



## **Incidencias del tipo de empleo sobre niveles de salud de trabajadores urbanos en 17 municipios de Nicaragua: Un estudio a pequeña escala 2021-2022**

### **Incidences of the type of workplace on health levels of urban workers in 17 municipalities of Nicaragua: A small-scale study 2021-2022**

Laura Sofía Angulo Gago, Raúl Enrique Godínez Balmaceda\*, Axsell Moises López Cerrato

Ingeniería en Economía y Negocios. Facultad Tecnología de la Industria. Universidad Nacional de Ingeniería. Managua, Nicaragua.  
\*rgodinezbalm@gmail.com

*(recibido/received: 06-diciembre-2023; aceptado/accepted: 19-enero-2023)*

#### **RESUMEN**

El presente documento evaluó la incidencia del tipo de empleo sobre los niveles de salud de un conjunto de encuestados, con el objetivo de evidenciar de forma empírica las posibles diferencias planteadas en la literatura. De acuerdo a los resultados obtenidos, se encontró que el tipo de empleo es probable que no tenga un efecto significativo sobre los niveles de salud autoevaluados. También se encontró que no aumenta la probabilidad de padecer enfermedades crónicas como la diabetes, la presión arterial u otra enfermedad, dichos padecimiento pueden ser el resultado de otros factores.

**Palabras claves:** Economía de la salud; Empleo; Desarrollo económico.

#### **ABSTRACT**

This document evaluated the incidence of the type of workplace on the health levels of a group of respondents, with the aim of empirically evidencing the possible differences raised in the literature. According to the results obtained, it was found that the type of employment is likely not to have a significant effect on self-assessed health levels. It was also found that it does not increase the probability of suffering from chronic diseases such as diabetes, blood pressure or other diseases and that these conditions may be the result of other factors.

**Keywords:** Health Economic; Employment; Economic development.

### **1. INTRODUCCIÓN**

Uno de los temas de mayor interés en la macroeconomía es el empleo, ya que, este condiciona a los individuos en sus decisiones de consumo, ahorro e inversión y a su vez, esto se traduce en efectos sobre otras variables macroeconómicas. También es conocida la correspondencia entre un buen estado de salud y el empleo estable y de buena calidad, está bien establecida

Dentro del empleo, existen dos tipos: empleo formal y empleo informal. Siendo este último una de las formas de empleo más comunes en Centroamérica, causando importantes inequidades en los niveles de salud derivadas de las condiciones laborales (OIT, 2011). En Nicaragua, según el estudio de Brenes y

Cruz (2016), el empleo informal representa cerca del 82 por ciento de la población ocupada, siendo una de las tasas más altas de Latinoamérica.

Esa brecha de las condiciones laborales se debe a que por su naturaleza el empleo informal es desregulada (Marmot et al., 2008), y por tanto, las jornadas laborales no están establecidas, pueden no contar con prestaciones de ley, como es el caso del seguro social.

Según García-Ubaque et al. (2012), encontrar la relación entre informalidad, desempleo, subempleo y salud no es el foco de la investigación en salud pública. Por tanto, es notorio que estos suelen considerar disciplinas específicas y solo se asumen situaciones de carácter individual que afectan a la sociedad en su conjunto.

Por otra parte, el desempleo de largo plazo ha sido constantemente el centro de investigación sobre los determinantes sociales de la morbilidad y mortalidad. Sin embargo, ha crecido el debate en la literatura sobre el empleo informal y precario como determinantes socioeconómicos emergentes de la salud (Benach et al., 2014)

Aunque hay pocas investigaciones sobre la formalidad e informalidad y su relación con los niveles de salud, a nivel internacional, existen estudios afines como el de Axelsson et al. (2007) que, a través de análisis multivariante con modelos de regresión logística, describieron la calidad de vida entre jóvenes desempleados de Suecia en comparación con los que no lo estaban. Como conclusión, los jóvenes adultos desempleados informaron poseer una buena calidad de vida. Esto estaba relacionado con la buena salud, alta autoestima, satisfacción con el tiempo libre y libertad para tomar decisiones.

A su vez, Schuring et al. (2007), con un estudio de diseño longitudinal, examinaron los efectos de la mala salud en las transiciones laborales para países europeos por medio de un análisis de regresión logística, ajustado por país, así como características personales y del hogar. Los resultados de esta investigación mostraron que la mala salud es un factor de riesgo a largo plazo en la probabilidad de acceder a un empleo remunerado.

Asimismo, Reine et al. (2008) realizaron un seguimiento de 14 años de todos los graduados (1,044 individuos) de una escuela obligatoria en el norte de Suecia, a las edades de 16, 18, 21 y 30 años, con la ayuda de un cuestionario exhaustivo. El grupo estaba conformado por personas que tenían una posición inestable en el mercado laboral, entre los 25 y 29 años, y que habían conseguido un empleo permanente en el momento de la investigación. La medida de salud utilizada fueron síntomas psicológicos, analizados a través de regresión logística multivariante.

Los resultados de Reine et al. (2008) indican que, la transición de una posición inestable en el mercado laboral a uno permanente aumenta la probabilidad de promover la salud. Sumado a lo anterior, no encontraron efectos interactivos significativos entre el género y la posición en el mercado laboral.

Por su parte, Böckerman y Ilmakunnas (2009), utilizando un Panel de Hogares de la Comunidad Europea para Finlandia durante el período 1996-2001, analizaron la relación entre el desempleo y la salud autoevaluada a través del estimador de diferencia en diferencias y estimaciones matching por propensity score. Dichos autores concluyeron que el desempleo no influye en la salud autoevaluada, y que la relación negativa entre desempleo y salud es de carácter transversal y no se encuentra longitudinalmente.

En cambio, Ciairano et al. (2010) analizaron la satisfacción con la vida y el sentido de coherencia en jóvenes adultos italianos (entre 19 y 29 años) en relación con la precariedad laboral, el género y el nivel de educación, como parte de un experimento natural por la introducción de una ley que regula el mercado

laboral, denominada “Reforma Biagi”. Los resultados mostraron que los jóvenes adultos con un trabajo precario perciben la realidad como menos controlable, manejable y significativa.

Posteriormente, Reine et al. (2011) repitieron el experimento con 1,083 alumnos en una ciudad industrial en el norte de Suecia para evaluar el impacto de participar en los programas del mercado laboral en la salud, en contraste con estar desempleado o no participar en estos. En general, no encontraron asociaciones entre la participación en los programas del mercado laboral y síntomas psicológicos para ninguna edad, debido a deficiencias metodológicas, por lo que sus resultados debían interpretarse con precaución.

Al momento de analizar si existe efecto causal del desempleo en la salud, Schmitz (2011) utilizó información del Panel Socioeconómico Alemán, entre 1991 y 2008, con modelos de efectos fijos y cierres de plantas como entrada exógena al desempleo, evidenciando que no hay efecto negativo del desempleo sobre varias medidas de salud debido al cierre de plantas. Es decir, para ese grupo de individuos, el desempleo no les fue perjudicial en sus niveles de salud.

Eventualmente, Vives et al. (2011) en un estudio transversal, realizado entre octubre y julio de 2005, para una muestra representativa de la población asalariada en España (16 a 65 años), estimaron la fracción de mala salud mental en la población trabajadora atribuible a precariedad laboral en 16 estratos. La precariedad fue mayor entre los trabajadores jóvenes, los trabajadores inmigrantes, los trabajadores manuales y las mujeres. También, más del 11 por ciento del total de la mala salud mental en la población activa española fue atribuible a la precariedad laboral.

Ahora bien, con el objetivo de identificar la asociación entre el trabajo asalariado informal y la salud en Sudáfrica, Alfery y Rogan (2014) construyeron un “índice de formalidad” y estimaron regresiones ordered probit que permitían un análisis más matizado de la asociación entre trabajo informal y salud autoevaluada.

De acuerdo a Alfery y Rogan (2014), la formalidad del empleo estaba asociada significativamente con los niveles de salud en Sudáfrica. No obstante, la asociación entre informalidad y malos niveles de salud era mayor para las mujeres con empleo asalariado que sus homólogos masculinos.

Dentro de las investigaciones internacionales con diseño longitudinal, se encuentran los estudios de Minelli et al. (2014), Goldman-Mellor et al. (2015) y Johansson et al. (2020) para Italia, Reino Unido y Finlandia, respectivamente. Por medio de modelos de respuesta cualitativa, examinaron la relación entre la situación laboral y la salud autoevaluada. Cabe destacar que, Johansson et al. (2020) utilizaron información subjetiva y biométrica, como medidas de niveles de salud.

De esta manera, Minelli et al. (2014) evidenciaron que los trabajadores temporales, los demandantes de primer empleo y los desempleados italianos experimentaban peores niveles de salud que los trabajadores fijos. En el caso de Goldman-Mellor et al. (2015), los jóvenes del Reino Unido que no recibían educación, empleo o formación declararon sentirse menos optimistas sobre sus probabilidades de salir adelante en la vida, a su vez, tenían tasas más altas de problemas de salud mental y abuso de sustancias. Por último, Johansson et al. (2020) encontraron una relación entre el desempleo y una peor salud autoevaluada. Al contrario, no establecieron el mismo vínculo utilizando información biométrica sobre la salud.

Entre otros estudios, Aguilar-Palacio et al. (2015) exploraron la influencia de la situación laboral en la salud (salud autoevaluada, morbilidad diagnosticada y trastornos mentales) y los estilos de vida (sobrepeso, consumo de tabaco y alcohol) de los jóvenes españoles en 2006 y 2012. Canivet et al. (2016) examinaron si el empleo precario es perjudicial para la salud mental de los noruegos con datos completos de cuestionarios postales en 1999/2000, 2005 y 2010. En suma, Julià et al. (2018) estudiaron la asociación

de los trabajadores informales de la Unión Europea, sus condiciones laborales y precariedad laboral con los niveles de salud.

En síntesis, Aguilar-Palacio et al. (2015) asociaron el desempleo masculino con una mala salud autoevaluada, trastornos mentales y consumo de tabaco. Canivet et al. (2016) dieron a conocer la hipótesis de que el empleo precario debería considerarse un determinante social importante para el desarrollo de problemas de salud mental en jóvenes previamente sanos, y Julià et al. (2018) enfatizaron que el empleo informal en la Unión Europea no implicó mejores resultados en materia de salud en comparación con el empleo formal.

De igual manera, López-Ruiz et al. (2015) y Lopez-Ruiz et al. (2016) evaluaron las diferencias en los niveles de salud mental y autoevaluada de los trabajadores centroamericanos con diferentes patrones de empleo formal o informal, características familiares y género. Ambos fueron estudios transversales con trabajadores no agrícolas basados en la Primera Encuesta Centroamericana de Condiciones de Trabajo y Salud de 2011.

Mediante modelos de regresión logística y de Poisson, López-Ruiz et al. (2015) y Lopez-Ruiz et al. (2016) afirmaron que la falta de cobertura de seguridad social (como proxy de empleo informal) se asoció significativamente con una mala salud mental y autoevaluada en ambos géneros; más aún en mujeres con empleo informal que estaban previamente casadas, tenían responsabilidades de cuidado, largas jornadas laborales o trabajo a tiempo parcial (Lopez-Ruiz et al., 2016).

En forma similar, Ruiz et al. (2017) y Silva-Peñaherrera et al. (2021) tenían el objetivo de determinar la existencia de una relación entre el empleo informal y la salud entre diferentes grupos de trabajadores en Chile (2009) y en América Latina y el Caribe (2000-2016), respectivamente. En el estudio de Ruiz et al. (2017), se encontró una relación consistente entre empleo informal, la mala salud mental y autoevaluada a través de un modelo de regresión de Poisson. Silva-Peñaherrera et al. (2021) llegó a la misma conclusión por medio de modelos de regresión lineal. Esto equivale decir que, el empleo informal tiene un impacto negativo en la salud de los trabajadores.

Por otra parte, cabe mencionar que el empleo informal no siempre se resume en empleos con condiciones precarias, existe una diversidad de empleos informales, generando un *gap* en la literatura, que suele realizar los análisis como un todo, sin realizar distinciones entre ambos grupos.

El presente artículo tiene por objetivo analizar la incidencia del tipo de empleo sobre los niveles de salud. Tomando una muestra de 673 encuestas proveniente de 17 municipios del país. A su vez, para reducir la heterogeneidad entre los grupos se utilizó el método *matching*, emparejando individuos comparables de ambos grupos, control y tratado. Las diferencias se presenta a nivel descriptivo y a nivel inferencial mediante modelo multi logísticos de orden.

## 2. MARCO METODOLÓGICO

En esta sección, se detallan los modelos econométricos a utilizar para evidenciar la relación de la formalidad laboral sobre los niveles de salud del trabajador nicaragüense, siguiendo las especificaciones propuestas por Johansson et al. (2020), López-Ruiz et al. (2015), Minelli et al. (2014), Ruiz et al. (2017) y Schmitz (2011).

La primera estimación será un modelo de mínimos cuadrados ordinarios, utilizando una muestra de trabajadores, tanto formales como informales, con el fin de proporcionar pruebas preliminares del efecto de la formalidad en la determinación de los niveles de salud.

Seguidamente, se estimarán modelos logísticos de probabilidades proporcionales (*ordered logit*) desarrollado por McCullagh (1980) y complementado con técnicas *matching* para evaluar la solidez de los resultados basados en los modelos de mínimos cuadrados ordinarios y *ordered logit*.

La idea clave de la técnica *matching* es construir un grupo de control a partir de trabajadores no tratados y asegurarse de que este grupo sea lo más parecido posible al grupo de tratamiento. En este caso, el tratamiento consiste en ser trabajador formal, donde se estudia su efecto sobre la salud al controlar determinadas características observables del individuo (Böckerman & Ilmakunnas, 2009).

## 2.1 Modelo *ordered logit*

La salud autoevaluada es una medida ordinal, por lo que el *ordered logit* parece ser el método de estimación adecuado en lugar de los mínimos cuadrados ordinarios, que asumen cardinalidad en la variable dependiente (Minelli et al., 2014; Schmitz, 2011).

Según Cantarero y Pascual (2005) y Schmitz (2011), el enfoque general del estudio, es suponer que la salud es una variable latente  $y_i^*$ , no observado por los investigadores. Los encuestados informan un nivel de salud de  $y_i = k$  si  $y_i^*$  se encuentra dentro de los umbrales no observados  $\tau_{k-1}$  y  $\tau_k$ .

Por tanto, se establece la especificación del modelo definiendo el nivel de salud percibido inobservable como la variable continua latente  $y_i^*$  para el individuo  $i$ , basado en una combinación lineal de las variables independientes recogidas en el vector columna  $X_i$  y las características inobservables representadas por  $u_i$  (Minelli et al., 2014):

$$y_i^* = X_i' \beta + u_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (1)$$

De acuerdo a Minelli et al. (2014), la variable observable ordinal del nivel de salud se relaciona con la variable latente  $y_i^*$  mediante la siguiente regla de observación:

$$y_{ik} = k \quad \text{si} \quad \tau_{k-1} < y_i^* \leq \tau_k, \quad k = 1, \dots, K \quad (2)$$

donde  $K$  es el número de categorías de respuesta y los parámetros  $\tau_k$  son umbrales (*thresholds*) o puntos de corte (*cutpoints*), con  $\tau_0 = -\infty$  y  $\tau_K = \infty$ , y estrictamente crecientes  $\tau_1 < \tau_2 \dots < \tau_{K-1}$  (Schmitz, 2011). De esta manera, la probabilidad para cualquier categoría  $k$  en este modelo es (véase Cameron y Trivedi (2005)):

$$\begin{aligned} p_{ik} &= \Pr[y_i = k] = \Pr[\tau_{k-1} < y_i^* \leq \tau_k] \\ &= \Pr[\tau_{k-1} < X_i' \beta + u_i \leq \tau_k] \\ &= \Pr[\tau_{k-1} - X_i' \beta < u_i \leq \tau_k - X_i' \beta] \\ &= F(\tau_k - X_i' \beta) - F(\tau_{k-1} - X_i' \beta) \end{aligned} \quad (3)$$

donde  $F$  es la función de densidad logística acumulada (FDA) de  $u_i$ . Para los modelos *ordered logit*,  $u_i$  sigue una distribución logística con  $F(z) = e^z / (1 + e^z)$ . En particular, para efectos de este estudio, el modelo *ordered logit* adoptará la forma propuesta por Johansson et al. (2020) y Schmitz (2011):

$$\begin{aligned} \text{logit}[P_{ik}] &= \beta_0 + \beta_1 \text{Formal}_i + \beta_2 \text{Sector}_i + \beta_3 \text{Edad}_i + \beta_4 \text{Género}_i + \beta_5 \text{Región}_i \\ &\quad + \beta_6 \text{Primaria}_i + \beta_7 \text{Secundaria}_i + \beta_8 \text{Universidad}_i \\ &\quad + \beta_9 \text{Ingresos}_i + \beta_{10} \text{IMC}_i + \beta_{11} \text{Alcohol}_i + \beta_{12} \text{Cigarro}_i \\ &\quad + \beta_{13} \text{Gaseosa}_i + \beta_{14} \text{Café}_i + \beta_{15} \text{Agua}_i + \beta_{16} \text{Dieta}_i \\ &\quad + \beta_{17} \text{Ejercicio}_i + u_i \end{aligned} \quad (4)$$

Dónde las variables se dividen en factores demográficos, sociodemográficos y hábitos de los encuestados.

Los efectos esperados son que la edad, el IMC, consumo de cigarro y alcohol aumenten las probabilidades de tener peor salud. Mientras que el consumo de agua, al dieta (consumo semanal de frutas y verdura) y las veces en la semana que realiza ejercicio, disminuyan la probabilidad de padecer de alguna enfermedad. Sin embargo, las variables de tipo de empleo (formal), sector, género, región, educación e ingresos no tienen efecto a priori.

El signo de los parámetros de regresión  $\beta$  se interpreta como la determinación de si la variable latente  $y_i^*$  aumenta o no con el regresor, a través de los efectos marginales en las probabilidades (Cameron & Trivedi, 2005). Matemáticamente, se expresa como la derivada de la ecuación (3):

$$\frac{\partial \Pr[y_i = k]}{\partial X_i} = \{F'(\tau_{k-1} - X_i'\beta) - F'(\tau_k - X_i'\beta)\}\beta \quad (5)$$

donde  $F'$  denota la derivada de  $F$  y el término entre llaves puede ser positivo o negativo.

McCullagh (1980) afirma que, el modelo ordered logit es una extensión a los modelos no lineales, por lo que su estimación es a través del método de máxima verosimilitud. De ahí que, la ecuación (6) tenga una función de máxima verosimilitud definida como (véase Agresti (2013)):

$$\begin{aligned} \prod_{i=1}^n \left[ \prod_{k=1}^K \pi_k(X_i')^{y_{ik}} \right] &= \prod_{i=1}^n \left\{ \prod_{k=1}^K [P(y \leq k|X') - P(y \leq k-1|X')]^{y_{ik}} \right\} \\ &= \prod_{i=1}^n \left\{ \prod_{k=1}^K \left[ \frac{\exp(\tau_k - X_i'\beta)}{1 + \exp(\tau_k - X_i'\beta)} - \frac{\exp(\tau_{k-1} - X_i'\beta)}{1 + \exp(\tau_{k-1} - X_i'\beta)} \right]^{y_{ik}} \right\} \end{aligned} \quad (6)$$

La ecuación (6) puede ser maximizada usando el método de Newton-Raphson (McCullagh, 1980).

### 2.1.1 Prueba basada en el enfoque de Hosmer y Lemeshow (1980)

En esta subsección, se explica la técnica para comprobar la bondad de ajuste en modelos ordered logit. Fagerland y Hosmer (2012) confirmaron que, la prueba basada en el enfoque de Hosmer y Lemeshow (1980) posee una excelente residencia para exponer la bondad de ajuste en los modelos de regresión de probabilidades proporcionales.

Por consiguiente, se consideró la prueba basada en Hosmer y Lemeshow (1980) para la regresión logística binaria, y posteriormente adaptado por Fagerland y Hosmer (2012) para regresiones ordered logit.

Tras calcular las probabilidades previstas  $\hat{p}_{ik}$ , se estiman las puntuaciones ordinales ( $OS$ ) para cada observación (Lipsitz et al., 1996):

$$OS_i = \hat{p}_{i1} + 2\hat{p}_{i2} + \dots + c\hat{p}_{ic} \quad i = 1, \dots, n \quad (7)$$

Para las configuraciones binarias y multinomiales se dividían las observaciones en  $g$  grupos. Esta vez, al basarse de una puntuación ordinal, el grupo 1 contendrá las observaciones con menor puntuación  $n/g$  y el grupo  $g$  tendrá las observaciones con mayor puntuación  $n/g$ .

Las observaciones se asignan a cada grupo de forma que los tamaños de los grupos sean los más similares posibles. Por tanto, las observaciones con puntuaciones ordinales iguales y respuesta observada iguales pueden asignarse a grupos diferentes si sus rangos están en lados separados del rango óptimo de corte para

dividir los grupos en tamaños similares. Matemáticamente, la prueba de Hosmer y Lemeshow (1980) se expresa:

$$C_g = \sum_{k=1}^g \sum_{j=1}^c (O_{kj} - \hat{E}_{kj})^2 / \hat{E}_{kj} \quad (8)$$

Donde  $O_{kj}$  y  $\hat{E}_{kj}$  denotan las sumas de las frecuencias observadas y estimadas en cada grupo para cada categoría de respuesta, respectivamente,

$$O_{kj} = \sum_{l \in \Omega_k} \tilde{y}_{lj} \quad (9)$$

$$\hat{E}_{kj} = \sum_{l \in \Omega_k} \tilde{p}_{lj} \quad (10)$$

Donde  $\tilde{y}_{lj}$  es una variable indicadora binaria con  $\tilde{y}_{lj} = 1$  cuando  $y_i = j$  y  $\tilde{y}_{lj} = 0$  en otros casos, y  $\Omega_k$  denota el conjunto de índices de las  $n/g$  observaciones del grupo  $k$ . La Tabla 1 muestra las sumas de las frecuencias observadas y estimadas.

Tabla 1. Suma de frecuencias observadas y estimadas

Grupo	Y = 1		Y = 2		...	Y = c		Sum.
	Obs.	Est.	Obs.	Est.	...	Obs.	Est.	
1	$O_{11}$	$E_{11}$	$O_{12}$	$E_{11}$	...	$O_{1c}$	$E_{11}$	$n/g$
2	$O_{21}$	$E_{11}$	$O_{22}$	$E_{11}$	...	$O_{2c}$	$E_{11}$	$n/g$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
$g$	$O_{g1}$	$E_{11}$	$O_{g2}$	$E_{11}$	...	$O_{gc}$	$E_{11}$	$n/g$

Fuente: Fagerland y Hosmer (2012).

Como se muestra en Fagerland y Hosmer (2012), la distribución de  $C_g$  se adhiere a la distribución chi-cuadrado con  $(g - 2)(c - 1) + (c - 2)$  grados de libertad bajo un modelo de probabilidades proporcionales correctamente ajustado.

## 2.2 Método matching

Uno de los principios básicos de la econometría clásica es no confundir correlación con causalidad (Gujarati & Porter, 2015; Wooldridge, 2009). Para la presente investigación se entenderá como causalidad de una variable, cuando dicha variable describa las diferencias en los *potential outcomes* promedio para una población de referencia fija (Angrist & Pischke, 2008). A continuación, se describe el problema de causalidad y cómo afectará los resultados del modelo que se pretende estimar.

Recapitulando, el propósito de investigación pretende estimar las diferencias en los niveles de salud de trabajadores del sector formal e informal. Por tanto, se tiene dos grupos y dos posibles resultados<sup>1</sup> (buena salud, mala salud), pero solo se observa uno de los posibles resultados:

$$\text{Posibles resultados} = \begin{cases} y_{1i} & \text{si } c_i = 1 \\ y_{0i} & \text{si } c_i = 0 \end{cases} \quad (11)$$

<sup>1</sup> En la literatura se les conoce como *potential outcomes*. Aunque la variable salud sea policotómica, se entenderá como dicotómica para facilitar la explicación de los *potential outcomes* y el sesgo de selección.

donde  $y_{0i}$  son los niveles de salud sin empleo formal y  $y_{1i}$  son los niveles si el empleo es formal, ambos del individuo  $i$ . Por otra parte,  $c_i$  representa la variable dummy que define si el empleo es formal o informal.

Por tanto, interesa saber cuál es la diferencia entre  $y_{0i}$  y  $y_{1i}$ , cual será el efecto causal de ser un trabajador del sector formal sobre la salud del individuo  $i$ . Como mencionan Angrist y Pischke (2008), medir dicha diferencia equivaldría retroceder en el tiempo y hacer que el individuo  $i$  cambie de estado  $c_i$ , ya que, solo se puede observar al individuo  $i$  en un solo estado  $c_i$ . Escribiendo este resultado observado en términos de los resultados posibles se tiene:

$$y_i = y_{0i} + (y_{1i} - y_{0i})c_i \quad (12)$$

En términos agregados, lo que se medirá es el valor medio de estas diferencias, es decir  $E[y_{1i} - y_{0i}|c_i = 1]$ . Utilizando el planteamiento de Angrist y Pischke (2008) se obtiene:

$$E[y_i|c_i = 1] - E[y_i|c_i = 0] = E[y_{1i} - y_{0i}|c_i = 1] + E[y_{0i}|c_i = 1] - E[y_{0i}|c_i = 0] \quad (13)$$

Que de forma literal se interpreta como:

= Efecto medio del empleo formal del grupo de empleados formales + sesgo de selección

Donde si el sesgo de selección es positivo se estaría exagerando los beneficios de tener un empleo formal. ¿A qué se debe este sesgo de selección? Imagine que se tienen dos individuos (véase Figura 1), el individuo “A” toma cerveza todo el año, 40 años de edad, trabaja en el sector informal y no tiene enfermedades. Por otro lado, el individuo “B” toma 2 veces al año cerveza, tiene 60 años de edad y trabaja en el sector formal, sin embargo, él sí padece de ciertas enfermedades. Cabe preguntarse ¿Son comparables estos individuos? ¿Se puede concluir que el trabajo formal es el que causante de estas enfermedades?

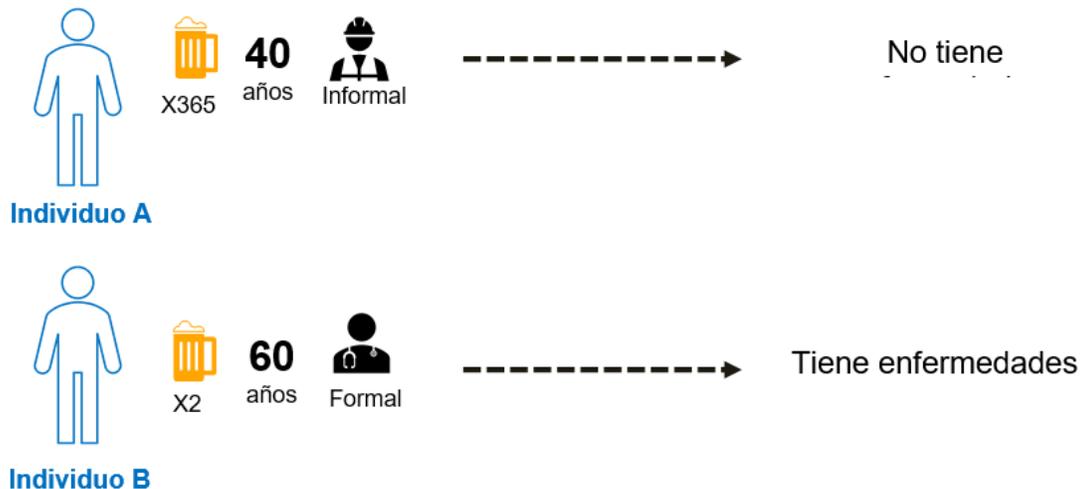


Figura 1. El problema del sesgo de selección

Fuente: Elaboración propia con base en Angrist y Pischke (2008), King et al. (1995).

Como cabe esperarse, si ambos individuos formaran parte de una muestra, los resultados obtenidos no serían los mejores para sacar conclusiones. Otra pregunta que cabría hacer es ¿Si el individuo “A” trabajara en el sector formal, padecería de enfermedades o no? De forma análoga lo mismo para el individuo “B”. La literatura llama a esta situación como *contrafactual* (King et al., 1995), definido como el escenario no observable en el que el individuo de estudio toma una decisión diferente a la tomada en el mundo observable.

Para ejemplificar a que se refiere el contrafactual de un escenario y/o individuo, se asignarán valores que representan los niveles de salud (En una escala del 1 al 5, donde 5 es mejor salud). Como se muestra en la Tabla 2, para medir la diferencia en los niveles de salud del individuo “B” es necesario compararlo con otro individuo “B” pero perteneciente al sector formal. Los resultados de este ejemplo declaran un beneficio en la salud a favor del empleo formal en una unidad.

Lo difícil de este ejercicio no es la comparación en sí, sino encontrar otro individuo “B”, puesto que en el universo observable solo se puede tener a uno de los dos. Por tanto, este individuo “B” no observable es lo que se entiende como contrafactual y es un punto clave para poder medir las diferencias entre dos grupos.

Es aquí donde entra en juego el método matching, que tiene por objetivo construir un grupo de control lo más similar como sea posible al grupo tratado con respecto a las características observables (Böckerman & Ilmakunnas, 2009). El propósito de utilizar este método es reducir el sesgo de selección lo más que sea posible (King & Nielsen, 2019). Para el cumplimiento de este objetivo se utilizó la matriz de distancia de Mahalanobis para encontrar aquellos individuos más cercanos bajo los criterios sociodemográficos y de hábitos de consumo.

### 3. RESULTADOS

Como resultado del proceso de recolección de información se obtuvo un total de 689 encuestas, cumpliendo con la cantidad estimada. Sin embargo, se descartaron 16 encuestas durante el procesamiento, por información incompleta o por no cumplir uno de los criterios de elección mencionados en el marco metodológico. Por tanto, para los análisis previos al matching, se contó con 673 encuestas, distribuidas entre los 17 municipios elegidos.

Las diferencias encontradas, de forma descriptiva, entre ambos se grupos se muestran en la Figura 2. Donde los individuos del sector formal presentan ingresos 55% mayor que el de sus homologos informales. Esta brecha salarial viene en parte apoyada por el nivel educativo de estos. Sin embargo, se encontró que en bajos niveles de estudio las distancias se acortan, excepto por las personas sin estudio (debido a ley de salario mínimo, aunque no tenga estudios, su salario se rigirá a lo estipulado en la ley).

En cuanto a hábitos de consumo, no se encontraron grandes diferencias entre los grupos de estudio, siendo la más relevante el consumo de gaseosa, inclinando la balanza hacia el sector formal donde el consumo es 38% más alto. Por otra parte, el nivel de estrés es más alto en los individuos del empleo formal, aunque está variable no fue utilizada en el modelo, otorga un contexto de la muestra encuestada y que tipo de individuos se evaluó.

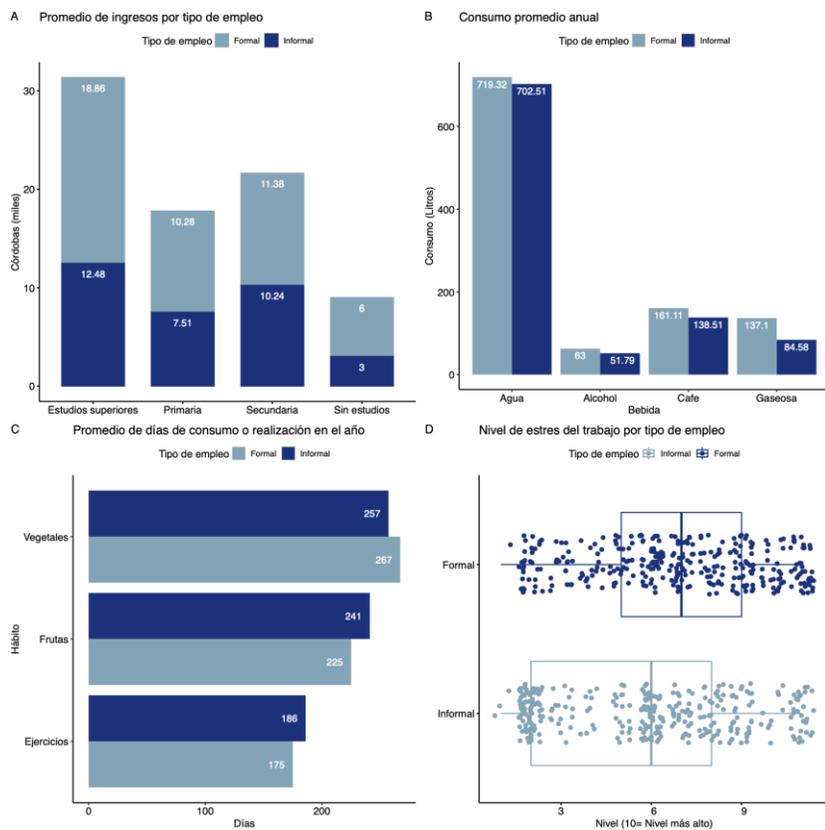


Figura 2. Caracterización de los encuestados por tipo de empleo

Fuente: Elaboración propia

Todas las estimaciones con salud autoevaluada como variable dependiente muestran que los trabajadores del sector informal no tienen diferencias significativas con el sector formal.

La mayoría de los trabajadores urbanos formales reportan tener los mismos problemas de salud física que los informales, ya que, esto nuevamente da indicios de que el tipo de empleo no es condición suficiente, no obstante, también esto puede dar evidencia de que la salud autoevaluada no sea la variable idónea para responder a la pregunta de investigación. Los resultados encontrados en los modelos se resumen en la tabla 2.

Nivel de salud	Efecto sobre	Género masculino	Edad	Ingresos	Residencia	Nivel educativo	Empleo formal	Sector económico
Salud autoevaluada	Salud física	[+]	[-]	[+]	[+]	[+]	[+]	[-]
	Presión arterial	[-]	[+]	[+]	[-]	[-]	[+]	[+]
Salud biométrica	Diabetes	[+]	[+]	[-]	[-]	[-]	[-]	[-]
	Enfermedades crónicas	[-]	[+]	[-]	[-]	[-]	[-]	[+/-]
Nivel de salud	Efecto sobre	IMC	Café	Hábitos peligrosos	Agua	Frutas	Vegetales	Ejercicios
Salud autoevaluada	Salud física	[-]	[+]	[+/-]	[+]	[+]	[+]	[+]
	Presión arterial	[+]	[+]	[+/-]	[+]	[-]	[-]	[-]
Salud biométrica	Diabetes	[+]	[+]	[-]	[+]	[-]	[-]	[-]
	Enfermedades crónicas	[+]	[+]	[-]	[+]	[-]	[-]	[-]

Nota: Las celdas en color azul representan efectos positivos significativos sobre la salud, mientras que una en color rojo efectos negativos.

Tabla 2. Resumen de los efectos de las variables

Fuente: Elaboración propia

Se encontró que existen diferencias en los niveles de salud de ambos grupos, que, si estos fueran evaluados únicamente por el tipo de empleo, las diferencias serían significativas. Sin embargo, al añadir las variables de control se presentan otros escenarios.

Variables como el IMC y los hábitos de ejercicio presentaron resultados en línea con lo planteado en la literatura. Cuando todos los demás factores se mantienen iguales, los encuestados con índices de masa corporal (IMC) elevados tenían un 57.17% menos de probabilidades de gozar de una salud excelente que los encuestados urbanos con IMC más bajos. Del mismo modo, en comparación con las personas que no hacían ejercicio, hacer ejercicio durante al menos 30 minutos al día aumentaba la probabilidad de tener una salud excelente autoevaluada en 1.02 veces.

Por otra parte, se añaden el consumo anual de alcohol, bebidas carbonatadas, café, agua, frutas y agua, que son extremadamente no significativas y sugieren que las personas que tienen ciertos factores de hábitos y comportamientos peligrosos para la salud no reportaron tener peores niveles de salud física autoevaluada, por lo menos a corto plazo. En consecuencia, la salud es un aspecto que puede durar mucho tiempo, ya que la asociación entre el nivel de salud de una persona y su edad es fuerte<sup>2</sup>.

### 3. CONCLUSIÓN

La presente investigación permitió evaluar las incidencias del tipo de empleo sobre los niveles de salud de trabajadores urbanos en 17 municipios de Nicaragua, a través de un estudio a pequeña escala, en el período 2021-2022. A través de la estimación de modelos logísticos sobre un conjunto de datos de 662 observaciones seleccionadas del total encuestado.

La presente investigación permitió evaluar las incidencias del tipo de empleo sobre los niveles de salud de trabajadores urbanos en 17 municipios de Nicaragua, a través de un estudio a pequeña escala, en el período 2021-2022.

Previo a la estimación de los modelos se caracterizó los individuos encuestados, encontrándose que las diferencias entre empleados formales e informales, radican principalmente en su nivel de estudio. Llegando a brechas como la del ingreso, en 90 por ciento. Así como diferencias entre los niveles de estrés, en perjuicio del sector formal. Con respecto a la salud autoevaluada, el 71 por ciento de los encuestados declaró sentirse bien. Por otro lado, un 27.19 por ciento declaró padecer de al menos una enfermedad crónica.

Se identificó a nivel descriptivo que la diferencia en ingresos de ambos sectores obedece a otros factores, como el sector en el que estos desempeñan labores, edad y nivel de educación. Por tanto, el ingreso es un factor importante a la hora de medir las diferencias entre ambos grupos, ya que, si no se evalúa, puede sesgar las estimaciones en favor de un tipo de empleo u otro.

Se determinó que el tipo de empleo no tiene efectos significativos sobre los niveles de salud autoevaluada, ni sobre indicadores biométricos como la diabetes o la presión arterial, evaluados de forma aislada. Resultando significativo únicamente al evaluar sus incidencias sobre un índice general de salud biométrica. Esto debido a que el índice permite evaluar diferentes aristas. Es decir, si no padece de diabetes, pero sí de presión arterial, el modelo por índice penalizará ese resultado, contrario al modelo de diabetes que marcará como un valor falso (no incidente).

---

<sup>2</sup> Para una mayor discusión, véase Johansson et al. (2020).

También se concluye que el uso de la variable salud autoevaluada no es del todo correcto y que su utilización, así como simplifica la medición, afecta las estimaciones por el grado de subjetividad que tiene. Sin embargo, en futuras investigaciones se pueden utilizar preguntas que permitan obtener una información más fiable y compararla con los resultados por salud autoevaluada.

Además, los resultados obtenidos pueden ser utilizados como una prueba piloto para un estudio a nivel nacional. Mejorándose la medición de las variables, mejoras en las técnicas de recolección de datos, entre otros.

Por último, se concluye que las diferencias encontradas se deben en la mayoría de los casos a factores, como la edad, ingresos, nivel educativo, sector económico, IMC, hábitos de consumo de café y agua.

## REFERENCIAS

- Agresti, A. (2013). *Categorical Data Analysis (Wiley Series in Probability and Statistics) (English Edition)* (3.<sup>a</sup> ed.). Wiley.
- Aguilar-Palacio, I., Carrera-Lasfuentes, P., & Rabanaque, M. J. (2015). Youth unemployment and economic recession in Spain: Influence on health and lifestyles in young people (16–24 years old). *International Journal of Public Health*, 60(4), 427–435. <https://doi.org/10.1007/s00038-015-0668-9>
- Alfers, L., & Rogan, M. (2014). Health risks and informal employment in South Africa: does formality protect health? *International Journal of Occupational and Environmental Health*, 21(3), 207–215. <https://doi.org/10.1179/2049396714y.0000000066>
- Angrist, J. D., & Pischke, J. (2008). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- Axelsson, L., Andersson, I. H., Edén, L., & Ejlertsson, G. (2007). Inequalities of quality of life in unemployed young adults: A population-based questionnaire study. *International Journal for Equity in Health*, 6(1), 1–9. <https://doi.org/10.1186/1475-9276-6-1>
- Baillo, A. (2008). *Cien problemas resueltos de estadística multivariable*. Delta Publicaciones.
- Benach, J., Vives, A., Amable, M., Vanroelen, C., Tarafa, G., & Muntaner, C. (2014). Precarious Employment: Understanding an Emerging Social Determinant of Health. *Annual Review of Public Health*, 35(1), 229–253. <https://doi.org/10.1146/annurev-publhealth-032013-182500>
- Benavides, F. G., Wesseling, C., Delclos, G. L., Felknor, S., Pinilla, J., & Rodrigo, F. (2014). Working conditions and health in Central America: a survey of 12 024 workers in six countries. *Occupational and Environmental Medicine*, 71(7), 459–465. <https://doi.org/10.1136/oemed-2013-101908>
- Böckerman, P., & Ilmakunnas, P. (2009). Unemployment and self-assessed health: evidence from panel data. *Health Economics*, 18(2), 161–179. <https://doi.org/10.1002/hec.1361>
- Bowen, G. A. (2009). Document Analysis as a Qualitative Research Method. *Qualitative Research Journal*, 9(2), 27–40. <https://doi.org/10.3316/qrj0902027>
- Brenes, A., & Cruz, F. (2016). Determinantes de la informalidad en Nicaragua. *Revista de Economía y Finanzas del Banco Central de Nicaragua*, 3, 111–152.
- Cameron, C. A., & Trivedi, P. K. (2005). Multinomial Models. En *Microeconometrics: Methods and applications* (unknown ed., pp. 490–528). Cambridge University Press. <https://www.cambridge.org/ni/academic/subjects/economics/econometrics-statistics-and-mathematical-economics/microeconometrics-methods-and-applications?format=HB&isbn=9780521848053>
- Canivet, C., Bodin, T., Emmelin, M., Toivanen, S., Moghaddassi, M., & Östergren, P. O. (2016). Precarious employment is a risk factor for poor mental health in young individuals in Sweden: A

- cohort study with multiple follow-ups. *BMC Public Health*, 16(1), 1–10. <https://doi.org/10.1186/s12889-016-3358-5>
- Cantarero, D., & Pascual, M. (2005). Socio-economic status and health: evidence from the ECHP. *Economics Bulletin*, 9, 1–17. <http://www.economicsbulletin.com/2005/volume9/EB-05110006A.pdf>
- Ciairano, S., Rabaglietti, E., Roggero, A., & Callari, T. C. (2010). Life Satisfaction, Sense of Coherence and Job Precariousness in Italian Young Adults. *Journal of Adult Development*, 17(3), 177–189. <https://doi.org/10.1007/s10804-010-9099-2>
- Fuchs, V. R. (2004). Reflections on the socio-economic correlates of health. *Journal of Health Economics*, 23(4), 653–661. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2004.04.004>
- García, J. (2021). La brecha salarial de género: ¿triple penalización? mujer, madre, e informal. *Revista de Economía y Finanzas del Banco Central de Nicaragua*, 8, 1–29.
- García-Ubaque, J. C., Riaño-Casallas, M. I., & Benavides-Piracón, J. A. (2012). Informalidad, desempleo y subempleo: Un problema de salud pública. *Revista de Salud Pública*, 14, 138–150. <https://doi.org/10.1590/s0124-00642012000700012>
- Giatti, L., Barreto, S. M., & Cesar, C. C. (2008). Household context and self-rated health: The effect of unemployment and informal work. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 62(12), 1079–1085. <https://doi.org/10.1136/jech.2007.069740>
- Goldman-Mellor, S., Caspi, A., Arseneault, L., Ajala, N., Ambler, A., Danese, A., Fisher, H., Hucker, A., Odgers, C., Williams, T., Wong, C., & Moffitt, T. E. (2015). Committed to work but vulnerable: Self-perceptions and mental health in NEET 18-year olds from a contemporary British cohort. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 57(2), 196–203. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12459>
- Graham, J. M. (2006). Congeneric and (Essentially) Tau-Equivalent Estimates of Score Reliability. *Educational and Psychological Measurement*, 66(6), 930–944. <https://doi.org/10.1177/0013164406288165>
- Gujarati, D., & Porter, D. (2015). *Econometria* (5.ª ed.). MCGRAW HILL EDUCATION.
- Instituto Nacional de Estadísticas (INE). (2006). *Encuesta Nacional de empleo: Diseño Muestral*. <https://ilo.org/surveyLib/index.php/catalog/441/download/4852>
- Instituto Nacional de Estadísticas (INE). (2017). *Manual de Procedimientos Técnicos del Encuestador: Encuesta Nacional de Empleo e Ingresos*. <https://www.ine.gob.gt/sistema/uploads/2019/01/29/2019012995901PKdhtXMmr18n2L9K88eMI Gn7CcctT9Rw.pdf>
- Instituto Nacional de Información de Desarrollo. (2012). *Encuesta Continua de Hogares IV trimestre 2012*.
- Instituto Nacional de Información de Desarrollo (INIDE). (2006). *Encuesta de Medición de Nivel de Vida*. <https://www.inide.gob.ni/Estadisticas/BDEnmv2005>
- Instituto Nacional De Información De Desarrollo (INIDE). (2012). *Encuesta Continua de Hogares (ECH): Aspectos Metodológicos*. [https://www.inide.gob.ni/docs/ECH\\_/ECH2012/AspectosmECH.pdf](https://www.inide.gob.ni/docs/ECH_/ECH2012/AspectosmECH.pdf)
- Instituto Nacional De Información De Desarrollo (INIDE). (2020). *Informe de Empleo del III trimestre de 2020*. [https://www.inide.gob.ni/docs/Ech/3erTrim2020/Publicacion\\_ECH\\_III\\_Trimestre\\_2020.pdf](https://www.inide.gob.ni/docs/Ech/3erTrim2020/Publicacion_ECH_III_Trimestre_2020.pdf)
- James, G., Witten, D., Hastie, T., & Tibshirani, R. (2021). *An Introduction to Statistical Learning: With Applications in R* (2nd 2021 ed.). Springer.
- Johansson, E., Böckerman, P., & Lundqvist, A. (2020). Self-reported health versus biomarkers: does unemployment lead to worse health? *Public Health*, 179, 127–134. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2019.10.005>
- Julià, M., Belvis, F., Vives, A., Tarafa, G., & Benach, J. (2018). Informal employees in the European Union: Working conditions, employment precariousness and health. *Journal of Public Health*, 41(2), e141-e151. <https://doi.org/10.1093/pubmed/fdy111>

- King, G., Keohane, R. O., & Verba, S. (1995). *Designing Social Inquiry: Scientific Inference in Qualitative Research, New Edition* (3.<sup>a</sup> ed.). Princeton University Press. [https://edisciplinas.usp.br/pluginfile.php/4182875/mod\\_resource/content/2/Gary%20King%2C%20Robert%20O.%20Keohane%2C%20Sidney%20Verba%20Designing%20Social%20Inquiry%20%201994.pdf](https://edisciplinas.usp.br/pluginfile.php/4182875/mod_resource/content/2/Gary%20King%2C%20Robert%20O.%20Keohane%2C%20Sidney%20Verba%20Designing%20Social%20Inquiry%20%201994.pdf)
- King, G., & Nielsen, R. (2019). Why Propensity Scores Should Not Be Used for Matching. *Political Analysis*, 27(4), 435–454. <https://doi.org/10.1017/pan.2019.11>
- López-Ruiz, M., Artazcoz, L., Martínez, J. M., Rojas, M., & Benavides, F. G. (2015). Informal employment and health status in Central America. *BMC Public Health*, 15(1), 1–12. <https://doi.org/10.1186/s12889-015-2030-9>
- Lopez-Ruiz, M., Benavides, F. G., Vives, A., & Artazcoz, L. (2016). Informal employment, unpaid care work, and health status in Spanish-speaking Central American countries: a gender-based approach. *International Journal of Public Health*, 62(2), 209–218. <https://doi.org/10.1007/s00038-016-0871-3>
- Lund, F., & Ardington, C. (2006). Employment status, security and the management of risk: A study of workers in Kwamsane, Kwazulu-Natal. *Southern Africa Labour and Development Research Unit*, 1-86840-606-7, 1–51. <https://opendocs.ids.ac.uk/opendocs/handle/20.500.12413/1712>
- Marmot, M., Friel, S., Bell, R., Houweling, T. A., & Taylor, S. (2008). Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. *The Lancet*, 372(9650), 1661–1669. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(08\)61690-6](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(08)61690-6)
- Minelli, L., Pigini, C., Chiavarini, M., & Bartolucci, F. (2014). Employment status and perceived health condition: longitudinal data from Italy. *BMC Public Health*, 14(1), 1–12. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-14-946>
- Monastiriotis, V. (2006). Macro-determinants of UK regional unemployment and the role of employment flexibility. *European Institute Working Paper*, 1–40. <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/44/>
- O'Leary, Z. (2017). *The Essential Guide to Doing Your Research Project* (3.<sup>a</sup> ed.). Sage Publications Ltd.
- Organización Internacional del Trabajo. (1972). Employment, Incomes and Equality. A Strategy for Increasing Productive Employment in Kenya. *International Labour Office (ILO)*, 1–600. <https://www.wiego.org/publications/employment-incomes-and-equality-strategy-increasing-productive-employment-kenya>
- Organización Internacional del Trabajo. (2002). *El trabajo decente y la economía informal* (N.º 1). <https://www.ilo.org/public/spanish/standards/relm/ilc/ilc90/pdf/rep-vi.pdf>
- Organización Internacional del Trabajo. (2011). *2011 labour overview : Latin America and the Caribbean*. ILO Regional Office for Latin America and the Caribbean.
- Organización Internacional del Trabajo. (2013). *Measuring informality: A statistical manual on the informal sector and informal employment*. International Labour Organization (ILO). [https://www.ilo.org/global/publications/ilo-bookstore/order-online/books/WCMS\\_222979/lang--en/index.htm](https://www.ilo.org/global/publications/ilo-bookstore/order-online/books/WCMS_222979/lang--en/index.htm)
- Organización Internacional del Trabajo (OIT). (2011). *Flujos migratorios laborales intrarregionales: Situación actual, retos y oportunidades en Centroamérica y República Dominicana*. Informe Regional. [https://www.ilo.org/wcmstp5/groups/public/---americas/---ro-lima/---sro-san\\_jose/documents/publication/wcms\\_194005.pdf](https://www.ilo.org/wcmstp5/groups/public/---americas/---ro-lima/---sro-san_jose/documents/publication/wcms_194005.pdf)
- Organización Internacional del Trabajo (OIT). (2015). *13. Economía informal (Plataforma de recursos de trabajo decente para el desarrollo sostenible)*. Organización Internacional del Trabajo. Recuperado 14 de diciembre de 2021, de <https://www.ilo.org/global/topics/dw4sd/themes/informal-economy/lang--es/index.htm>
- Pérez, J., Segura, S., & Fernández, D. (2012). La exclusión social en Centroamérica a inicios del siglo XXI. *Sociedades fracturadas: La exclusión social en Centroamérica*. San José: FLACSO, 49–110. [http://biblioteca.clacso.edu.ar/Costa\\_Rica/flacso-cr/20170704044142/pdf\\_195.pdf](http://biblioteca.clacso.edu.ar/Costa_Rica/flacso-cr/20170704044142/pdf_195.pdf)

- Reine, I., Novo, M., & Hammarström, A. (2008). Does transition from an unstable labour market position to permanent employment protect mental health? Results from a 14-year follow-up of school-leavers. *BMC Public Health*, 8(1), 1–11. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-8-159>
- Reine, I., Novo, M., & Hammarström, A. (2011). Is participation in labour market programmes related to mental health? Results from a 14-year follow-up of the Northern Swedish Cohort. *Scandinavian Journal of Public Health*, 39(1), 26–34. <https://doi.org/10.1177/1403494810391523>
- Ruiz, M. E., Tarafa Orpinell, G., Jódar Martínez, P., & Benach, J. (2015). ¿Es posible comparar el empleo informal en los países de América del Sur? Análisis de su definición, clasificación y medición. *Gaceta Sanitaria*, 29(1), 65–71. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2014.07.015>
- Ruiz, M. E., Vives, A., Martínez-Solanas, R., Julià, M., & Benach, J. (2017). How does informal employment impact population health? Lessons from the Chilean employment conditions survey. *Safety Science*, 100, 57–65. <https://doi.org/10.1016/j.ssci.2017.02.009>
- Schmitz, H. (2011). Why are the unemployed in worse health? The causal effect of unemployment on health. *Labour Economics*, 18(1), 71–78. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2010.08.005>
- Schuring, M., Burdorf, L., Kunst, A., & Mackenbach, J. (2007). The effects of ill health on entering and maintaining paid employment: evidence in European countries. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 61(7), 597–604. <https://doi.org/10.1136/jech.2006.047456>
- Sijtsma, K. (2009). On the Use, the Misuse, and the Very Limited Usefulness of Cronbach's Alpha. *Psychometrika*, 74(1). <https://www.scirp.org/reference/ReferencesPapers.aspx?ReferenceID=2373012>
- Silva-Peñaherrera, M., López-Ruiz, M., Merino-Salazar, P., Gomez Garcia, A. R., & Benavides, F. G. (2021). Association between informal employment and mortality rate by welfare regime in Latin America and the Caribbean: An ecological study. *BMJ Open*, 11(8), 1–7. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2020-044920>
- UNICEF. (2005). *Manual Para La Encuesta De Indicadores Múltiples Por Conglomerados*. <https://mics.unicef.org/files?job=W1siZiIsIjIwMTUvMDQvMDIvMDgvMjYvMzUvMTC3L01JQ1MzX0NhCGl0dWxvNF9EaXNlbnFyX3lfc2VsZWVjaW9uYXJfbGFfbXVlc3RyYV9qdW4wNi5wZGYiXV0&sha=2fa5bfd8994aa39d>
- Vancea, M., & Utzet, M. (2016). How unemployment and precarious employment affect the health of young people: A scoping study on social determinants. *Scandinavian Journal of Public Health*, 45(1), 73–84. <https://doi.org/10.1177/1403494816679555>
- Vives, A., Vanroelen, C., Amable, M., Ferrer, M., Moncada, S., Llorens, C., Muntaner, C., Benavides, F. G., & Benach, J. (2011). Employment Precariousness in Spain: Prevalence, Social Distribution, and Population-Attributable Risk Percent of Poor Mental Health. *International Journal of Health Services*, 41(4), 625–646. <https://doi.org/10.2190/hs.41.4.b>
- Wooldridge, J. (2009). *Introducción a la econometría/ Introductory Econometrics: A Modern Approach* (4 Tra ed.). Pearson Education.