migrantes de retorno tienen un riesgo de no accesar a los servicios de salud 2.3 veces mayor que los no migrantes, pero al controlar los factores, el riesgo se incrementa a 2.7 veces, es decir, sin control se subestima el efecto en un 17.4 por ciento.

Palabras clave: migración de retorno, factores de confusión, riesgo de acceso, modelo *Logit*.

Abstract

The 2015 Intercensal Survey estimates that 32.9 percent of return migrants in Mexico do not have access to health services, against 17.8 percent of the non-migrant population. An immediate conclusion that emerges to this data is that return migrants have less access to health services. However, this conclusion may be false, due to confounding factors that introduce bias and lead to erroneous conclusions if they are not controlled. The main results show that, when the confounding factors are not controlled return migrants have a risk of not accessing health services 2.3 times higher than non-migrants, but when they are controlled the risk increases to 2.7 times, that is, without control there is a bias that underestimates the effect by 17.4 percent.

Key words: return migration, confounding factors, access risk, Logit model.

Artículo recibido el 22 de diciembre de 2021 y aprobado el 01 de noviembre de 2022

Introducción

La salud de los migrantes que regresan de manera voluntaria a su país de origen, se deteriora como resultado de las dificultades experimentadas en su proceso de adaptación y a las lamentables condiciones de empleo del país al que regresan. Por su parte, los migrantes que están de vuelta de manera forzada, tienen más problemas de tener servicios de salud, porque la reinserción en la sociedad y en el mercado de trabajo tiende a ser difícil en su país de origen, el mismo que paradójicamente debería garantizar su salud (Fernández Sánchez *et al*., 2022: 14).

Actualmente, en México existen importantes trabajos de investigación que han medido la asociación entre la migración de retorno y el acceso a los servicios de salud. En 2000, Banegas y otros, estimaron que el porcentaje de los migrantes de retorno que tuvo acceso a los servicios de salud fue menor en casi 20 puntos porcentuales que los no migrantes (Banegas *et al*., 2016: 36).

Para el año 2010, diferentes autores documentaron en sus trabajos de investigación la medición de la asociación. Wassink (2016: 849) encontró que el porcentaje de los migrantes de retorno, que no tuvo acceso a los servicios de salud fue mayor en 24 puntos porcentuales que los no migrantes. Gandini (*et al*., 2015: 120) encontraron que el porcentaje de los hombres migrantes de retorno que tuvieron servicio médico fue menor que los no migrantes en aproximadamente 22 puntos porcentuales, y que la situación de las mujeres fue muy análoga. Riosmena (*et al.,* 2012; 5), calcularon que el porcentaje de adultos mayores migrantes de retorno, que no estaban afiliados a alguna institución del Sistema Nacional de Salud, fue mayor en 25 puntos porcentuales que los adultos mayores no migrantes.

Datos más recientes de la Encuesta Intercensal (EIC), indican que, en 2015, 32.9 por ciento (163 mil) de los migrantes de retorno no tuvo acceso a los servicios de salud, en comparación con 17.8 por ciento (19.5 millones) de la población no migrante. En términos de riesgo, se estima también con base en la Encuesta que, las personas migrantes de retorno tienen un riesgo más de dos veces mayor que las no migrantes de no poder accesar a los servicios de salud.

El problema es que las medidas de asociación crudas, como las de los estudios anteriores, ocultan la verdadera asociación entre la migración de retorno y el acceso a los servicios de salud, porque no toman en cuenta el efecto de los factores de confusión (Martínez *et al.,* 2001: 21). Si los factores de confusión se ignoran en el análisis de los datos pueden llevar al investigador a conclusiones equivocadas (Shuttleworth, 2008). Se puede concluir que existe asociación cuando en realidad no la hay, o bien, que la asociación es de cierta magnitud cuando en realidad puede ser mayor o menor.

El objetivo de este trabajo es analizar la asociación entre la migración de retorno y el acceso a los servicios de salud en México, controlando los factores de confusión, para dar respuesta a las siguientes preguntas de investigación: 1) ¿Cuál es la asociación entre la migración de retorno y el acceso a los servicios de salud controlando los factores de confusión? y, 2) ¿Está sesgada la medición cruda del riesgo calculada con la EIC 2015? Bajo la hipótesis de que los migrantes de retorno tienen un mayor riesgo de no tener acceso a los servicios de salud en México.

Marco conceptual

La migración de retorno

No existe una definición universalmente aceptada para la migración de retorno (Portal de datos sobre migración, 2022). Sin embargo, en la literatura especializada sobre el tema existen diversos artículos científicos que han intentado definirla.

Pascual de Sans (1983: 62) define la migración de retorno como "desplazamientos de población en el espacio que implican un regreso al punto de origen". Dumont y Spielvogel la definen como un concepto que tiene que ver con cuatro dimensiones: 1) país de origen, 2) lugar de residencia en el extranjero, 3) duración de la estancia en el país de destino, y 4) duración de la estancia en el país de origen cuando se retorna (Dumont y Spielvogel 2008, citado por Jaureguí y Recaño, 2014: 3).

Para King la migración de retorno es el "Concepto utilizado cuando las personas deciden volver a su país después de haber permanecido en el extranjero durante un período significativo de tiempo". (King, 1986, citado por Jauregui y Recaño, 2014: 2). Por su parte, Co, la define

como "la vuelta del migrante al país de origen después de pasar algún tiempo en otro país" (Co, 1999, citado por Jauregui y Recaño, 2014: 2).

Según Tovar y Paredes (2013: 43), la migración de retorno se refiere al "regreso de un emigrante a su lugar de origen, que a veces es el sitio donde nació y otras, el sitio desde donde emigró". Para Hirai (2013: 95), la migración de retorno "se entiende simplemente como un movimiento de migrantes desde las naciones receptoras hacia los lugares y países de donde aquéllos salieron o en los cuales estuvieron antes".

El concepto se vuelve aún más complejo cuando el retorno no está sujeto a un simple movimiento de ida y vuelta entre el país de origen y destino, como es el caso cuando está involucrado un tercer país de tránsito, antes de que el migrante arribe a su país de destino (Jaúregui y Recaño, 2014: 3).

Como se puede ver, las diversas definiciones encierran algunas ambigüedades de tipo geográfico y temporal, como por ejemplo, ¿qué debe considerarse como punto de origen en los desplazamientos múltiples que engloban más de dos desplazamientos migratorios?, ¿cuándo se debe distinguir entre un retorno temporal o definitivo?, ¿si la duración del regreso es de una semana, es migración de retorno?, ¿qué se entiende por residencia habitual?, ¿qué significa un periodo significativo?, ¿qué quiere decir algún tiempo? y ¿qué se entiende por país de tránsito?

Aunque aparentemente el concepto es sencillo y casi obvio, las definiciones que pueden encontrarse en la bibliografía especializada resultan un tanto difusas y ambiguas. "De ellas se desprende que, como suele suceder con muchas cuestiones relacionadas con la migración, aparentemente está claro de qué se habla cuando se hace referencia al retorno migratorio, pero lo cierto es que no lo está tanto" (Gandini *et al.,* 2015; CONAPO, 2012: 31).

El acceso a servicios de salud

En la literatura internacional se reconoce que el "acceso" es un concepto con dificultades en su definición, y que en la práctica se utiliza de manera imprecisa pues tiene límites no muy claros con otros conceptos relacionados, como "uso", "disponibilidad" y "búsqueda de la atención" (Fuentes, 2017: 272; Vargas, 2009: 41), y que a pesar de que el acceso a los servicios de salud es una de las principales preocupaciones de las políticas sanitarias, la mayoría de los autores que abordan

el tema coinciden en que se trata de un concepto mal definido (Vargas, 2009: 41). Sin embargo, al igual que la migración de retorno en la literatura especializada también existen importantes intentos por definir el concepto.

La Organización Mundial de la Salud, considera que una persona tiene acceso a los servicios sanitarios cuando los medicamentos pueden ser obtenidos en una distancia de viaje moderada; estar disponibles en los centros de salud; tener costo razonable y que su prescripción sea producto de un uso racional del medicamento (Oscanoa, 2012: 120).

El acceso a los servicios de salud, se entiende como el proceso mediante el cual puede lograrse que una necesidad de atención se satisfaga completamente (Mejía-Mejía *et al.,* 2007: 28). Para Manchinely (2021: 4), el acceso a la salud tiene que ver con la disponibilidad del equipo y la infraestructura; la capacidad de los servicios para ser utilizados por el personal médico; y la existencia de barreras personales, económicas, organizacionales y socioculturales.

En el ámbito de los servicios médicos, el acceso se define como la acción individual de aproximarse o llegar a los servicios de salud, sin que ello necesariamente implique obtener la respuesta esperada por los prestadores de servicios que estén disponibles o que exista algún impedimento para prestarlos, que sean oportunos o bien que sean de calidad (Fajardo-Dolci *et al.,* 2015: 181).

El mismo Fajardo-Dolci y colaboradores, afirman que otro elemento que puede incidir en el acceso es la afiliación a los servicios; ya que una primera barrera para el acceso efectivo a los servicios, es sin duda la financiera, porque puede darse el caso que un individuo que carece de medios económicos no pueda pagar el costo de los servicios en el sector privado (Fajardo-Dolci *et al.,* 2015: 183-184).

Para el Consejo Nacional de Evaluación de la Política Social (CONEVAL) de México, las personas tienen acceso a los servicios de salud si están adscritas o afiliadas a alguna institución que los presta, incluyendo el Seguro Popular[1], las instituciones públicas de seguridad social Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS), Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado (ISSSTE) federal o estatal, Petróleos Mexicanos (PEMEX), Ejército o Marina, o los servicios privados (CONEVAL, 2021).

Restrepo-Zea y otros, sostienen que las definiciones sobre el acceso a los servicios de salud destacan tres elementos. En primer lugar, la

1 A la fecha lo sustituye el Instituto de Salud para el Bienestar (INSABI).

capacidad de búsqueda de los servicios y la necesidad o los deseos individuales o colectivos, en donde la capacidad está determinada por características de la persona como la edad, el sexo, el estado de salud o su percepción sobre éste; en segundo lugar, destacan que en el sistema de prestación de servicios haya disponibilidad de recursos y horarios de atención adecuados; y, en tercer lugar, el contexto en donde se desenvuelve la persona como las facilidades de transporte y aspectos propios de la cultura (Restrepo-Zea *et al.,* 2014: 244).

Los factores de confusión

El término confusión se refiere al efecto de una variable externa que de manera completa o parcial es responsable del efecto aparente de la exposición analizada en un estudio, o la causante del enmascaramiento de una asociación subyacente verdadera (Gómez-Restrepo y Okuda, 2006: 243).

Además de las variables o factores en estudio, existen una gran cantidad de factores "extraños" que mezclan su efecto en el factor respuesta. A estos factores se les llama de confusión (Ducoing y Lecumberri, 1998: 32).

En investigaciones que buscan una potencial relación de causa-efecto, una variable de confusión es una tercera variable sin medir, que influye tanto en la supuesta causa como en el supuesto efecto (Thomas, 2023).

El término confusión se conoce como una mezcla de efectos, en la que los efectos de la exposición sobre un resultado de interés, se mezclan con los efectos de un factor adicional que dan como resultado una distorsión de la verdadera relación (Skelly *et al.,* 2012: 9).

Según Ducoing y Lecumberri (1998: 32) una variable es un factor de confusión si cumple las siguientes condiciones:

1. La distribución del factor es diferente en los grupos a comparar, y
2. Existe sustento teórico para suponer que el factor está asociado con la variable respuesta.

Marco teórico

Aspectos normativos en salud y acceso a servicios de salud

La *Declaración Universal de los Derechos Humanos*, es el manifiesto de más alto nivel en el mundo que reconoce 30 derechos humanos ina-

lienables e indivisibles. En su artículo 25, establece que toda persona tiene derecho a un nivel de vida adecuado que le asegure la salud y el bienestar, especialmente, la asistencia médica y los servicios sociales necesarios para ello (UNESCO, 2008: 19).

La *Carta de la Tierra* es una declaración promovida por la Comisión Mundial de las Naciones Unidas para el Medio Ambiente y Desarrollo que en sus principios 7, 11 y 12, establece que se debe asegurar en todo el mundo el acceso universal al cuidado de la salud (SEMARNAT, 2007: 21, 24).

La *Asamblea General de las Naciones Unidas*, reconoció en 1966, el derecho a la salud en el contexto de los derechos económicos, sociales y culturales. En el contexto global ha impulsado a los países, a que promuevan la disponibilidad y el acceso universal a los bienes y servicios esenciales para la salud y el bienestar (Fajardo-Dolci *et al.,* 2015: 181).

La *Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos*, es el documento normativo de más alto nivel en el país, que mandata la cobertura del derecho a la salud y el acceso a los servicios sanitarios. El artículo 4º establece que toda persona tiene derecho a la protección de la salud, y que la Ley definirá las bases y modalidades para el acceso a los servicios de salud (Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión, 2022a).

La *Ley General de Salud*, establece en su Título Primero el derecho a la protección de la salud que tiene toda persona en los términos del Artículo 4º constitucional, y en su Título Tercero Bis, instituye que el Estado garantizará el acceso efectivo, oportuno, de calidad y sin discriminación a los servicios de salud (Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión, 2022b).

Con respecto a las personas migrantes, su acceso a los derechos sociales se ha documentado en mayor medida desde el punto de vista del país receptor, sin embargo, los cambios en la evolución y direccionalidad de los flujos migratorios exigen mirar también hacia las poblaciones que regresan a su país de origen después de largos periodos de tiempo, ya que enfrentan problemas para ejercer sus derechos debido a la carencia de documentos de identidad válidos (Rosales, 2019: 3).

La Convención Internacional sobre la Protección de los Derechos de Todos los Trabajadores Migratorios y de sus Familiares, establece normas que los estados deben aplicar en todos los momentos del proceso de la migración, incluyendo el acceso a los servicios de salud del que

regresa al país de origen o de residencia habitual (Comisión Nacional de los Derechos Humanos, 2012: 6).

La asociación de la migración de retorno y el acceso a los servicios de salud

De acuerdo con Banegas-González y colaboradores, en el periodo 2000-2010, el acceso a los servicios de salud de los migrantes de retorno mexicanos, fue más bajo en comparación con los no migrantes. En 2000, la cobertura en salud de los migrantes de retorno fue de 22.8 por ciento, en tanto que en los no migrantes fue de 42.5 por ciento. En 2005, la cobertura en los migrantes de retorno fue 29.5 por ciento contra 48.3 por ciento y en 2010, las coberturas fueron de 44.6 por ciento y 63 por ciento para los migrantes de retorno y los no migrantes respectivamente. Una diferencia promedio en el periodo de 19.1 puntos porcentuales (Banegas-González *et al*., 2016: 36).

Wassink (2016: 849), llevó a cabo un estudio en la población mexicana de 15 a 60 años de edad. Sus resultados indican que, en el año 2000, el porcentaje que no tuvo servicio médico en los migrantes de retorno fue de 80 por ciento, mientras que en los no migrantes fue de 56 por ciento. Para el año 2010, el porcentaje de los migrantes de retorno que no tuvo acceso a servicios de salud fue de 54 por ciento, en tanto que en los no migrantes fue de 35 por ciento.

En 2015, Gandini y otros estimaron la cobertura en salud según la condición de migración y el sexo de las personas. En 2000, los hombres migrantes de retorno que tuvieron servicio médico fueron 37.3 por ciento, en tanto que en los hombres no migrantes fue 52.9 por ciento. Para 2010, los hombres migrantes de retorno que tuvieron servicio médico fueron 33.3 por ciento, mientras que los no migrantes fueron 55.9 por ciento. En la población femenina se observó el mismo patrón (Gandini *et al.,* 2015: 120).

En 2012, Riosmena analizó el acceso a los servicios de salud de los mexicanos migrantes de retorno adultos mayores. Según sus cifras, en 2010 el porcentaje de adultos mayores migrantes de retorno que estaban afiliados a alguna institución de salud fue 46.3 por ciento, mientras que en los adultos mayores no migrantes fue de 71.3 por ciento, es decir una diferencia de 25 puntos porcentuales (Riosmena, 2012: 5).

El efecto de los factores de confusión en la asociación

Las asociaciones crudas (bivariadas) como las de los estudios anteriores tienen un valor muy limitado por las dificultades de su interpretación, por lo que es necesario utilizar metodologías de control de factores de confusión (Martínez *et al.,* 2001: 21). Si los factores de confusión se ignoran en el diseño o análisis de un estudio, pueden llevar al investigador a conclusiones incorrectas (Shuttleworth, 2008).

Con el fin de mejorar la validez de las estimaciones, Becaria y colaboradores recomiendan controlar la influencia de los factores de confusión tanto en el diseño del estudio, como en el análisis de los datos, ya que la inclusión de variables de confusión permite obtener estimaciones de riesgo más cercanas a los verdaderos valores de los efectos causales de interés (Becaria *et al.,* 2014: 169).

Los estudios observacionales, se caracterizan porque las categorías del factor en estudio, no son asignadas aleatoriamente por el investigador. Al no aleatorizarse, la asignación de los niveles del factor en estudio, los resultados pueden presentar sesgos originados por varias fuentes. Una de ellas es la presencia de factores de confusión (Ducoing y Lecumberry, 1998: 32).

Los factores de confusión pueden introducir un sesgo en la estimación del efecto del retorno en el acceso a servicios de salud, produciendo desde asociaciones espurias o inexistentes, hasta sobre o subestimadas (Quispe *et al.,* 2020: 206; Molina y Ochoa, 2016: 3).

Morejon y colaboradores, analizaron la asociación entre la utilización de los servicios de salud y el control de la hipertensión. Para ello, aplicaron un modelo multivariado que les permitió confirmar que las estimaciones de riesgo relativo, no se alteraran después de que controlaron el tabaquismo y otras variables de confusión (Morejon *et al.,* 2019: 6).

Para medir el impacto de la reforma de salud, en la equidad de acceso a los servicios sanitarios Rosero (2004: 94) utilizó un modelo de regresión multivariado de Poisson, en donde el indicador de acceso fue el porcentaje de personas que vivían a menos de cuatro kilómetros de distancia de un servicio, que ofreciera consultas médicas. Además, incluyó ocho variables independientes para controlar los efectos de la confusión.

Rueda y colaboradores, llevaron a cabo un estudio donde analizaron la asociación entre el insomnio y el género femenino, en el que

estimaron un cociente de momios entre 1.28 y 2.8 que indica que las mujeres tienen un mayor riesgo de tener insomnio que los hombres, sin embargo, al controlar los factores de confusión el efecto del género desapareció, ya que encontraron que la variable no fue significativa (Rueda *et al.,* 2008: 232).

Estrada-Velasco y otros autores, realizaron un estudio transversal en niños de seis a 14 años, en el que analizaron la asociación entre microbiota intestinal y sobrepeso/obesidad dependiendo de la dieta, utilizando modelos de regresión logística ajustados por factores de confusión (Estrada *et al.,* 2015: 1073).

De acuerdo con Thompson (1996: 57), para controlar el efecto de los factores de confusión, es necesario estimar el efecto del factor de riesgo y el de los factores de confusión de manera conjunta. Para ello, González-Gómez (2009: 310) sugiere ajustar a los datos disponibles un Modelo Logit Multivariado. Según Anderson y colaboradores, este modelo se puede aplicar si se cumplen las siguientes cuatro condiciones:

- El factor de riesgo es una variable dicotómica,
- el resultado es también una variable dicotómica,
- existe al menos una variable de confusión, y
- el efecto del factor de riesgo en el resultado se mide por el cociente de momios (Anderson *et al.,* 1980: 163-165).

Marco metodológico

Universo de estudio y datos usados

El universo de estudio se conformó por las personas de cinco años o más que habitaban el territorio nacional en el año 2015 (110.2 millones). Además, el universo se dividió en dos estratos: la *población migrante de retorno* (495.4 mil) y la *población no migrante* (109.7 millones).

La fuente de datos de este trabajo fue la Encuesta Intercensal 2015, (EIC) la cual incluyó temas de los últimos censos y es comparable con ellos. El tamaño de muestra de la encuesta, fue de 6.1 millones de viviendas. La encuesta generó información estadística, actualizada y de calidad sobre el volumen, la composición y la distribución de la población y de las viviendas del territorio nacional, así como de proporciones, tasas y promedios de variables socio-demográficas (INEGI, 2015).

La población objetivo de la EIC 2015, fue los residentes habituales del territorio nacional y las viviendas particulares habitadas y captó información sobre vivienda y población. Con respecto a la población, la EIC 2015 captó: población total y su estructura, registro de nacimientos, situación conyugal, servicios de salud, etnicidad, educación, características económicas, trabajo no remunerado, *migración*, movilidad cotidiana, fecundidad y mortalidad, conformación de hogares, ingresos monetarios del hogar diferentes al trabajo, suficiencia alimentaria en el hogar, y terrenos de uso agropecuario (INEGI, 2015).

Definición de migración de retorno, acceso a servicios de salud y factor de confusión

En este artículo se definió como migrante de retorno a la persona de cinco años de edad o más, nacida en el país y que al momento de la entrevista se encontraba viviendo en México, pero que cinco años antes vivía en Estados Unidos. En la EIC 2015, la identificación de la población migrante de retorno, se obtuvo al comparar el lugar de residencia al momento de la entrevista con respecto a su residencia, cinco años atrás. Además, al considerar la variable lugar de nacimiento fue posible identificar a los mexicanos que retornaron al país y que vivían en el extranjero, cinco años antes del levantamiento de la EIC 2015.

La definición de acceso a los servicios de salud, se adoptó del CONEVAL, lo que implica que, una persona tiene acceso a los servicios sanitarios cuando está afiliado a una institución del Sistema Nacional de Salud. Para operacionalizar el acceso a los servicios de salud de las personas, se uso la pregunta nueve de la sección III. Características de las personas, del cuestionario de la EIC 2015.

La definición de factor de confusión se tomó de Gómez y Okuda (2006), por lo que, de acuerdo con ellos, un factor de confusión es una variable que cumple las siguientes condiciones:

1. Se distribuye diferente en los grupos que se comparan, y
2. está asociada con el resultado de interés.

El efecto del retorno y su medición

Según Anderson y otros, en los estudios comparativos el estrato migrante de retorno se llama *grupo tratamiento*, mientras que el estrato no migrante, se llama *grupo control* (Anderson *et al.,* 1980: 2).

De acuerdo con lo anterior, con base en la Encuesta Intercensal (EIC) 2015, el grupo tratamiento se integró con los mexicanos mayores de cinco años que son migrantes de retorno y el grupo control, se formó con los mexicanos mayores de cinco años, pero que no son migrantes. De esta manera, con cada mexicano mayor de cinco años se definió una variable dicotómica que vale uno, si es migrante de retorno, y cero si no lo es. También, se definió una variable que vale uno, si la persona tiene acceso a los servicios de salud, y cero si no lo tiene. La primera variable se llama *factor de riesgo,* mientras que la segunda se llama *variable resultado*. La decisión de cómo medir el efecto del factor de riesgo en la variable resultado, depende del tipo de estas variables. Si ambas variables son dicotómicas, tres medidas de riesgo en la variable resultado son comúnmente usadas: la *diferencia de porcentajes*, el *riesgo relativo* y el *cociente de momios* (Anderson *et al.,* 1980: 20).

En este contexto, si el acceso a los servicios de salud es diferente entre el grupo tratamiento y el grupo control, y si la única diferencia entre los grupos fuera que unos son migrantes de retorno y otros no lo son, entonces, se podría concluir que el retorno tiene un efecto en el resultado. Desafortunadamente, los grupos de comparación pueden ser diferentes en *potenciales factores de confusión.*

La EIC 2015, captó potenciales factores de confusión, por lo que, para controlar su efecto en el acceso a los servicios de salud, fue necesario primero, comprobar que cumplen los criterios de Gómez-Restrepo y Okuda, y, en segundo lugar, ajustar un *Modelo Logit Multivariado* a los datos.

El Modelo *Logit* Multivariado

Sea *R,* el factor de riesgo, $X=(x_1, x_{2,\ldots,} x_k)$ el vector de los k factores de confusión, $P(R, X)$ la probabilidad de no tener acceso a los servicios de salud, y $1\text{-}P(R, X)$ la probabilidad de tener acceso a los servicios de salud. La notación indica que ambas probabilidades dependen del factor de riesgo R y de los factores de confusión *X*.

El *Modelo Logit Multivariado,* supone que el logaritmo natural del cociente de $P(R, X)$ entre $1\text{-}P(R, X)$ es una función lineal del factor de riesgo y de los factores de confusión, es decir,

Donde:

$$Ln\left[\frac{P(\mathrm{R},\mathrm{X})}{1-P(R,X)}\right] = a + \lambda R + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k$$

Donde:

Ln, denota la función logaritmo natural

$\alpha, \lambda, \beta_{1,\cdots,} \beta_k$, denotan constantes desconocidas, y

R, x_1, $x_{2,\ldots,}$ $x_{k,}$ son el factor de riesgo y los factores de confusión respectivamente.

La expresión $\left[\frac{P(R,X)}{1-P(R,X)}\right]$ de la ecuación anterior se conoce como el *momio de la probabilidad P(R, X)* (Mandeville, 2007: 224), y el $Ln\left[\frac{P(R,X)}{1-P(R,X)}\right]$ se conoce como el *Logit de la probabilidad P(R,X)* (Pucutay, 2002:25).

La utilidad del modelo, es que permite estimar el efecto del factor de riesgo (migración de retorno) controlando[2] los *k* factores de confusión. Las variables x_1, $x_{2,\ldots,}$ x_k pueden ser continuas, ordinales o nominales.

Resultados

La migración de retorno y el acceso a servicios de salud en 2015

En 2015, la estimación de las tres medidas del efecto del retorno en el acceso a los servicios de salud en México, se presenta en la Tabla 1. La diferencia de porcentajes entre los migrantes de retorno y los no migrantes es de 15.1 puntos, lo que quiere decir que el riesgo de no tener acceso a los servicios de salud, es 15.1 puntos porcentuales mayor en los migrantes de retorno. El riesgo relativo es 1.8, lo que significa que el riesgo de no tener acceso a los servicios de salud en los migrantes de retorno es 1.8 veces mayor que en los no migrantes. El cociente de momios, se estimó en 2.3, lo que implica que el riesgo de no tener acceso a los servicios de salud en los migrantes de retorno, es 2.3 veces mayor que en los no migrantes.

Si en 2015, la única diferencia entre los grupos que se comparan fuera ser migrante de retorno o no serlo. Entonces se podría concluir, que los migrantes que regresan a nuestro país están en desventaja con

2 En el contexto de este estudio controlar los factores de confusión quiere decir que las personas solo son diferentes en el factor de riesgo, es decir que unas son migrantes de retorno y otras no lo son y que todas las otras variables que también tienen un efecto en el resultado son iguales.

respecto a los no migrantes, en cuanto al acceso a los servicios de salud. Sin embargo, debido a los potenciales factores de confusión, esto no necesariamente es cierto, lo que implicó determinar la presencia o no de factores de confusión.

Tabla 1. Medidas del efecto del retorno en el acceso a los servicios de salud en la población de cinco años o más en México, 2015

Medida	Condición de migración	
	Migrante de retorno	No migrante
Porcentaje sin acceso	32.9	17.8
Porcentaje con acceso	67.1	82.2
Diferencia de porcentajes sin acceso	15.1	
Riesgo relativo	1.8	
Cociente de momios	2.3	

Fuente: cálculos propios con base en la EIC 2015.

Los potenciales factores de confusión

Los potenciales factores de confusión que captó la EIC 2015 son: *sexo, edad, escolaridad, entidad federativa y tamaño de la localidad en la que reside el migrante a su retorno*. Con la variable entidad federativa, en la que reside el migrante de retorno, se construyó la variable *Región de Residencia,* que se definió agrupando a las entidades federativas de donde salen los mexicanos hacia Estados Unidos. Las regiones definidas fueron: *Tradicional, Norte, Centro y Sur-Sureste.*

De acuerdo con el CONAPO, la *Región Tradicional* se conformó por: Aguascalientes, Colima, Durango, Guanajuato, Jalisco, Michoacán, Nayarit, San Luis Potosí y Zacatecas. La *Región Norte* se integró por: Baja California, Coahuila, Chihuahua, Nuevo León, Sonora, Tamaulipas, Baja California Sur y Sinaloa. La *Región Centro* incluyó a: Morelos, Querétaro, Tlaxcala, Puebla, Hidalgo, Ciudad de México y el Estado de México. Finalmente, la *Región Sur-Sureste* se conformó por: Campeche, Chiapas, Guerrero, Oaxaca, Quintana Roo, Tabasco, Veracruz y Yucatán (CONAPO, 2012: 17-18). En la Tabla 2, se presenta la codificación de las variables.

Tabla 2. Codificación de la variable resultado, del factor de riesgo y factores de confusión

Tipo de variable	Nombre de la variable	Clasificación estadística	Códigos
Variable resultado	Acceso a los servicios de salud	Nominal dicotómica	1=Sin acceso a los servicios de salud; 0=Con acceso a los servicios
Factor de riesgo	Condición de migración	Nominal dicotómica	1=Migrante de retorno; 0=No migrante
	X_1. Sexo	Nominal dicotómica	1=Hombre, 0=Mujer
	X_2. Edad	Ordinal	0=5-9, 1=10-19, 2=20-29, 3=30-39, 4=40-49, 5=50-59, 6=60-69, 7=70-110
	X_3. Años de escolaridad	Ordinal	0=0, 1=1-3, 2=4-6, 3=7-9, 4=10-12, 5=13-16, 6=17-24
Factores de confusión	X_4. Región Sur-Sureste	Nominal dicotómica	1=Región Sur-Sureste, 0=Otra región
	X_5.Región Tradicional	Nominal dicotómica	1=Región tradicional, 0=Otra región
	X_6. Región Norte	Nominal dicotómica	1=Región Norte, 0=Otra región
	X_7.Región Centro	Nominal dicotómica	1=Región Centro, 0=Otra región
	X_8.Tamaño de localidad	Ordinal	0=Menos de 2,500 habitantes, 1=De 2,500 a 14,999, 2=De 15,000 a 49,999, 3=50,000 a 99,999, 4=100,000 y más

Fuente: elaboración propia.

Al hacer el análisis de la confusión, se encontró que las variables edad, años de escolaridad, sexo, región de residencia y tamaño de la localidad, cumplen los criterios de Gómez y Okuda. El desarrollo fue el siguiente:

La distribución de los factores de confusión, según condición de migración

Según el CONAPO, la estructura por *edad y sexo* de los migrantes de retorno es diferente a la estructura por edad y sexo de los no migrantes. La población masculina migrante de retorno presenta una gran concentración en los grupos 25-29 y 30-34 años de edad cercana a 15 por ciento, mientras que, en la población no migrante masculina, para estos mismos grupos de edad es cercana a cuatro por ciento. En cuanto a la población femenina migrante de retorno, los montos en todos los

grupos de edad son mucho menores, que en las mujeres no migrantes (Gandini *et al*., CONAPO, 2015: 87).

En cuanto a la *escolaridad*, estimaciones del CONAPO con base en el censo de 2010, indican que entre los hombres y mujeres que regresaron al país de los Estados Unidos el 82.2 y 73.5 por ciento respectivamente tienen escolaridad menor de bachillerato, en tanto que en la población no migrante los porcentajes son de 71.6 y 75.3 respectivamente (Gandini *et al*., 2015: 91).

La distribución, según condición de migración por *región de residencia,* evidencia según el Censo de 2010 grandes diferencias. El porcentaje de migrantes de retorno que vive en la *Región Tradicional* es 38.2, y para los no migrantes es 22.9 por ciento. En la región *Sur-Sureste* hay grandes diferencias, ya que el 17.8 por ciento de los migrantes de retorno vivía en esta región, mientras que en los no migrantes fue de 23.3 por ciento (Gandini *et al.*, 2015: 98).

El análisis de los datos según el *tamaño de la localidad* indica que, en 2010 los hombres retornados que vivían en áreas rurales representaban el 37.6 por ciento, contra 23.7 por ciento de los hombres no migrantes en estas mismas áreas. En cuanto a las mujeres también hay diferencias, aunque no son tan marcadas, 27.1 por ciento son migrantes de retorno, mientras que 23.2 por ciento son no migrantes (Gandini *et al*., 2015: 92).

Estos datos prueban que los mexicanos migrantes de retorno y los no migrantes, se distribuyen de manera diferente según la edad, sexo, escolaridad, región de residencia y tamaño de la localidad, por lo que, cumplen la primera condición de un factor de condición. La pregunta ahora es ¿cumplen la segunda condición?

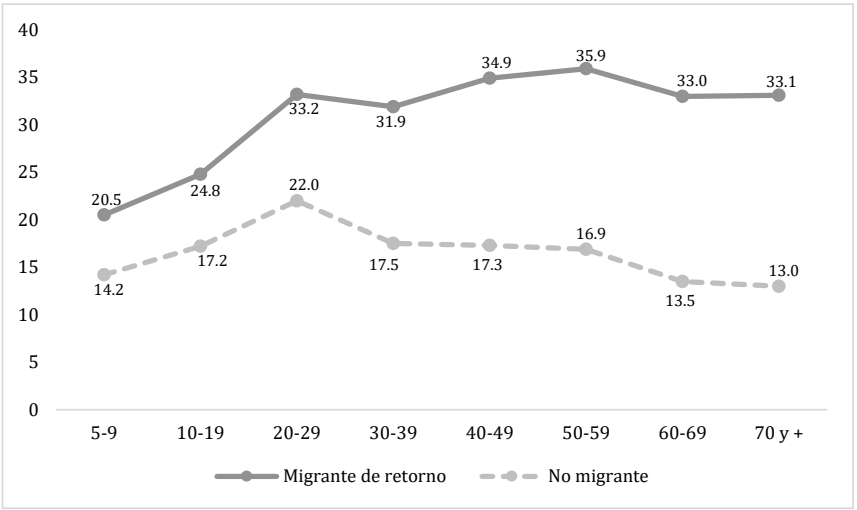
La asociación de los factores de confusión con el acceso a los servicios de salud

En la Figura 1, se puede ver que en todos los grupos de edad el porcentaje que no tiene acceso a los servicios de salud es más alto en los migrantes de retorno que en los no migrantes. Además, se puede constatar que el efecto en los migrantes de retorno es mayor conforme se incrementa la edad, mientras que en los no migrantes baja y el efecto del retorno es mayor en las edades adultas, que en los niños y jóvenes.

En las personas adultas (60-69 años) y (70 y más) las diferencias en los porcentajes sin acceso a los servicios de salud son 19.5 y 20.1; mientras que en los niños (5-9) y jóvenes (10-19) son de 6.3 y 7.6 res-

pectivamente. Al compararse con la diferencia estimada sin desglosar por edad (15.1) se tiene que para los niños y jóvenes el efecto se subestima por 8.8 y 7.5 puntos respectivamente, mientras que para los adultos el efecto se sobrestima por cinco y 4.4 puntos porcentuales respectivamente. Las diferencias son estadísticamente significativas con una p=0.001.

Figura 1. Porcentaje de población de cinco años o más sin acceso a servicios de salud según edad y condición de migración en México, 2015

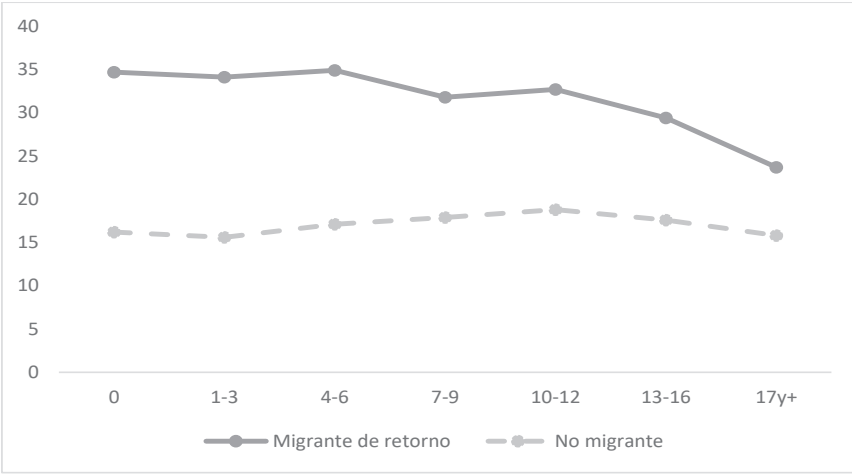


Fuente: cálculos propios con base en EIC 2015; p=0.001.

En la Figura 2, se observa que el porcentaje de migrantes de retorno que no tiene acceso a los servicios de salud es menor a medida que la escolaridad se incrementa, lo que implica que el efecto del retorno es mayor en las personas con baja escolaridad. También, se puede observar en todos los niveles de escolaridad, que el porcentaje que no tiene acceso a los servicios de salud es mayor en los migrantes de retorno en comparación con los no migrantes. Las diferencias son estadísticamente significativas con una p=0.001.

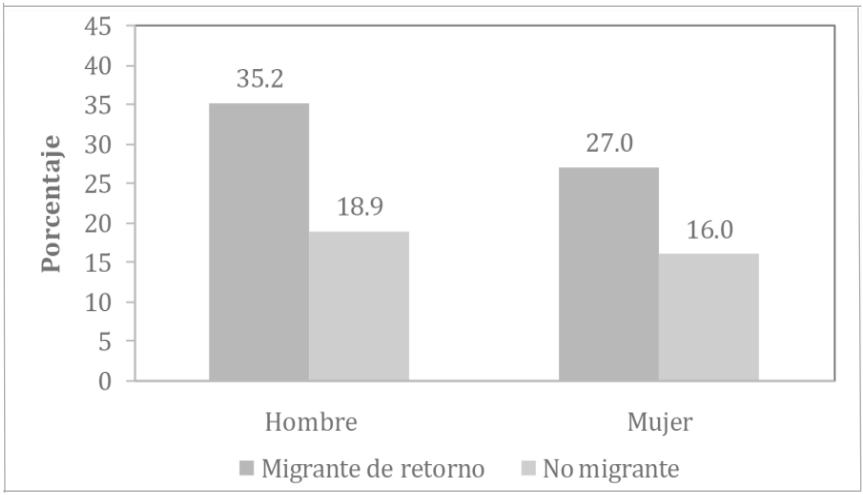
La diferencia de los porcentajes entre las personas que no tienen escolaridad es de 18.5 puntos, mientras que en las personas con 17 años de escolaridad o más es de 7.9. Si se comparan con el efecto sin desglosar por escolaridad (15.1), se tiene que el efecto del retorno se subestima con un sesgo de 7.2 puntos en las personas con alta escolaridad, mientras que en las de baja escolaridad se sobreestima con un sesgo de 3.4 puntos.

Figura 2. Porcentaje de población de cinco años o más sin acceso a servicios de salud según años de escolaridad y condición de migración en México, 2015



Fuente: cálculos propios con base en EIC 2015; p=0.001.

Figura 3. Porcentaje de población de cinco años o más sin acceso a servicios de salud según sexo y condición de migración en México, 2015



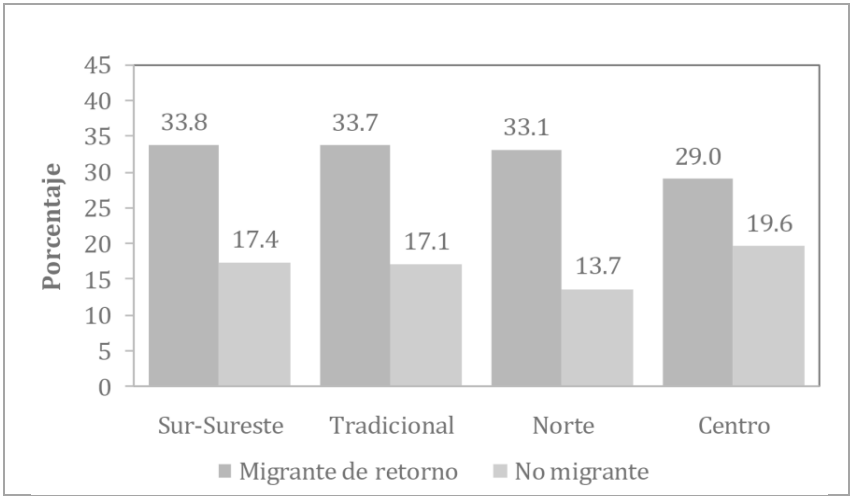
Fuente: Cálculos propios con base en la EIC 2015; p=0.001.

En la Figura 3, se tienen los datos por sexo. Como se puede ver, el efecto del retorno en el porcentaje que no tiene acceso a los servicios de salud es diferenciado por sexo. El porcentaje de migrantes de retor-

no que no tiene acceso a los servicios de salud, es más alto que en los no migrantes en ambos sexos. Sin embargo, los datos indican que el efecto es mayor en los hombres que en las mujeres. En los hombres el efecto es de 16.3 puntos porcentuales, mientras que en las mujeres es de 11 puntos. Al comparar con el efecto sin analizar el sexo (15.1), en los hombres se tiene un sesgo de 1.2 puntos que sobreestima el efecto, mientras que en las mujeres el sesgo es de 4.1 puntos y que subestima el efecto. Las diferencias son estadísticamente significativas con un valor p=0.001.

Los datos por región para 2015, se presentan en la Figura 4. Obsérvese que en todas las regiones el porcentaje sin acceso a servicios de salud, es más alto en los migrantes de retorno que en los no migrantes. También se observa que los porcentajes son muy similares en las regiones *Sur-Sureste y Tradicional,* por lo que el efecto del retorno es casi el mismo, 16.4 y 16.6 respectivamente. Por el contrario, en las regiones *Norte* y *Centro* las diferencias son más marcadas entre ellas. El efecto en la *Norte* es de 19.4 puntos, mientras que en la *Centro* es de 9.4. Al comparar con el efecto estimado sin analizar la región de residencia (15.1) se observa que el sesgo en la región Sur-Sureste es de 1.3, en la Tradicional de 1.5, en la Norte de 4.3 y en la Centro de 5.7 puntos. Las diferencias son estadísticamente significativas con un valor p=0.001.

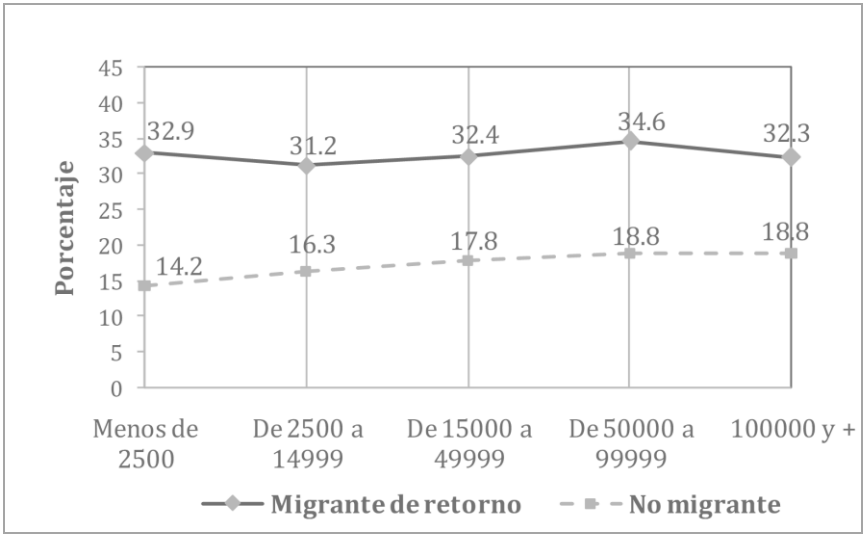
Figura 4. Porcentaje de población de cinco años o más sin acceso a servicios de salud según región de residencia y condición de migración en México, 2015



Fuente: Cálculos propios con base en la EIC 2015; p=0.001.

Finalmente, el análisis de los datos según el tamaño de la localidad (Figura 5), muestra que en todos los tamaños de localidad, el porcentaje sin acceso a los servicios sanitarios es mayor en la población migrante de retorno que en la no migrante. También se observa que el efecto es menor, a medida que aumenta el tamaño de la localidad.

Figura 5. Porcentaje de población de cinco años o más sin acceso a servicios de salud según tamaño de la localidad y condición de migración en México, 2015



Fuente: Cálculos propios con base en la EIC 2015; p=0.001.

En las áreas rurales es de 18.7 puntos porcentuales, mientras que en las áreas del país con más de 100 mil habitantes es de 13.5 puntos. Comparado con el efecto sin desglosar por tamaño de localidad (15.1) se tiene un sesgo en las áreas rurales de 3.6 puntos que sobreestima el efecto, mientras que en las áreas con 100 mil habitantes o más el sesgo es de 1.6 puntos, lo que introduce una subestimación del efecto (Figura 5). Las diferencias son estadísticamente significativas con un valor p=0.001.

Estos resultados prueban que las variables *edad, escolaridad, sexo, región de residencia y tamaño de la localidad* tienen una distribución porcentual diferente, según el factor de riesgo (condición de migración) pero además están asociadas con la variable resultado (acceso a los servicios de salud), lo que implica que son factores de confusión, y por lo tanto para conocer el efecto del retorno en el acceso a los ser-

vicios sanitarios controlando los factores de confusión fue necesario aplicar un modelo *Logit*. El desarrollo fue el siguiente:

El efecto del retorno controlando los factores de confusión

Para estimar el efecto del retorno controlando los factores de confusión fue necesario partir del modelo *Logit*, es decir,

$$Ln\left[\frac{P(\mathrm{R},\mathrm{X})}{1-P(R,X)}\right]=a+\lambda R+\beta_1 x_1+\beta_2 x_2+\cdots+\beta_k x_k \quad (1)$$

Si ahora se aplica la eponencial en ambos lados de la ecuación 1 se tiene que

$$\left[\frac{P(\mathrm{R},\mathrm{X})}{1-P(R,X)}\right]=e^{a+\lambda R+\beta_1 x_1+\beta_2 x_2+\cdots+\beta_k x_k} \quad (2)$$

Por si en la ecuación anterior el factor de riesgo *R* es igual a uno se tiene entonces

$$\left[\frac{P(1,\mathrm{X})}{1-P(1,X)}\right]=e^{a+\lambda+\beta_1 x_1+\beta_2 x_2+\cdots+\beta_k x_k} \quad (3)$$

Y si el factor de riesgo R es igual a cero entonces

$$\left[\frac{P(0,\mathrm{X})}{1-P(0,X)}\right]=e^{a+\beta_1 x_1+\beta_2 x_2+\cdots+\beta_k x_k}$$

Pero como el cociente de momios (CM) se define según Lazcano-Ponce *et al.,* (2001: 147) y colaboradores, como

$$CM=\frac{\frac{P(1,X}{1-P(1,X)}}{\frac{P(0,X)}{1-P(0,X)}}$$

Entonces al sustituir las expresiones 2 y 3 en el numerador y denominador respectivamente, se tiene que el Cociente de Momios se puede expresar como

$$CM = \frac{e^{\alpha+\lambda+\beta_1 x_1+\beta_2 x_2+\cdots+\beta_k x_k}}{e^{\alpha+\beta_1 x_1+\beta_2 x_2+\cdots+\beta_k x_k}}$$

Si ahora se reagrupan términos, se llega a que

$$CM = e^{\lambda}\left[\frac{e^{a+\lambda+\beta_1 x_1+\beta_2 x_2+\cdots+\beta_k x_k}}{e^{a+\beta_1 x_1+\beta_2 x_2+\cdots+\beta_k x_k}}\right] \quad (4)$$

Finalmente, si los factores de confusión se mantienen constantes, es decir, si asumen los mismos valores, tanto en los migrantes de retorno, como en los no migrantes, el numerador y el denominador de la expresión entre corchetes son iguales, por lo que es igual a 1, y entonces,

$$CM = e^{\lambda}$$

Este resultado prueba que el cociente de momios de la condición de migración y el acceso a los servicios de salud, es igual a la exponencial del coeficiente del factor de riesgo (λ) en la ecuación 1. Por lo que, al estimar los coeficientes del modelo se puede calcular el cociente de momios del factor de riesgo y el acceso a los servicios de salud, controlando los factores de confusión, es decir, manteniendo todos los factores de confusión constantes.

El modelo también permite calcular el cociente de momios combinando el factor de riesgo y los factores de confusión. Si en la expresión entre corchetes de la ecuación 4, el factor de confusión X_i es cero en los no migrantes y diferente de cero en los migrantes de retorno entonces la ecuación 4, queda como,

$$CM = e^{\lambda} e^{\beta_i X_i}$$

$$CM = e^{\lambda + \beta_i X_i}$$

Y entonces, el cociente de momios de no acceso a los servicios de salud de los migrantes de retorno se incrementará si β_i si es mayor que cero, o se reducirá si es menor que cero.

Las estimaciones del modelo

En la Tabla 3, se presentan las estimaciones de los coeficientes del modelo *Logit* y los p-valores para probar la significancia estadística de los coeficientes. Como se puede ver, los p-valores de todas las variables propuestas son p=0.0000, lo que implica que son significativamente diferentes de cero. De esta manera, el modelo *Logit* estimado quedó como:

$$Ln = \left[\frac{P(R,X)}{1-P(R,X)}\right] = 0.981R - 013X_1 - 0.009X_2 - 0.188X_3 - 0.698X_4 - 0.535X_5 - 0.807X_6 + 0.003X_7$$

Donde *R,* denota la condición de migración, X_1 denota el grupo de edad, X_2 denota el sexo, X_3 denota los años de escolaridad, X_4 denota la región Sur-Sureste, X_5 denota la Región Tradicional, X_6 denota la Región Norte y X_7 denota el tamaño de la localidad.

Tabla 3. Variables independientes estadísticamente significativas del modelo *Logit* en México, 2015

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadística de Wald	Grados de libertad	p-valor
R. Condición de migración (Referencia, no migrante)	0.981	0.007	22462.4	1	0.000
X_1. Grupo de edad	-0.13	0.000	245978.9	1	0.000
X_2.Sexo (Referencia, mujer)	-0.009	0.001	61.5	1	0.000
X_3. Años de escolaridad	-0.188	0.000	282858.5	1	0.000
X_4.Región Sur-Sureste (Referencia, Región Centro)	-0.698	0.001	287100.9	1	0.000
X_5.Región Tradicional (Referencia, Región Centro)	-0.535	0.002	121788.9	1	0.000
X_6.Región Norte (Referencia (Región Centro)	-0.807	0.002	145254.9	1	0.000
X_8. Tamaño de la localidad	0.003	0.000	37.2	1	0.000

Fuente: cálculos con base en la Encuesta Intercensal 2015 y el paquete estadístico SPSS versión 17.

Obsérvese que en el modelo no se incluyen todas las regiones, esto se hizo así para evitar un problema de multicolinealidad, que implicaría que los coeficientes sean indeterminados y sus errores estándar infinitos (Gujarati y Porter, 2010: 323). Si el número de categorías de la variable nominal es *n*, entonces la solución a este problema es crear *n*-1 variables dicotómicas que valen 1 y 0 (Rosas *et al.,* 2006: 198-199). Lo mismo sucede con el factor de riesgo y el sexo, solamente se incluye una de las categorías. De hecho, el tratamiento que se hace con las variables nominales en cualquier modelo estadístico y en particular en el *Logit* es dejar fuera del modelo una categoría.

De acuerdo con Anderson y colaboradores, si el cociente de momios vale uno indica que la migración de retorno no tiene efecto en el acceso a los servicios de salud, si es menor que uno indicará que la migración de retorno reduce el riesgo de no tener acceso a los servicios de salud y si es mayor que uno indicará que el retorno incrementa el riesgo de no tener acceso a los servicios sanitarios (Anderson *et al.,* 1980: 21).

El efecto de la migración de retorno en el acceso a los servicios de salud

En la Tabla 3, se tiene que el coeficiente del factor de riesgo es 0.981, por lo que el cociente de momios es $e^{0.981} = 2.667$, lo que quiere decir que, los migrantes de retorno tienen un riesgo de no tener acceso a los servicios de salud 2.667 veces mayor que los no migrantes.

Al comparar con el cociente de momios estimado, sin controlar los factores de confusión se tiene que *2.3* es menor que 2.7, lo que quiere decir que, la estimación sin controlar los factores de confusión tiene un sesgo de 4 décimas, es decir, una subestimación de 17.4 por ciento con respecto al momio estimado controlando los factores de confusión.

El efecto del factor de riesgo combinado con los factores de confusión

Según las estimaciones de la Tabla 3, el tamaño de la localidad incrementa el riesgo de no tener acceso a los servicios de salud, mientras que el sexo, la edad, la escolaridad y la región de residencia lo reducen.

Para el tamaño de la localidad, el coeficiente es 0.003, por lo que el cociente de momios es $e^{0.981+0.003X_8}$. En la Tabla 4, se presenta el cociente de momios para cuando el tamaño de la localidad es 1, 2, 3, y

4. Las estimaciones son 2.675, 2.683, 2.691 y 2.669, respectivamente. Todos son mayores que 2.667, lo que quiere decir que, el tamaño de la localidad incrementa el riesgo en 3, 6, 9 y 12 por mil, respecto al riesgo de los migrantes de retorno (2.667).

Tabla 4. Población de cinco años o más según tamaño de la localidad y riesgo de no tener acceso a servicios de salud en México, 2015

Tamaño de la localidad (habitantes)	Código	Cociente de momios
< de 2500	0	Referencia
2,500-14,999	1	2.675
15,000 a 49,999	2	2.683
50,000 a 99,999	3	2.691
100 mil y más	4	2.699

Fuente: cálculos propios con base en el coeficiente de la Tabla 4.

Para la edad el coeficiente es -0.13, por lo que el cociente de momios es $e^{0.981-0.13X_1}$. En la Tabla 5, se puede ver que los momios para las diferentes edades son 2.3, 2.1, 1.8, 1.6, 1.4, 1.2 y 1.1, que son menores que 2.667, por lo que, la edad reduce el riesgo de los migrantes de retorno de no tener acceso a los servicios de salud, desde 13.8 por ciento para los más jóvenes (10-19), hasta 58.8 por ciento para los adultos de mayor edad (70 y más).

Tabla 5. Población de cinco años o más según grupo de edad y riesgo de no tener acceso a servicios de salud en México, 2015

Grupo de edad (años)	Código	Cociente de momios
5-9	0	Referencia
10-19	1	2.3
20-29	2	2.1
30-39	3	1.8
40-49	4	1.6
50-59	5	1.4
60-69	6	1.2
70 y más	7	1.1

Fuente: cálculos propios con base en el coeficiente de la Tabla 4.

Con respecto a la escolaridad, el coeficiente es *-0.188,* por lo tanto, el cociente de momios se estima como $e^{0.981-0.188X_3}$. En la Tabla 6, se puede observar que también a medida que la escolaridad se incrementa

el riesgo de no tener acceso a los servicios de salud se reduce. Para aquellos migrantes de retorno que tienen entre primaria incompleta y hasta nivel medio superior, el riesgo se reduce de 2.2 (17.5 por ciento) hasta 1.3 (51.3 por ciento), pero el efecto es de tal magnitud que, para los que tienen estudios profesionales el riesgo desaparece y para los que tienen maestría o doctorado el riesgo de no tener acceso a los servicios de salud se revierte, ya que es 0.9 veces menor que los no migrantes sin escolaridad.

Tabla 6. Población de cinco años o más según años de escolaridad y riesgo de no tener acceso a servicios de salud en México, 2015

Años de escolaridad	Código	Cociente de momios
0 años	0	Referencia
1-3 años	1	2.2
4-6 años	2	1.8
7-9 años	3	1.5
10-12 años	4	1.3
13-16 años	5	1.0
17-24 años	6	0.9

Fuente: cálculos propios con base en el coeficiente de la Tabla 4.

Por último, están las regiones de residencia y el sexo. Con respecto al sexo, el coeficiente es *-0.009,* y entonces el cociente de momios es $e^{0.981-0.009}=2.643$ que es menor que 2.667, lo que quiere decir que, los migrantes de retorno hombres tienen un riesgo de no tener acceso a los servicios de salud 2.643 veces menor que las mujeres (Tabla 7).

Tabla 7. Población de cinco años o más según sexo, región de residencia y riesgo de no tener acceso a servicios de salud en México, 2015

Variable	Código	Cociente de momios
Mujer	0	Referencia
Hombre	1	2.643
Centro	0	Referencia
Sur sureste	1	1.327
Tradicional	1	1.562
Norte	1	1.19

Fuente: cálculos propios con base en el coeficiente de la Tabla 4.

Para la región Sur-Sureste el coeficiente es *-0.698* por lo que el cociente de momios es $e^{0.981-0.698}=1.327$. Para los que viven en la región Tradicional, su cociente es $e^{0.981-0.535}=1.562$ y para los que viven en la

Región Norte es $e^{0.981-0.807}=1.19$, todos menores que 2.667, por lo que, el lugar de residencia reduce el riesgo de los migrantes de retorno de no tener acceso a los servicios de salud en 50.2 por ciento, 41.4 por ciento y 55.4 por ciento respectivamente (Tabla 7).

Discusión de resultados

Los resultados prueban que la hipótesis es cierta, es decir, que los migrantes de retorno tienen mayor riesgo de no tener acceso a los servicios de salud que los no migrantes. También prueban que los factores de confusión, introducen un sesgo en la estimación del riesgo de no tener acceso a los servicios de salud de los migrantes de retorno. Por lo que es importante controlar su efecto, para no llegar a conclusiones erróneas.

Los resultados indican que, en 2015, el porcentaje de migrantes de retorno que no tuvo acceso a los servicios de salud fue más alto que el de los no migrantes, 32.9 por ciento y 17.8 por ciento respectivamente. Este hallazgo confirma lo encontrado por Banegas-González y colaboradores en años anteriores. Ellos calcularon en 2000, 2005 y 2010, que el porcentaje de migrantes de retorno que no tuvo acceso a los servicios de salud fue también más alto que el de los no migrantes. En 2000 estimaron, 77.2 por ciento contra 57.5 por ciento; en 2005, 70.9 por ciento contra 51.7 por ciento; y en 2010, 55.4 por ciento contra 37.0 por ciento respectivamente. El hallazgo de 2015, también confirma la tendencia a la baja de la diferencia en los porcentajes. En 2000, fue de 19.7; en 2005 de 19.2; en 2010, de 18.4 y en 2015, de 15.1 puntos porcentuales.

En términos del cociente de momios, los resultados indican que, sin controlar los factores de confusión los migrantes de retorno, tienen 2.3 veces más riesgo de no tener acceso a los servicios de salud que los no migrantes, pero al controlar los factores, el riesgo se incrementa a 2.7 veces, lo que quiere decir que, el sesgo que se introduce si no se controlan los factores de confusión es de 17.4 por ciento.

Los resultados muestran también que, mientras que algunos factores de confusión incrementan el riesgo de no tener acceso a los servicios de salud, otros lo reducen. Algunos de ellos son características de las personas como la edad, la escolaridad y el sexo, mientras que otros son características de los lugares donde residen las personas, como el tamaño de la localidad y el lugar de residencia. Esto quiere decir, que el

acceso depende de características propias de las personas, pero también del medio ambiente que los rodea, como lo reportó Restrepo-Zea en 2014.

Por otro lado, de acuerdo con la definición de acceso a los servicios de salud, el medio para tener acceso a ellos es afiliándose a una institución del Sistema Nacional de Salud. En México, las instituciones que ofrecen seguridad social son el IMSS, ISSSTE, PEMEX o el Ejército, y el medio para afiliarse a ellas es teniendo un trabajo asalariado, o siendo un derechohabiente. Por lo que, es necesario definir políticas públicas para que los migrantes de retorno con mayor riesgo de no tener acceso a los servicios, puedan afiliarse a una institución de salud o ser derechohabientes y de manera prioritaria los que viven en tamaños de localidad grandes (100 mil y más), los jóvenes (10-19 años), los de baja escolaridad (primaria incompleta), las mujeres y los que residen en la región tradicional.

El Sistema de Salud para el Bienestar (INSABI), es un organismo descentralizado que tiene por objeto proveer y garantizar la prestación gratuita de servicios de salud a las personas sin seguridad social en México, es decir, es la instancia gubernamental que ofrece a los mexicanos el acceso a los servicios de salud sin tener un trabajo asalariado. Por lo que, es necesario diseñar políticas públicas para que los migrantes de retorno que no tienen un trabajo formal se afilien al INSABI y logren así el acceso a los servicios de salud.

Una debilidad de este estudio es que, se realizó con datos secundarios, lo que quiere decir que la información utilizada en la investigación no fue recolectada para cumplir con los objetivos planteados en este estudio. Los factores de confusión que se analizaron en el artículo fueron los que captó la Encuesta Intercensal 2015, pero no necesariamente son todos los factores de confusión asociados con la problemática de interés. Otra debilidad que es consecuencia de la anterior es que, no se dispone de la información sobre las condiciones socioeconómicas de las regiones de residencia y los tamaños de la localidad, que pueden ayudar a explicar por qué las regiones de residencia reducen el riesgo de no tener acceso a los servicios de salud, y por qué los tamaños de localidad grandes lo incrementan.

Finalmente, una recomendación inherente a las debilidades de este estudio, es llevar a cabo una investigación con datos primarios, que sean recolectados exclusivamente para determinar el impacto de la migración de retorno en el acceso a los servicios de salud. Para ello, es

necesario que en la etapa de diseño del estudio se identifiquen todos los posibles factores de confusión y la información necesaria para explicar las relaciones con el acceso a los servicios de salud. Por ejemplo, un factor que no se midió en la encuesta Intercensal 2015, es saber si el migrante de retorno aprendió algún oficio en los Estados Unidos, que puede ser una condición que ayude al migrante de retorno a conseguir un empleo formal a su regreso.

Referencias bibliográficas

Anderson, S., Auquier, A., Hauck, W.W., Oakes, D., Vandale, H.I. y Weisberg, H.I. (1980). *Statistical methods for comparative studies. Techniques for bias reduction.* John Wiley & Sons. New York.

Banegas-González, I., Tereuel-Belismelis, G. y Escobar-Latapí, A. (2016). "Migration, return migration and access to social programs". En *Binational Dialogue on Mexican Migrants in the US and in Mexico*. MacArthur Foundation. [En línea]. Consultado el 25 de marzo de 2023 en

http://www.cisan.unam.mx/migracionRetorno/April%2026-%20BINATIONAL%20DIALOGUE%20FINAL%20REPORT%20ENG2.pdf

Becaria, C.J., Mariné, J.S., Flores, M.A., Pou, A.S., Aballay, R.L. y Díaz, P.M. Identificación de factores de confusión en el estudio de la relación cáncer colorrectal-dieta. *Revista Chilena de Salud Pública.* [En línea]. 2014. 18(2). Consultado el 24 de marzo de 2023. 161-172 en

https://revistasaludpublica.uchile.cl/index.php/RCSP/article/view/31978

Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión. (2022a). Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos. [En línea]. Ultima Reforma del Diario Oficial de la Federación del 18 de noviembre de 2022. Consulta 24 de marzo de 2023 en https://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/pdf/CPEUM.pdf

Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión. (2022b). Ley General de Salud. [En línea]. Ultima Reforma del Diario Oficial de la Federación del 16 de mayo de 2022. Consultado el 24 de marzo de 2023 en https://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/pdf/LGS.pdf

Comisión Nacional de los Derechos Humanos. (2012). Convención Internacional sobre la Protección de los Derechos de Todos los Trabajadores Migratorios y de sus Familiares, y su Mecanismo de Vigilancia. México. [En línea]. Consultado el 24 de marzo de 2023 en https://www.cndh.org.mx/sites/all/doc/cartillas/13_Cartilla_Trabajadores_Migratorios.pdf

Consejo Nacional de Población (CONAPO). (2012). *Índices de intensidad migratoria México-Estados Unidos 2010: El estado de la migración*. CONAPO. México. [en línea]. Consultado el 24 de marzo de 2023 en

https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/114221/Indices_de_intensidad_migratoria_Mexico_Estados_Unidos_2010_Parte1.pdf

CONEVAL. Carencia por acceso a los servicios de salud: Programas que son relevantes para la disminución de esta carencia. [en línea]. Sin fecha de actualización. Consultado el 22 de marzo de 2023 en

https://www.coneval.org.mx/Evaluacion/IEPSM/Documents/Consideraciones2020_Fichas/Carencia_%20por_acceso_a_los_servicios_de_salud_2020.pdf.

Ducoing, A.W. y Lecumberri, L.G. "El control de factores de confusión en estudios epidemiológicos". *Ciencia veterinaria.* [en línea]. Agosto 1998. Consultado el 7 de febrero de 2023, 29-50 en

https://www.fmvz.unam.mx/fmvz/cienciavet/revistas/CVvol8/CVv8c2.pdf

Estrada-Velasco, B.I., Cruz, M., García-Mena, J., Valladares, S.A., Peralta, R.J., Guna, S.M.R, Madrid-Marina, V., Orbe, O.C., López, I.C, y Burguete-García, A.I. "La obesidad infantil como consecuencia de la interacción entre firmicutes y el consumo de alimentos con alto contenido energético". *Nutrición Hospitalaria*. [En línea]. Marzo 2015. Vol. 31 no. 3. Consultado el 21 de marzo de 2023. 1074-1081. Disponible en: https://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0212-16112015000300010

Fajardo-Dolci, G., Gutiérrez, J.P. y García-Salsó, S. (2015). "Acceso efectivo a los servicios de salud: operacionalizando la cobertura universal en salud". En *Salud Pública de México.* [en línea]. 57(2). Consultado el 22 de marzo de 2023, 180-186, en

http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0036-36342015000200014

Fernández-Sánchez, H., Vásquez-Ventura, I.S., Rivera-Ramírez, P.I. y Zahoui, Z. (2022). "Migración de retorno en Latinoamérica y el Caribe: Una revisión sistemática exploratoria". *Migraciones Internacionales.* [En línea]. Junio 2022. 13(3). Consultado el 21 de marzo de 2023, 1-23, en https://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S1665-89062022000100103&script=sci_arttext

Fuentes, R.S. (2017). "El acceso a los servicios de salud: consideraciones teóricas generales y reflexiones para Cuba". *Revista Cubana de Salud Pública*. [En línea]. Abril/Junio 2017. 43(2). Consultado el 22 de marzo de 2023, 272-286, en https://www.scielosp.org/article/rcsp/2017.v43n2/272-286/es/

Gandini, N., Lozano-Ascencio, F. y Gaspar, O.S. (2015). *El retorno en el nuevo escenario de la migración entre México y Estados Unidos.* Consejo Nacional de Población. México. [En línea]. Consultado el 21 de marzo de 2023 en MIGRA_RETORNO_DOS.indb (www.gob.mx)

Gómez-Restrepo, C. y Okuda, B.M. (2006). "Metodología y lectura crítica de estudios: Factores de confusión". En *Revista Colombiana de Psiquiatría.* [en línea]. 2006. XXXV(2). Consultado el 11 de febrero de 2023, 242-247, en http://www.scielo.org.co/pdf/rcp/v35n2/v35n2a09.pdf

González-Gómez, D.E. (s/n). "Factores individuales que afectan la demanda de educación superior en Ingeniería: Caso de la Pontificia Universidad Javierana de Cali". En *Cuadernos de Administración*. [En línea]. Julio-diciembre, 2009. 22(39). Consultado el 15 de febrero de 2023, 307-333, en https://www.redalyc.org/pdf/205/20511993014.pdf

Gujarati, D.N y Porter, D.C. (2010). *Econometría*. McGraw_Hill. México. [En línea]. Consultado el 25 de marzo de 2023, en file:///C:/Users/Angel/Downloads/pdfcoffee.com_132164194-econometria-damodar-n-gujarati-5ta-ed-pdf-pdf-free.pdf

Hirai, S. (2013). "Formas de regresar al terruño en el transnacionalismo: Apuntes teóricos sobre la migración de retorno". *Revista Alteridades*. [En línea]. 2013. 2345. Consultado el 23 de marzo de 2023, 95-105, en https://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S0188-70172013000100008&script=sci_abstract&tlng=pt

Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). *40 años de conocer México. Encuesta Intercensal 2015.* [En línea]. Sin fecha de actualización. Consultado el 25 de marzo de 2023 en https://www.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015/

Jauregui, D.J.A. y Recaño, V. J. "Una aproximación a las definiciones, tipologías y marcos teóricos de la migración de retorno". *Revista Bibliográfica de Geografía y Ciencias Sociales.* [En línea]. Julio de 2014. XIX(1084). Consultado el 23 de marzo de 2023, 1-29, en http://eprints.uanl.mx/15647/

Lazcano-Ponce, E. Salazar-Martínez, E. y Hernández-Ávila, M. "Estudios epidemiológicos de casos y controles: Fundamento teórico, variantes y aplicaciones". En *Salud pública de México.* [En línea]. Marzo-abril de 2001. 43(2). Consultado el 25 de marzo de 2023 en

http://www.scielo.org.mx/pdf/spm/v43n2/a09v43n2.pdf

MANCHINELY, M.E.D. (2021). *El acceso a la salud de la migración irregular en México.* Centro Interamericano de Estudios en Seguridad Social. Ciudad de México. [En línea]. Fecha de consulta 22 de marzo de 2023 en *https://ciss-bienestar.org/wp-content/uploads/2021/03/CASBSS-2021-El-acceso-a-la-salud-de-la-migracion-irregular-en-Mexico_.pdf*

Mandeville, P.B. (2007). "Tips bioestadísticos: Tema 14. La razón de momios 1". *Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal*. [en línea]. 2007. X(002). Consultado el 25 de marzo de 2023, 222-226, en

https://www.redalyc.org/pdf/402/40210219.pdf

Martínez, P., Rodríguez, A.L. y Agudelo, C.C.A. (2001)Equidad en la Política de Reforma del Sistema de salud. *Revista de Salud Pública*. [En línea]. 3(1). Consultado el 21-03-2023, 13-39, en http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S0124-00642001000100002&lng=es&nrm=.pf&tlng=es

Mejía-Mejia, A., Sánchez-Gandur, A.F. y Tamayo-Ramírez, J.C. (2007). "Equidad en el Acceso a Servicios de Salud en Antioquia, Colombia". *Revista de Salud Pública.* [En línea]. 9(1). Consultado el 22 de marzo de 2023, 26-38, en chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://www.scielosp.org/pdf/rsap/v9n1/v9n1a04.pdf

Molina, A.M. y Ochoa, S.C. (2016). Errores en epidemiología. Errores sistemáticos. Factores de confusión y modificación del efecto. En *Evidencias en Pediatría*. [en línea]. 12(16). Consultado el 19 de febrero de 2023. 1-4, en

https://evidenciasenpediatria.es/files/41-12718-RUTA/Fundamentos_MBE_16.pdf

Morejón, G.A.F., Benet-Rodríguez, M., Bernal-Muñoz, J.L., Espinoza-Brito, A.D., Silva, L.C.A. y Ordunez, P. (2019). "Factores relacionados con el control de la hipertensión arterial en Cienfuegos". *Revista Cubana de Salud Pública.* [En línea]. (45)3. Consultado el 21 de marzo de 2023, 1-17, en https://www.scielosp.org/article/rcsp/2019.v45n3/e1716/

Oscanoa, T.J. (2012). "Acceso y usabilidad de medicamentos: propuesta para una definición operacional". *Rev Peru Med Exp Salud Publica*. [En línea]. 29(1). Consultado el 22 de marzo de 2023, 119-126, en https://www.scielosp.org/article/ssm/content/raw/?resource_ssm_path=/media/assets/rpmesp/v29n1/a18v29n1.pdf

Pascual de Sans, A. (1983). "Connotaciones ideológicas en el concepto de retorno de migrantes". *Papers Revista de Sociología.* [En línea]. 20(1392). Consultado el 23 de marzo de 2023, 61-71, en https://papers.uab.cat/article/view/v20-pascual

Portal de Datos Sobre Migración. (2022). *Migración de retorno*. [En línea, 17 de febrero de 2022]. Consultado el 23 de marzo de 2023 en https://www.migrationdataportal.org/es/themes/return-migration#definicion.

Pucutay V.F.G. (2002). *Los Modelos logit y probit en la investigación social: El caso de la pobreza del Perú en el año 2001*. Instituto Nacional de Estadística e Información. Lima, Perú. [En línea]. Consultado el 25 de marzo de 2023 en https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib0515/Libro.pdf

Quispe, A.M., Álvarez-Valdivia, M.G. y Loli-Guevara, S. (2020). "Metodologías Cuantitativas 2: Sesgo de confusión y cómo controlar un confusor". *Revista del Cuerpo Médico.* [en línea]. (13)2. Consultado el 25 de febrero de 2023. 205-212 en

https://docs.bvsalud.org/biblioref/2021/04/1177713/205-212-metodologias-cuantitativas-2-sesgo-de-confusion-y-como_aXAyywF.pdf

Restrepo-Zea, J.H., Silva-Maya, C., Andrade-Rivas, F. y VH-Dover, R. (2014). "Acceso a servicios de salud: análisis de barreras y estrategias en el caso de Medellín, Colombia". *Revista Gerencia y Políticas de Salud.* [En línea(13)27. Consultado el 22 de marzo de 2023, 242-265, en http://dx.doi.org/10.11144/Javeriana.rgyps13-27.assa

Riosmena F., González-González, C. y Wong, R. (2012). "El retorno reciente de Estados Unidos: salud, bienestar y vulnerabilidad de los adultos mayores". *Coyuntura Demográfica* [En línea]. 2012(2). Consultado el 21 de marzo de 2023, 1-7, en https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3578737/

Rosales, Y. (2023). "Migración indocumentada y derecho social a la salud: Una trayectoria difuminada en Estados Unidos y México". En *Estudios Fronterizos*. [En línea]. Agosto 2019. Vol. 20. Consultado el 12 de enero de 2023, 1-25, en https://www.scielo.org.mx/pdf/estfro/v20/2395-9134-estfro-20-e031.pdf

Rosas, M., Chacín, F., García, J., Ascanio, M. y Cobo, M. (2006). "Modelos de regresión lineal múltiple en presencia de variables cuantitativas y cualitativas para predecir el rendimiento estudiantil". *Revista de la Facultad de Agronomía.* [En línea]. Vol. 23. Consultado el 25 de marzo de 2023. 196-212, en file:///C:/Users/Angel/Downloads/AGROLUZ2006%20(1).pdf

Rosero, B.L. (2004). "Evaluación del impacto de la reforma del sector de la salud en Costa Rica mediante un estudio cuasiexperimental". *Rev Panam Salud Publica*. [En línea]. 2004. 15(2). Consultado 24 de marzo de 2023. 94-103. Disponible en https://scielosp.org/article/rpsp/2004.v15n2/94-103/es/

Rueda, S.M., Diaz, M.L.A. y Osuna, S.E. (2008). "Definición, prevalencia y factores de riesgos de insomnio en la población general". *Revista de la Facultad de Medicina*. [En línea]. Julio/sept. 2008. 56(3). Consultado el 21 de marzo de 2023, 222-234, en http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0120-00112008000300004#:~:text=Los%20factores%20de%20riesgo%20asociados,OR%204.437)%2C%20mientras%20que%20es

Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales (SEMARNAT). (2007). *La carta de la tierra*. México. [En línea]. Consultado el 24 de marzo de 2023 en http://biblioteca.semarnat.gob.mx/janium/Documentos/Cecadesu/Libros/202455.pdf

Shuttleworth, M. (2008). *Tercera Variable*. Consulta 22 de marzo 2023. Disponible en https://explorable.com/es/tercera-variable

Skelly, A.C., Dettori, J.R. y Brodt, E.D. (2012). Assessing bias: the importance of considering confounding. *Evidence Based Spine Care*. [En línea]. 2012. Vol. 3 (1). Consultado el 22 de marzo de 2023. 9-12. Disponible en: https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3503514/

THOMAS, l. Scribbr. (2023). Confounding Variables | Definition, Examples & Controls. [En línea]. Fecha de revisión 25 de noviembre de 2022. Consulta 25 de marzo de 2023. Disponible en https://www.scribbr.com/methodology/confounding-variables/#:~:text=A%20confounding%20variable%2C%20also%20called,supposed%20effect%20of%20the%20study

Thompson, W.D. (1996). "Análisis Estadístico de los Estudios de casos y Controles". En *Bol Oficina Sanit Panam*. [En línea]. 121(1). Consultado el 25 de febrero de 2023, 41-61, Disponible en https://iris.paho.org/bitstream/handle/10665.2/15455/v121n1p41.pdf?sequence=1

Tovar, C.L.M. y Paredes, M.T.V. (2013). "Migración internacional de retorno y emprendimiento: Revisión de la literatura". *Revista de Economía Institucional.* [En línea]. Julio/Diciembre 2013. 15(29). Consulta 23 de marzo de 2023, 41-65. Disponible en http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0124-59962013000200004

Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO). (2008). *Declaración Universal de Derechos Humanos*. [En línea]. Consultado el 24 de marzo de 2023. Disponible en https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000179018

VARGAS, L. I. (2009). *Barreras en el acceso a la atención en salud en modelos de competencia gestionada: un estudio de caso en Colombia*. Tesis doctoral. Universidad Autónoma de Barcelona. Facultad de Medicina. Bellaterra, Colombia. [En línea]. Consultado el 22 de marzo de 2023. Disponible en https://www.tdx.cat/bitstream/handle/10803/4651/ivl1de1.pdf

Wassink, J.T. (2016). Implications of Mexican Health Care Reform on the Health Coverage of Nonmigrants and Returning Migrantes. En *Am J Public Health;* [En línea]. 106(5). Consulta 21 de marzo de 2023, 848–850, en https://www.ncbi.nlm.nhi.gov/pmc/articles/PMC4851337/

Resumen curricular del autor

Javier González Rosas

Licenciado en Matemáticas y Maestro en Estadística e Investigación de Operaciones por la Universidad Nacional Autónoma de México. También es pasante de la Maestría de Migración Internacional por el Colegio de la Frontera Norte. Actualmente se desempeña como profesor-investigador de la Universidad del Ejército y Fuerza Aérea de México. Sus líneas de investigación son la Migración Internacional, las remesas y la migración de retorno.
Direccion electrónica: xavier.gonzalez@conapo.gob.mx