Asociación entre síntomas inflamatorios y síntomas depresivos en la población mexicana: un análisis econométrico

Alejandro Mosiño[1] and César Alonso Luna Herrera[1]

[1]Affiliation not available

9 de enero de 2023

Resumen

Recientemente, diversos estudios clínico-experimentales han encontrado que los pacientes con depresión presentan los componentes característicos de una inflamación. Además, se ha sugerido que la asociación entre inflamación y depresión podría ser bidireccional. Esto se debe a que los comportamientos resultantes de un episodio depresivo tienen el potencial de actuar como vías mediadoras que conducen a una mayor inflamación. En este trabajo se usan datos de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2018 de México para estudiar esta asociación en adultos mayores a 20 años. Utilizando modelos econométricos, se encuentra evidencia estadística de que la inflamación y la depresión están asociados positivamente. Además, se encuentra que los síntomas de depresión están positivamente asociados con la edad, que es más prevalente en mujeres que en hombres y que los habitantes de la zona centro de México son más propensos a sufrir de depresión significativa que los habitantes del resto del país y, específicamente, a los de la Ciudad de México, al igual que los habitantes de zonas rurales. Los resultados aquí obtenidos no solo tienen implicaciones para el tratamiento de la depresión, sino que proporcionan una herramienta para la toma de decisiones en el sector salud.

Palabras clave: Depresión; Inflamación; ENSANUT; Modelos Probabilísticos

Introducción

Depresión es el nombre que comúnmente se asigna al espectro asociado con deterioros en la calidad de vida, así como a alteraciones en el funcionamiento mental, físico y social en los individuos. Actualmente, la depresión no es solo una de las principales causas de discapacidad

alrededor del mundo, sino que, además, implica altos costos sociales debido, principalmente, a una ineficiente utilización de servicios de salud y pérdidas en productividad (Zavala et al.). Por ejemplo, en México se ha estimado que las personas que padecieron algún trastorno grave de salud mental perdieron en promedio 27 días productivos y alrededor de siete días si la gravedad fue moderada (Demyttenaere et al.).

Diversos estudios epidemiológicos han explorado la prevalencia de trastornos y episodios depresivos en México. En promedio, estos indican tasas de depresión que oscilan entre 10% y 20%. Sin embargo, estos cálculos pueden considerarse limitados, puesto que no toman en cuenta a las personas que jamás han sido diagnosticadas y a que existen inconsistencias semánticas e instrumentales para la medición de los síntomas depresivos (Cerecero-García et al.).

Las causas de la depresión incluyen una compleja interacción entre factores psicosociales, genéticos y biológicos. Sin embargo, recientemente se ha encontrado que los pacientes con depresión presentan los componentes característicos de una inflamación (Maes et al.). Esto ha dado origen a una teoría que sugiere que existe una asociación entre inflamación y depresión, la cual ha sido puesto a prueba en diversos estudios de corte clínico-experimental, principalmente. Pero, además, se ha observado que la relación entre inflamación y depresión podría ser bidireccional. Esto ocurre porque los comportamientos resultantes de un episodio depresivo, así como el estrés inherente a la condición, tienen el potencial de actuar como vías mediadoras que conducen a una mayor inflamación (Beurel et al.).

El objetivo de este estudio es aportar al debate sobre la asociación entre los síntomas depresivos y los síntomas inflamatorios analizando una muestra de adultos mayores de 20 años extraída de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2018 en México (ENSANUT 2018). A diferencia de la mayor parte de la literatura existente, el análisis se realiza a partir de modelos econométricos. Específicamente, se considera como base un modelo del tipo *logit* ajustado al caso de encuestas con diseño complejo. El análisis de complementa utilizando un modelo de probabilidad lineal, el cual incorpora explícitamente la posibilidad de una relación bidireccional entre las variables consideradas.

No existe evidencia de estudios similares a este en la literatura. El más cercano es (Zavala et al.), cuyos autores hacen uso de modelos del tipo *logit* para asociar la obesidad y los síntomas depresivos en México utilizando datos de la ENSANUT 2012. En ese artículo, se encuentra una asociación modesta entre ambas variables solo para el caso de las mujeres. De acuerdo con los autores, tal resultado podría deberse a la mayor exposición que tienen las mujeres a

los medios de comunicación, tales como revistas y televisión, y a la tendencia que tienen de comparar sus cuerpos con los cuerpos supuestamente ideales. Al igual que (Zavala et al.), en este estudio se incorpora a la obesidad como variable proxy de los síntomas de inflamación, pero también se incorporan otras tales como diabetes, hipertensión, enfermedades renales, entre otras. Otra diferencia es que en este estudio se elabora un índice de salud como variable proxy única para los síntomas inflamatorios y se construye otra variable de salud a partir de los factores heredo-familiares reportados en la ENSANUT 2018.

Los resultados del presente análisis apuntan hacia una asociación positiva entre depresión y síntomas inflamatorios. Esto puede tener importantes implicaciones en materia de política pública. Pero, además, los resultados apoyan la idea de que la identificación de los factores de riesgo relacionados con los procesos inflamatorios podría ser un medio efectivo para la intervención oportuna y eventual detección y atención de la depresión.

El resto del estudio es como sigue. Luego de esta introducción, se describen los datos utilizados y se detalla la metodología de análisis en la Sección . En la Sección se presentan los resultados y en la Sección se hace una discusión de estos. Finalmente, se concluye en la Sección .

Datos y metodología

La Figura 1 bosqueja la posible asociación entre depresión e inflamación. Esta asociación, como se ha mencionado, podría ser bidireccional. Por una parte, la inflamación puede ser una respuesta del sistema inmune a diferentes agresiones endógenas o exógenas, tales como enfermedades crónicas, alergias y mala alimentación, lo cual podría conducir a la depresión. Por la otra, los individuos que sufren de depresión suelen tener comportamientos que pueden conducir a una mayor inflamación, tales como el maltrato, el abuso y el aislamiento social. Lo anterior implica que el modelo estadístico que se propone en este estudio podría presentar serios problemas de endogeneidad.

Adicionalmente, es importante destacar que ni la inflamación ni la depresión pueden considerarse como enfermedades por sí mismas. Más bien, se trata de patrones que responden a la identificación de conjuntos de síntomas cuya fisiopatología sigue siendo estudiada y cuyo diagnóstico suele ser difícil (Erazo). Esto implica un reto adicional en la especificación del modelo, pues ni la inflación ni la depresión son directamente observables.

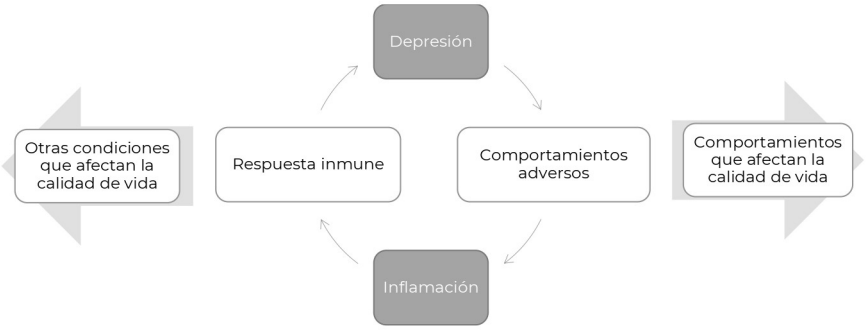

Figura 1: Asociación bidireccional a través de distintas vías entre síntomas inflamatorios y síntomas depresivos.

Población a estudiar

Este estudio hace uso de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición, ENSANUT, 2018, la cual incluye datos de sección cruzada con información sobre 50,000 viviendas distribuidas en las 32 entidades federativas del país. Se trata de una encuesta probabilistica, estratificada y por conglomerados que, para el componente Salud, se ha diseñado para ofrecer resultados a nivel nacional, regional, regional urbano, regional rural, subregion y zona metropolitana del Valle de Mexico.

Las bases de datos derivadas de la ENSANUT 2018 son de acceso abierto. En estas, se encuentra una sección que evalúa la presencia de síntomas depresivos en adolescentes y adultos. Los resultados de esta sección pueden utilizarse para construir una medida de la sintomatología depresiva. De igual forma, de las bases de datos de la ENSANUT 2018 pueden extraerse algunos de los factores de riesgo que pueden utilizarse como aproximación de los síntomas inflamatorios, tales como obesidad, fatiga crónica, diabetes, hipertensión, enfermedades cardiovasculares y el hábito de fumar (Pahwa et al.).

Este estudio se enfoca en personas adultas mayores de 20 años, lo que constituye una muestra de 43,070 observaciones, de las cuales el 56% son mujeres.

Metodología

Este estudio propone un modelo de regresión del tipo *logit* ajustado al caso de encuestas con diseño complejo, como la ENSANUT 2018 (ver, por ejemplo, (Cramer) para la descripción de los modelos *logit*, así como aplicaciones de este en economía y otras áreas, y (Morel) para una adaptación del modelo *logit* para el caso de encuestas con diseño complejo). Este tipo de modelos probabilísticos nos permite responder a las siguientes preguntas: 1) ¿Cuáles son las variables asociadas a la depresión? ¿Cuál es la probabilidad de que una persona sufra de depresión condicionado a que presenta síntomas inflamatorios?

En una encuesta con diseño complejo se identifican H estratos, n_h unidades primarias de muestreo, n_{hi} unidades secundarias de muestreo y, dentro de cada una de estas, n_{hij} individuos. De esta forma, el total de individuos considerados, N, puede calcularse como:

$$N = \sum_{h=1}^{H} \sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{n_{hi}} n_{hij}$$

Sea δ_{hijk} una variable indicatriz tal que δ_{hijk} es igual a 1 si el $hijk$-ésimo individuo ($h = 1, 2, \ldots, H$, $i = 1, ..., n_h$, $j = 1, 2, \ldots, n_{hi}$, $k = 1, 2, \ldots, n_{hij}$) forma parte de la muestra y 0 de otra forma. Si se define como p_{hijk} a la probabilidad de que un individuo se incluya en la muestra, el peso que tiene cada individuo con respecto a la población se calcula entonces como:

$$w_{hijk} = \frac{\delta_{hijk}}{p_{hijk}}$$

Para construir el modelo *logit*, se define como Y_{hijk} a la variable dependiente. Esta es una variable binaria que toma el valor de 1 si el $hijk$-ésimo individuo sufre de depresión y 0 de otra forma. Además, sea X_{hijk} un vector $1 \times K$ que agrupa a las K variables de control, también conocidas como variables exógenas o independientes, que caracterizan al $hijk$-ésimo individuo. En este caso, la probabilidad de que algún individuo en la muestra sufra de depresión significativa se calcula como:

$$P\left(Y_{hijk}=1|X_{hijk}\right)=\frac{\exp\left(X_{hijk}\beta\right)}{1+\exp\left(X_{hijk}\beta\right)}$$

Donde β es un vector de dimensión $K\times 1$ con los coeficientes a estimar. Naturalmente, la probabilidad de no presentar síntomas depresivos se calcula como:

$$P\left(Y_{hijk}=0|X_{hijk}\right)=1-P\left(Y_{hijk}=1|X_{hijk}\right)=\frac{1}{1+\exp\left(X_{hijk}\beta\right)}$$

Una de las ventajas de utilizar esta especificación es que, por su simplicidad, los resultados pueden expresarse en términos del cociente de probabilidades, también conocido como razón de momios. Este es:

$$\frac{P\left(Y_{hijk}=1|X_{hijk}\right)}{P\left(Y_{hijk}=0|X_{hijk}\right)}=\exp(X_{hijk}\beta)$$

Para interpretar este cociente se toma como referencia al 1. Específicamente, un cociente mayor a 1 indica que la probabilidad de presentar síntomas depresivos es mayor en relación a la probabilidad de no presentarlos. Lo contrario es verdad si el cociente es menor que 1.

Los coeficientes del vector β se estiman por el método de máxima verosimilitud. Este implica maximizar la función de (pseudo) log-verosimilitud, $L(\beta)$, la cual tiene la forma:

$$\begin{aligned} L(\beta)amp;= &\sum_{h=1}^{H}\sum_{i=1}^{n_h}\sum_{j=1}^{n_{hi}}\sum_{k=1}^{n_{hij}} w_{hijk} \\ amp;\times &\left\{y_{hijk}\times\ln\left[P\left(Y_{hijk}=1|X_{hijk}\right)\right]+\left(1-y_{hijk}\right)\times\ln\left[P\left(Y_{hijk}=0|X_{hijk}\right)\right]\right\} \end{aligned} \tag{1}$$

Donde y_{hijk} es la realización de Y_{hijk}. Adicionalmente, la ENSANUT 2018 presenta en sus bases de datos para la población adulta un factor de expansión que, en este estudio, será utilizado como estimador de w_{hijk}.

Variable dependiente

La variable dependiente que se considera es la presencia de síntomas depresivos significativos. Para construir esta, se utilizan los resultados de la sección sobre síntomas depresivos de la ENSANUT 2018. Esta presenta siete preguntas cuyas respuestas pueden utilizarse para construir la Escala de Depresión del Centro de Estudios Epidemiológicos, versión abreviada,

o simplemente CESD-7 (Herrero and Gracia). Los siete componentes del CESD-7 se miden en una escala del 0 al 3, donde 0 es la codificación de la respuesta *rara vez* y 3 la codificación de la respuesta *todo el tiempo*. Un resumen estadístico se presenta en la Tabla 1. Esta muestra que la población mexicana, en promedio, no puede considerarse deprimida. Por ejemplo, el puntaje promedio en el componente del CESD-7 que permite identificar la tristeza crónica es 0.494 y el que permite identificar la tristeza a secas es 0.515. Pero, al mismo tiempo, no puede considerarse que la población mexicana sea feliz, puesto que el puntaje promedio en el componente que permite identificar si la persona disfrutó de la vida es 0.554.

Cuadro 1: CESD-7 y sus componentes

Componente	Mean	St. Dev.
Tristeza crónica	0.494	0.835
Dificultad para concentrarse	0.510	0.806
Autopercepción de la depresión	0.502	0.835
Dificultad para realizar actividades diarias	0.553	0.879
Calidad del sueño	0.886	1.090
Regocijo de la vida	0.554	0.933
Tristeza	0.515	0.831
CESD7	4.014	4.495
CESD7 (%)	(< 9) 85.3 %	(≥ 9) 14.7 %

Fuente: Elaboración propia con datos de ENSANUT 2018.
Estadísticos ponderados por el factor de expansión.

Para construir el CESD-7 se suma el resultado de sus siete componentes, lo que implica una escala del 0 al 21. En general, se considera que una persona presenta síntomas de depresión significativos si su puntaje es mayor o igual a 9 (Salinas-Rodríguez et al.). La Figura 2 muestra la distribución empírica del CESD-7 en México. Esta muestra que solo una pequeña proporción de la población adulta presenta un valor del CESD-7 mayor o igual al corte (14.7%). De igual forma, también destaca que las mujeres son más propensas presentar síntomas de depresión significativa en relación a los hombres.

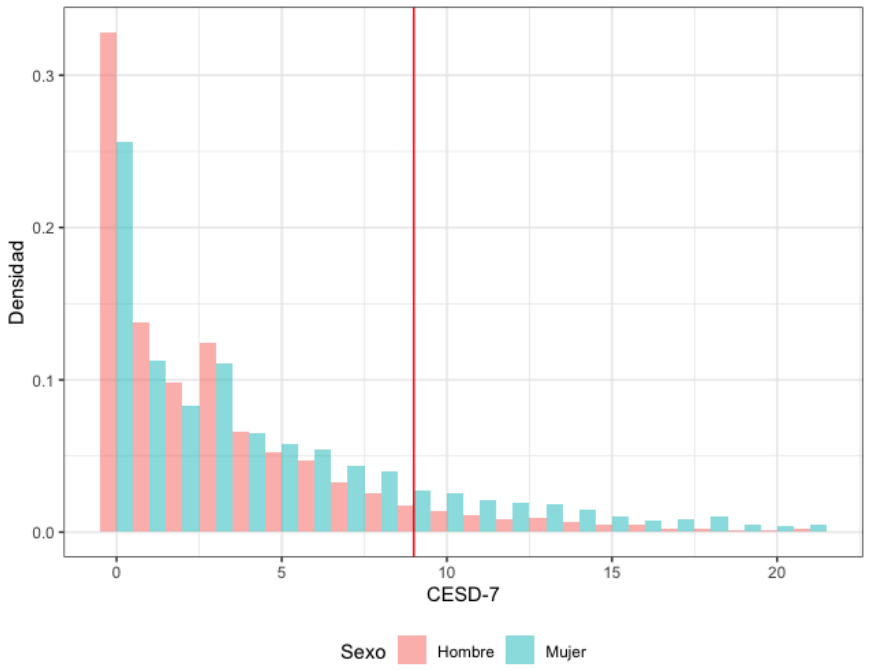

Figura 2: Distribución empírica del CESD-7 en México. Hombres y Mujeres. La línea roja es el punto de corte: 9. Fuente: Elaboración propia con datos de la ENSANUT 2018. Estadísticos ponderados por el factor de expansión.

Para efectos de este estudio, la variable dependiente se reconfigura como binaria, de tal forma que esta toma el valor de 1 si el individuo analizado presenta un valor para el CESD-7 mayor o igual a 9 y cero de otra forma.

Variables explicativas

Dividimos a las variables explicativas en dos grupos: 1) características sociodemográficas, que incluyen edad, género, región de residencia y estrato, y 2) variables proxy para los síntomas inflamatorios. Entre estas últimas se encuentran todas aquellas enfermedades que podrían causar inflamación, tales como obesidad, fatiga crónica, diabetes, hipertensión, enfermedades cardiovasculares y el hábito de fumar. La distribución de la variable edad se presenta en la Figura 3 y un resumen estadístico del resto de las variables explicativas se presenta en la Tabla 2. Con excepción de la edad, todas las variables del modelo son binarias.

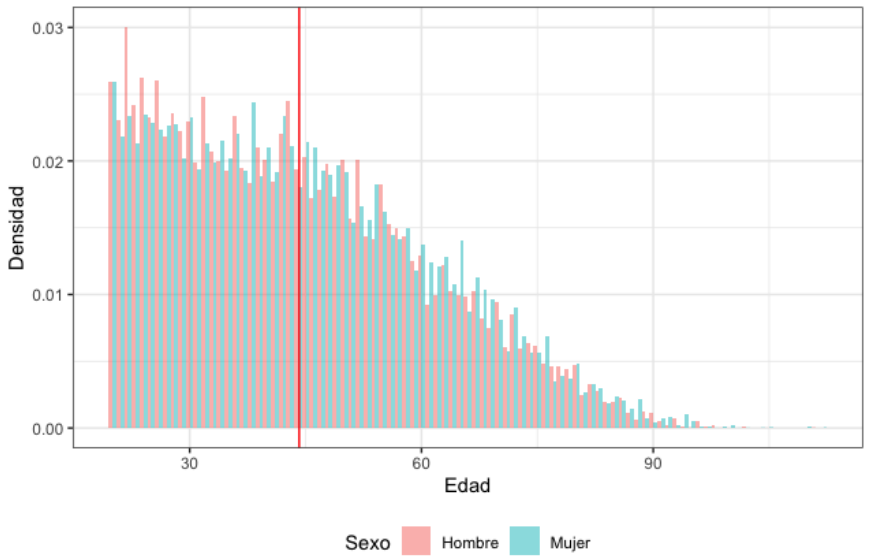

Figura 3: Distribución empírica de la edad en México. Hombres y Mujeres. La línea roja es el promedio general de la muestra: 44.17 años. Fuente: Elaboración propia con datos de la ENSANUT 2018. Estadísticos ponderados por el factor de expansión.

Adicionalmente, en este estudio se construyen dos índices de salud para aproximar la prevalencia de síntomas inflamatorios. Estos se calculan utilizando una metodología de correspondencias múltiples (ver, por ejemplo, (Greenacre and Hastie)). Este método se utiliza para detectar y representar estructuras subyacentes en un conjunto de datos del tipo categórico, a la vez que permite resumir una gran cantidad de datos en un número reducido de dimensiones. Las dimensiones resultantes representan la misma información que las variables originales, en el sentido que podemos recuperar la base de datos original a partir de la base transformada. Asimismo, la varianza total entre ambas bases de datos es la misma.

Para el primer índice se realiza un análisis de correspondencias múltiples para todas las variables relacionadas con la salud en la Tabla 2. La Figura 4, parte superior, muestra un gráfico de sedimentación que incluye las nueve dimensiones resultantes y la aportación de cada una de estas a la varianza total. En el modelo econométrico de la depresión, se considera solo la primera dimensión, la cual aporta el 23% de la varianza total de las variables originales y puede considerarse como un resumen de las enfermedades que podrían causar los síntomas inflamatorios.

Cuadro 2: Estadística descriptiva: variables explicativas

Variable	Porcentaje
Género	
Hombre	45.5 %
Mujer	54.6 %
Estrato	78.8 %
Urbano	78.8 %
Rural	21.2 %
Región	
Norte	20.6 %
Centro	35.1 %
CDMX	13.8 %
Sur	30.5 %
Obesidad	
Sin Obesidad	77.2 %
Obesidad	22.8 %
Fatiga	
Sin Fatiga Crónica	74.4 %
Fatiga Crónica	25.6 %
Diabetes	
No Diabético	89.7 %
Diabético	10.3 %
Hipertensión	
No Hipertenso	81.6 %
Hipertenso	18.4 %
Cardiovascular	
Sin Enfermedades Cardiovasculares	92.2 %
Con Enfermedades Cardiovasculares	7.8 %
Renales	
Sin Enfermedades Renales	86.8 %
Con Enfermedades Renales	13.2 %
Colesterol	
Colesterol Normal	83.5 %
Colesterol Alto	16.5 %
Triglicéridos	
Triglicéridos Normales	85.1 %
Triglicéridos altos	14.9 %
Fumador	
No Fumador	82.1 %
Fumador	17.9 %

Fuente: Elaboración propia con datos de ENSANUT 2018.
Estadísticos ponderados por el factor de expansión.

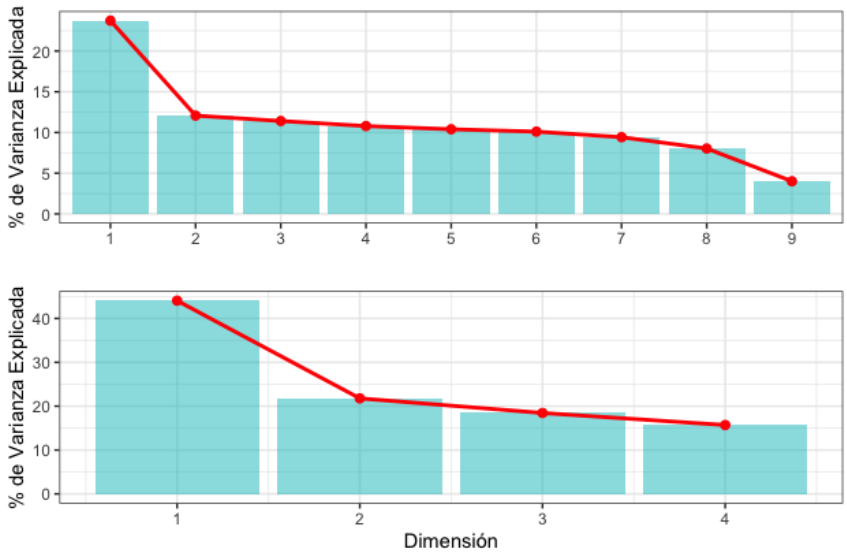

Figura 4: Gráfico de sedimentación. Análisis de correspondencias múltiples. Porcentaje de varianza explicada por dimensión. Parte superior, índice de salud. Parte inferior, índice de antecedentes heredo-familiares. Fuente: Elaboración propia con datos de la ENSANUT 2018.

El segundo índice utiliza los antecedentes heredo-familiares considerados en la ENSANUT 2018, tales como hipertensión, enfermedades cardiovasculares (infarto), diabetes y niveles altos de triglicéridos o colesterol en ambos padres. Un resumen estadístico se muestra en la Tabla 3 y un gráfico de sedimentación se muestra en la la Figura 4, parte inferior. Al igual que antes, en el modelo econométrico de la depresión, se considera solo la primera dimensión, la cual aporta el 44% de la varianza total de las variables originales.

Cuadro 3: Estadística descriptiva: Antecedentes heredo-familiares

Variable	Porcentaje
Diabetes en padres	
No Diabético	61.8 %
Diabético	38.2 %
Hipertensión en padres	
No Hipertenso	52.1 %
Hipertenso	47.9 %
Antecedentes de infarto	
Sin Antecedentes	83.4 %
Con Antecedentes	16.6 %
Colesterol o Triglicéridos en padres	
Sin Antecedentes de niveles altos	74 %
Con Antecedentes de niveles altos	26 %

Fuente: Elaboración propia con datos de ENSANUT 2018.
Estadísticos ponderados por el factor de expansión.

Resultados

La Tabla 4 muestra los resultados de los diferentes modelos considerados. En el primero se incluyen todas las variables de salud posiblemente relacionadas con los síntomas inflamatorios. En el segundo solo se incluye el índice de salud construido en la sección anterior. En general, los resultados para las variables sociodemográficas son robustos y el efecto de las variables de salud sobre la depresión es estadísticamente significativo.

Características sociodemográficas

La Tabla 4 muestra que la variable edad es estadísticamente significativa y el cociente de probabilidades de mayor que 1. Esto indica que la probabilidad de sufrir de depresión se incrementa con la edad. Cuando se considera el Modelo 1, por ejemplo, esto indica que cada año adicional de vida incrementa la probabilidad de sufrir de depresión en 1.4% para la población promedio. Por otro lado, el cociente para la variable de género es significativo y tiene un valor de 2.176. Esto indica que, en promedio, las mujeres tienen más del doble de probabilidades de sufrir de depresión con respecto a los hombres.

Las variables regionales miden diferencias estadísticas en relación con los habitantes de la

Cuadro 4: Estimación del cociente de probabilidades para la depresión significativa. Modelos ponderados por el factor de expansión.

	Síntomas de depresión signfinificativa	
	Modelo 1	Modelo 2
	Logit (OR)	logit (OR)
Características Sociodemográficas		
Edad	1.014***	1.012***
Género	2.176***	2.038***
Estrato Rural	1.178***	1.207***
Región Norte	1.017	1.093
Región Centro	1.312***	1.286***
Región Sur	1.142	1.178*
Síntomas Inflamatorios		
Obesidad	1.236***	
Fatiga Crónica	1.338***	
Diabetes	1.270***	
Hipertensión	1.466***	
Enfermedades Cardiovasculares	3.485***	
Enfermedades Renales	1.560***	
Niveles altos de Colesterol	1.295***	
Niveles altos de Trigliceridos	1.003	
Fumador	1.617***	
Índice de Salud		2.219***
Constante	0.023***	0.044***
Observaciones	43,070	43,070
Nota:		*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Ciudad de México. Los resultados de la Tabla 4 indican que los habitantes de la región centro tienen 31.2% más probabilidades de sufrir de depresión, mientras que la probabilidad de sufrir de depresión es estadísticamente igual entre las regiones norte, sur y Ciudad de México. Los resultados también indican que, contrario a lo que se piensa, las personas que habitan en zonas rurales son más propensas a sufrir de depresión con respecto a las personas que habitan en zonas urbanas.

Síntomas inflamatorios

Cuando se consideran los factores individuales posiblemente asociados con los síntomas inflamatorios, resulta evidente de la Tabla 4 que todos estos incrementan la probabilidad de sufrir de depresión. Por ejemplo, las personas con obesidad tienen un 23% más de probabilidades de sufrir de depresión en comparación con las personas dentro del rango de peso normal o saludable. Otros padecimientos, como la fatiga crónica, diabetes, hipertensión, enfermedades renales y los niveles altos de colesterol incrementan la probabilidad de sufrir de depresión en un porcentaje que oscila entre el 20% y el 60%, esto en comparación con las personas sin estos padecimientos.

De la Tabla 4 también se deduce que las personas con hábito de fumar son las más propensas a deprimirse. En particular, los resultados indican que las personas fumadoras tienen un 61% más de probabilidades de sufrir de depresión en comparación con las personas que no fuman o fuman muy poco. Asimismo, para la muestra considerada, no se encuentra evidencia estadística de que los niveles altos de colesterol estén asociados con la depresión.

Llama la atención la altísima asociación entre las enfermedades cardiovasculares y la depresión. Esto puede deberse al gran espectro de enfermedades agrupadas dentro de esta variable, las cuales van desde arritmias cardiacas no severas hasta ataques cardiacos potencialmente mortales. De igual forma, las enfermedades cardiovasculares son las más asociadas con la muerte, por lo que no parece extraño que un diagnóstico de enfermedad cardiovascular incremente la probabilidad de sufrir de depresión. La Tabla 4 indica que una persona diagnosticada con alguna enfermedad cardiovascular tiene más del triple de probabilidades de sentirse deprimido.

Aunque no existe interpretación directa para el índice de salud en el Modelo 2 de la Tabla 4, este puede interpretarse como una variable proxy para los síntomas inflamatorios. El resultado implica que una persona que padece alguna o algunas de las enfermedades que

podrían causar inflamación tiene más del doble de probabilidad de sufrir de depresión que una persona sana.

Modelo de probabilidad lineal

Como se ha mencionado, una de las complicaciones en el planteamiento de un modelo econométrico para la depresión en función de los síntomas inflamatorios es la posible existencia de un problema de endogeneidad. Esto se debe a la asociación bidireccional entre ambos padecimientos. De hecho, una prueba de Wu-Hausman revela que el índice de salud en el Modelo 2 de la Tabla 4 es, efectivamente, endógeno, por lo que es necesario instrumentarlo.

Sin embargo, a pesar de que existen técnicas para la estimación de modelos *logit* para muestras complejas con endogeneidad, su implementación empírica aún no está muy desarrollada. Por esta razón, en este estudio se realiza la estimación de los coeficientes de un modelo de probabilidad lineal, en el cual se incorpora al índice de factores heredo-familiares como instrumento del índice de salud. Este no solo cumple con las características deseables para un instrumento (altamente relacionado con la variable endógena, pero no directamente asociado con la variable dependiente), sino que además es un instrumento estadísticamente fuerte.

Los resultados de la estimación del modelo se muestran en la Tabla 5.

Cuadro 5: Estimación de un modelo de probabilidad lineal con variables instrumentales. Modelo ponderado por el factor de expansión.

	Síntomas de depresión significativa
	Modelo 3
	Probabilidad Lineal
Características Sociodemográficas	
Edad	2.832e-04 **
Género	6.151e-02 ***
Estrato Rural	3.006e-02 ***
Región Norte	1.118e-02 ***
Región Centro	3.562e-02 ***
Región Sur	1.733e-02 ***
Síntomas Inflamatorios	
Índice de Salud	2.351e-01***
Constante	1.066***
Observaciones	43,070
Nota:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Aunque el modelo de probabilidad lineal no se puede interpretar en términos del cociente de probabilidades, los resultados de la Tabla 5 son, en general, consistentes con los de la Tabla 4. En particular, la probabilidad de sentir depresión significativa aumenta con la edad y las mujeres son más propensas a sufrir de depresión, al igual que los habitantes de estratos rurales. Asimismo, el Modelo 3 indica que existen diferencias estadísticamente significativas entre todas las regiones del país y la Ciudad de México, pero son los habitantes de le región centro lo más propensos a sufrir de depresión. Finalmente, las personas con síntomas inflamatorios incrementan la probabilidad de sufrir de depresión significativa en 0.235 puntos.

Discusión

Este estudio ha analizado la asociación entre los síntomas inflamatorios y la depresión desde un punto de vista econométrico. Los resultados están alineados con los encontrados por la creciente literatura clínica, la cual apunta a que esta asociación es positiva (Dantzer et al.) y posiblemente bidireccional (Beurel et al.). Además, se ha encontrado que los síntomas de depresión significativa también están positivamente asociados con la edad (Roberts et al.) y es más prevalente en mujeres que en hombres (Albert).

También se ha identificado que los habitantes de la zona centro de México son más propensos a sufrir de depresión significativa que los habitantes del resto del país y, específicamente, a los de la Ciudad de México, al igual que los habitantes de zonas rurales. En principio, estos resultados parecen contraintuitivos (Breslau et al.; van der Wal et al.). Sin embargo, estudios recientes muestran que las ciudades más grandes y las zonas urbanas podrían presentar menores tasas de depresión debido, en parte, a los mejores niveles de vida en ciudades grandes y zonas urbanas (Probst et al.), a la mayor cantidad de opciones que tienen los individuos para interactuar (Stier et al.) y al acceso a tratamientos contra enfermedades mentales (Jones et al.). Otras posibles razones son 1) la edad promedio en las ciudades más grandes (usualmente compuestas de adultos jóvenes), 2) el nivel educativo de los residentes y 3) el nivel de ingresos, estos dos últimos usualmente más altos en comparación con los niveles educativos y el nivel de ingresos de las ciudades más pequeñas y el de los habitantes de zonas rurales (Stier et al.).

La depresión es una enfermedad que trae consigo costos muy altos para quien la padece y para su círculo cercano, pero también supone una carga económica muy alta para la sociedad

en su conjunto. Estos costos no solo son los directamente asociados con la enfermedad, y específicamente los asociados con el tratamiento, sino aquellos asociados a la pérdida de empleos, a la baja productividad y al abstencionismo en el trabajo (Stoudemire et al.), así como a los costos asociados a otras comorbilidades (Greenberg et al.) y a la sobreutilización de servicios de salud (Simon et al.). La carga económica de la depresión es difícil de medir y usualmente se subestima (Greenberg and Birnbaum), pero los datos más recientes apuntan a una carga de aproximadamente 326.2 millones de dólares en 2018 considerando solo adultos en los Estados Unidos (Greenberg et al.) y 21 millones de dólares en 2013 para el caso de México (Arredondo et al.). Esto le da particular relevancia a la elaboración de políticas públicas enfocadas a combatirla.

En México, se estima que menos del 30% de las personas que presentan algún tipo de desorden mental buscan ayuda (Medina-Mora et al.), y quienes lo hacen podrían tardar hasta 30 años en llegar a un tratamiento especializado (Wang et al.). Esto último es reconocido en el Programa Institucional 2020-2024 del Instituto de Psiquiatría Ramón de la Fuente Muñiz, el cual plantea como principal problemática en la atención de la salud mental el diagnóstico tardío de los trastornos mentales, así como el crecimiento en la demanda de servicios en relación con el bajo crecimiento en el financiamiento de operación y la escasa inversión y escaso desarrollo de la investigación en esta área. Esto dirige a la política pública no solo hacia la concientización de la población, sino también a la ampliación y mejora de los aspectos administrativos del sistema de salud en México, incluyendo un aumento y redistribución del financiamiento para fortalecer la atención de primer nivel (Berenzon et al.).

Pero, además, los resultados de este estudio apoyan la idea de que la identificación de los factores de riesgo relacionados con los procesos inflamatorios podría ser un medio efectivo para la intervención oportuna y eventual detección y atención de la depresión. De hecho, cuando un paciente presenta ambos síntomas, un tratamiento conjunto podría resultar en una mejor recuperación y un menor riesgo de recurrencia (Kiecolt-Glaser et al.).

En México se han hecho esfuerzos por mejorar la atención primaria y preventiva en cuestión de enfermedades relacionadas con los síntomas inflamatorios y, específicamente, aquellas consideradas como problemas de salud pública, tales como obesidad, hipertensión y diabetes. Para esto, el Programa Sectorial de Salud 2020-2024 contempla inversiones para incrementar la capacidad material y humana del Sistema Nacional de Salud y para mejorar la capacidad administrativa en los centros de salud (DOF. Diario Oficial de la Federación). No existe aún evidencia que permita saber si las acciones específicas planteadas por este programa han sido

efectivas. Sin embargo, los resultados de este estudio permiten deducir que estas estrategias podrían no solo ayudar a disminuir las altas tasas de prevalencia de enfermedades en México, sino que, como consecuencia, podrían también reducirse los casos de depresión significativa.

El presente análisis presenta algunas limitaciones que deben de tomarse en cuenta. Primero, dado que la ENSANUT 2018 es una base de datos de sección cruzada, no es posible hablar de una relación causal entre depresión y síntomas inflamatorios. Segundo, las variables relacionadas con los síntomas inflamatorios podrían estar sujetas a errores de medición. Esto es porque se han utilizado datos sobre el diagnóstico de enfermedades y no los de las mediciones particulares realizadas durante el levantamiento de la encuesta. Tercero, para incorporar la existencia de endogeneidad (y, por lo tanto, causalidad inversa) se ha construido un índice que no tiene (necesariamente) justificación médica. Finalmente, existen otras variables que podrían incorporarse al modelo econométrico para mejorar su especificación y, por tanto, su interpretación. Entre estas se encuentran variables socioeconómicas, tales como nivel de estudios y nivel de ingresos; así como otras variables clínicamente aceptadas como causantes de depresión, tales como el nivel de estrés y otros rasgos de la personalidad.

Conclusiones

En este estudio se ha analizado la asociación entre la depresión y los síntomas inflamatorios en México usando una muestra de adultos mayores de 20 años. A diferencia de gran parte de la literatura existente sobre el tema, la cual suele analizar esta asociación desde una perspectiva clínico-experimental y a menor escala, aquí se han utilizado técnicas econométricas. Específicamente, se ha utilizado un modelo del tipo *logit* ajustado al caso de encuestas con diseño complejo.

Para medir la depresión, se han utilizado los datos de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2018 para construir la Escala de Depresión del Centro de Estudios Epidemiológicos, versión abreviada, o CESD-7. Además, dado que los procesos inflamatorios no son directamente observables, se han utilizado como variables proxy los indicadores de diversas enfermedades asociadas a la inflamación, tales como obesidad, diabetes, hipertensión, enfermedades renales, entre otras. De igual forma, se ha utilizado una metodología de correspondencias múltiples para construir un indicador de salud como proxy único de los síntomas inflamatorios. Finalmente, para tomar en cuenta la posible bidireccionalidad en la asociación entre depresión e inflamación, se ha considerado un modelo de probabilidad lineal con endogenei-

dad, en el cual se ha usado un índice de factores heredo-familiares como instrumento de la inflamación.

A pesar de sus limitaciones técnicas, el modelo utilizado permite encontrar evidencia estadística de una asociación positiva y altamente significativa entre la depresión y los síntomas inflamatorios. Sin embargo, también se ha encontrado que los síntomas de depresión están positivamente asociados con la edad, que es más prevalente en mujeres que en hombres y que los habitantes de la zona centro de México son más propensos a sufrir de depresión significativa que los habitantes del resto del país y, específicamente, a los de la Ciudad de México, al igual que los habitantes de zonas rurales.

Si bien los resultados obtenidos no permiten hacer un cálculo de la carga económica que representa la depresión en México ni elaborar un análisis del impacto de esta sobre la calidad de vida de los individuos que la padecen, sí permiten hacer deducciones de alto impacto en términos de política pública para el sector salud.

Referencias

Albert, P. R. "Why Is Depression More Prevalent in Women?". *J Psychiatry Neurosci*, vol. 40, 2015, pp. 219–21.

Arredondo, A., et al. "[Cost Analyses of Medical Care for Schizophrenia and Depression in Mexico, 2005-2013]". *Cad Saude Publica*, vol. 34, 2018, p. e00165816.

Berenzon, S., et al. "[Depression: State of the Art and the Need for Public Policy and Action Plans in Mexico]". *Salud Publica Mex*, vol. 55, 2013, pp. 74–80.

Beurel, E., et al. "The Bidirectional Relationship of Depression and Inflammation: Double Trouble". *Neuron*, vol. 107, 2020, pp. 234–56.

Breslau, J., et al. "Are Mental Disorders More Common in Urban than Rural Areas of the United States?". *J Psychiatr Res*, vol. 56, 2014, pp. 50–55.

Cerecero-García, D., et al. "[Depressive Symptoms and Coverage of Diagnosis and Treatment of Depression in Mexican Population]". *Salud Pública De Mexico*, vol. 62, 2020, pp. 840–50.

Cramer, J. S. *Logit Models from Economics and Other Fields*. Cambridge University Press, 2003, doi:10.1017/cbo9780511615412.

Dantzer, R., et al. "From Inflammation to Sickness and Depression: When the Immune System Subjugates the Brain.". *Nat Rev Neurosci*, vol. 9, 2008, pp. 46–56.

Demyttenaere, K., et al. "Prevalence, Severity, and Unmet Need for Treatment of Mental Disorders in the World Health Organization World Mental Health Surveys". *JAMA*, vol. 291, 2004, pp. 2581–90.

Erazo, Rodrigo. "Depresión e Inflamación: ¿Una Relación más Allá Del Azar?". *Revista MéDica ClíNica Las Condes*, vol. 31, no. 2, 2020, pp. 188–96.

Greenacre, Michael, and Trevor Hastie. "The Geometric Interpretation of Correspondence Analysis". *Journal of the American Statistical Association*, vol. 82, no. 398, 1987, pp. 437–47.

Greenberg, P. E., et al. "The Economic Burden of Adults with Major Depressive Disorder in the United States (2010 and 2018)". *Pharmacoeconomics*, vol. 39, 2021, pp. 653–65.

Greenberg, Paul, and Howard Birnbaum. "The Economic Burden of Depression in the US: Societal and Patient Perspectives". *Expert Opinion on Pharmacotherapy*, vol. 6, no. 3, 2005, pp. 369–76, https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1517/14656566.6.3.369.

Herrero, Juan, and Enrique Gracia. "Una Medida Breve De La Sintomatología Depresiva (CESD-7)". *Salud Mental*, vol. 30, no. 5, 2007.

Jones, A. R., et al. "Rural-Urban Differences in Stigma against Depression and Agreement with Health Professionals about Treatment.". *J Affect Disord*, vol. 134, 2011, pp. 145–50.

Kiecolt-Glaser, J. K., et al. "Inflammation: Depression Fans the Flames and Feasts on the Heat". *Am J Psychiatry*, vol. 172, 2015, pp. 1075–91.

Maes, M., et al. "Depression-Related Disturbances in Mitogen-Induced Lymphocyte Responses and Interleukin-1 Beta and Soluble Interleukin-2 Receptor Production.". *Acta Psychiatr Scand*, vol. 84, 1991, pp. 379–86.

Medina-Mora, M. E., et al. "Prevalence, Service Use, and Demographic Correlates of 12-Month DSM-IV Psychiatric Disorders in Mexico: Results from the Mexican National Comorbidity Survey". *Psychol Med*, vol. 35, 2005, pp. 1773–83.

Morel, Jorge G. "Logistic Regression Under Complex Survey Design". *Survey Methodology*, vol. 15, no. 2, 1989, pp. 202–23.

Pahwa, Roma, et al. *Chronic Inflammation*. StatPearls Publishing LLC, 2021, https://www.

ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK493173/#article-19530.s17.

Probst, J. C., et al. "Rural-Urban Differences in Depression Prevalence: Implications for Family Medicine.". *Fam Med*, vol. 38, 2006, pp. 653–60.

Roberts, R. E., et al. "Does Growing Old Increase the Risk for Depression?". *Am J Psychiatry*, vol. 154, 1997, pp. 1384–90.

Salinas-Rodríguez, A., et al. "[Validation of a Cutoff for the Depression Scale of the Center for Epidemiologic Studies, Brief Version (CESD-7)]". *Salud Publica Mex*, vol. 55, 2013, pp. 267–74.

Simon, G., et al. "Health Care Costs Associated with Depressive and Anxiety Disorders in Primary Care.". *Am J Psychiatry*, vol. 152, 1995, pp. 352–57.

Stier, A. J., et al. "Evidence and Theory for Lower Rates of Depression in Larger US Urban Areas.". *Proc Natl Acad Sci U S A*, vol. 118, 2021.

Stoudemire, Alan, et al. "The Economic Burden of Depression". *General Hospital Psychiatry*, vol. 8, no. 6, 1986, pp. 387–94, https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/3491775/.

Wang, P. S., et al. "Delay and Failure in Treatment Seeking after First Onset of Mental Disorders in the World Health Organization's World Mental Health Survey Initiative". *World Psychiatry*, vol. 6, 2007, pp. 177–85.

Zavala, G. A., et al. "Association between Obesity and Depressive Symptoms in Mexican Population". *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*, vol. 53, 2018, pp. 639–46.

DOF. Diario Oficial de la Federación. *Programa Sectorial De Salud 2020-2024*. 0AD, https://dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5598474&fecha=17/08/2020#gsc.tab=0.

van der Wal, Junus M., et al. "Advancing Urban Mental Health Research: from Complexity Science to Actionable Targets for Intervention.". *Lancet Psychiatry*, vol. 8, 2021, pp. 991–1000.