

Revista del Centro de Investigación de la Universidad La Salle  
Vol. 14, No. 54, Julio-Diciembre, 2020: 11-36  
DOI: <http://doi.org/10.26457/recein.v14i54.2597>

---

## **Discrepancias y relaciones entre las medidas de pobreza alimentaria y de carencia alimentaria del Coneval, 2008-2018**

### **Discrepancies and relations between Coneval's measures for food poverty and food deficiency, 2008-2018**

Oscar Peláez-Herreros<sup>1</sup>

Colegio de la Frontera Norte (México)

Recibido: 27 de febrero de 2020

Aceptado: 01 de julio de 2020

Publicado: 20 de noviembre de 2020

#### ***Resumen***

El objetivo del artículo es analizar la relación que guardan dos medidas vinculadas al acceso a la alimentación que publica el Coneval con periodicidad bianual para las entidades federativas de México; estas son los porcentajes de población con carencia por acceso a la alimentación (A) y con ingreso inferior a la línea de pobreza extrema (I). Para alcanzar este objetivo, se realizan contrastes de McNemar, se calculan coeficientes de correlación y de variación, y se estiman regresiones de sección cruzada, datos agrupados, efectos fijos y efectos aleatorios. Los resultados indican que los porcentajes I y A se relacionan de manera positiva, con intensidad moderada, mostrando diferencias estadísticamente significativas. Se

---

<sup>1</sup> Email: [opelaez@colef.mx](mailto:opelaez@colef.mx)



encuentra que la variabilidad de I duplica a la de A y que, en los estados donde estas medidas superan 25%, I tiende a ser mayor que A; ocurriendo lo contrario para valores inferiores a 25%. Estos resultados son robustos y advierten que la elección de una u otra variable para caracterizar el acceso a la alimentación puede condicionar las conclusiones que se obtengan a partir de su análisis. Hasta el momento, esta circunstancia era desconocida, por lo que no se estaba teniendo en cuenta en los estudios sobre el tema.

**Palabras clave:** líneas de pobreza; inseguridad alimentaria; pobreza multidimensional.

***Abstract***

The objective of the paper is to analyze the relationship between two measures of access to food, both published by Coneval for the states of Mexico every two years. These measures are the percentages of population lacking access to food (A) and with income below the extreme poverty line (I). To achieve this goal, we perform McNemar contrasts, calculate correlation and variation coefficients, and estimate cross-section regressions, pooled data, fixed effects and random effects models. The results indicate that the percentages A and I are positively related, with moderate intensity, showing statistically significant differences. We find that the variability of I doubles that of A, and that, in states where these measures exceed 25%, I tends to be greater than A; the opposite occurs for values below 25%. These results are robust and warn that the choice of one or another variable to characterize access to food can condition the conclusions obtained from their analysis. Until now, this circumstance was unknown, and was not taken into account in studies on the subject.

**Keywords:** poverty lines; food insecurity; multidimensional poverty.

## ***Introducción***

La *Declaración Universal de los Derechos Humanos* establece que “Toda persona tiene derecho a un nivel de vida adecuado que le asegure, así como a su familia, la salud y el bienestar, y en especial la alimentación” (Naciones Unidas, 1948: art. 25). Como señalan Ávila et al. (2011: 22), antes del año 2011, la *Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos* sólo hacía un reconocimiento parcial del derecho a la alimentación de los niños y niñas (art. 4), así como de la población indígena (art. 2). Es a partir de ese año cuando reconoce explícitamente el “derecho a la alimentación nutritiva, suficiente y de calidad” de toda la población (art. 4), indicando que el Estado garantizará este derecho. Con este propósito, se incluyó “el abasto suficiente y oportuno de los alimentos básicos” entre los fines del “desarrollo rural integral y sustentable” (art. 27) que el Estado se encarga de promover.

En consonancia con lo anterior, la Ley General de Desarrollo Social (LGDS) establece criterios para conocer y evaluar el acceso de la población a una alimentación adecuada; específicamente, en el art. 36 indica que el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (Coneval) deberá utilizar información sobre “acceso a la alimentación” para la medición de la pobreza.<sup>2</sup> En cumplimiento de la LGDS, el Coneval define y calcula las cifras de pobreza multidimensional de las entidades federativas y municipios del país.

La pobreza multidimensional considera los ingresos, pero también la privación de derechos sociales, de manera que: “Una persona se encuentra en situación de pobreza multidimensional cuando no tiene garantizado el ejercicio de al menos uno de sus derechos para el desarrollo social, y sus ingresos son insuficientes para adquirir los bienes y servicios que requiere para satisfacer sus necesidades” (Coneval, 2018: 33). Esta conceptualización tiene en cuenta el acceso a alimentación de dos formas distintas. La primera, directamente, como uno de los seis derechos sociales que contempla: acceso a educación, acceso a servicios de salud, acceso a la seguridad social, calidad y espacios de la vivienda, servicios básicos en

---

<sup>2</sup> A partir de la reforma de la LGDS publicada el 1° de junio de 2016 en el Diario Oficial de la Federación, la nueva metodología de cálculo de la pobreza multidimensional ya no contempla el “acceso a la alimentación” (Coneval, 2014, 60), sino el “acceso a la alimentación nutritiva y de calidad” (Coneval, 2018, 57). Este cambio se verá reflejado por primera vez en las cifras correspondientes al año 2020.

la vivienda, y acceso a la alimentación. La segunda, indirectamente, al valorar la posible insuficiencia de ingresos, que se determina comparando el ingreso corriente disponible de cada hogar con el costo de la canasta básica alimentaria, lo que “permite identificar a la población que, aun al hacer uso de todo su ingreso en la compra de alimentos, no puede adquirir lo indispensable para tener una nutrición adecuada” (Coneval, 2018: 35). Esta segunda forma equivale a la línea de pobreza alimentaria que el Coneval publicó hasta el año 2010. Las investigaciones realizadas entonces (Torres, 2010; Ávila et al., 2011; Sandoval y López, 2014) tomaban esa línea como referencia. Pero las más recientes han optado en su mayoría por considerar el porcentaje de población en carencia por acceso a la alimentación (Becerra, 2018; Mballa y Saucedo, 2018). Nada indica que estas medidas sean equivalentes. No obstante, cabe esperar que guarden alguna relación.

Los datos más recientes muestran que, en 2018, 16.8% de los mexicanos no disponía de ingresos suficientes para adquirir la canasta alimentaria aun haciendo uso de todos sus ingresos, al tiempo que 20.4% de la población clasificaba en situación de carencia por acceso a la alimentación (Coneval, 2019a). Estas medidas variaban sustancialmente entre entidades federativas. En Nuevo León, por ejemplo, solamente 3.1% de la población mostraba ingresos insuficientes, y 12.2% carecía de acceso a la alimentación. Al contrario, en Oaxaca las cifras eran más altas y además el porcentaje de población con bajos ingresos (37.4%) superaba al de carentes por acceso a la alimentación (27.9%).

El objetivo de este artículo es analizar la relación que mantienen estas dos medidas vinculadas al acceso a la alimentación; específicamente, comprobar si sus resultados presentan diferencias significativas a nivel nacional y por entidades federativas, si un indicador es sistemáticamente mayor que el otro, o si muestran patrones regionales o temporales. Estas cuestiones aún no han sido abordadas en investigaciones previas, por lo que su tratamiento y respuesta se constituyen en la principal aportación de este ensayo. Para ello, a continuación, se revisan en detalle los aspectos teóricos que dan sustento a estos indicadores y que generan resultados en alguna medida diferentes al aplicarlos a una misma realidad. Posteriormente, se describen las técnicas para contrastar las diferencias observadas. En el tercer apartado se comentan los resultados obtenidos. Finalmente, se presentan las conclusiones del análisis.

## 1. Medidas de acceso a la alimentación

La Secretaría de Desarrollo Social (Sedesol) empezó a utilizar tres medidas de pobreza que fueron retomadas por el Coneval mientras diseñaba la metodología para la medición de la pobreza multidimensional conforme a las disposiciones de la LGDS. Estas medidas eran los porcentajes de pobreza alimentaria, de capacidades y de patrimonio. Coneval (2010a, 11) explica que “la pobreza alimentaria refleja la magnitud de la población que, aun utilizando todos los ingresos corrientes de los que dispone para la obtención de una canasta de alimentos (crudos) que lo nutra en forma adecuada, no podría cubrir el costo de esta canasta”. La pobreza de capacidades considera también los gastos indispensables en educación y salud. Y la pobreza de patrimonio añade los gastos en vestido, calzado, vivienda y transporte.

El esquema de la pobreza multidimensional conserva dos de estas tres medidas con los nombres de “línea de pobreza por ingresos” y “línea de pobreza extrema por ingresos” (Coneval, 2018, 33).<sup>3</sup> La primera, se refiere “a la población que no cuenta con los recursos suficientes para adquirir los bienes y servicios que precisa para satisfacer sus necesidades (alimentarias y no alimentarias)” (Coneval, 2018: 35), asemejándose a la anterior línea de pobreza de patrimonio. Por su parte, la línea de pobreza extrema por ingresos (LPE) “permite identificar a la población que, aun al hacer uso de todo su ingreso en la compra de alimentos, no puede adquirir lo indispensable para tener una nutrición adecuada”; de manera que se corresponde con la antigua línea de pobreza alimentaria.

Además de estas dos líneas, la pobreza multidimensional tiene en cuenta la posibilidad de que las personas padezcan carencias hasta en seis derechos sociales. Uno de estos derechos es el acceso a la alimentación. En este sentido, Coneval (2014, 62) “considera en situación de carencia por acceso a la alimentación a los hogares que presenten un grado de inseguridad alimentaria moderado o severo.” Para determinar el grado de inseguridad alimentaria de los hogares, distingue entre aquellos con población menor de dieciocho años y los hogares que no cuentan con menores de edad. A estos últimos, les consulta seis cuestiones; específicamente, si algún adulto en el hogar, por falta de dinero o recursos, en los

---

<sup>3</sup> En la versión de Coneval (2014), estas líneas se denominaban “línea de bienestar” y “línea de bienestar mínimo”, respectivamente.

últimos tres meses: i) tuvo una alimentación basada en muy poca variedad de alimentos; ii) dejó de desayunar, comer o cenar; iii) comió menos de lo que debería comer; iv) se quedó sin comida; v) sintió hambre, pero no comió; vi) sólo comió una vez al día o dejó de comer durante todo un día. Los hogares (sólo con adultos) que responden afirmativamente a tres, o más, de estas seis cuestiones, presentan un grado de inseguridad alimentaria moderado o severo, clasificando en situación de carencia por acceso a la alimentación. En los hogares donde habitan menores de dieciocho años de edad, se formulan otras seis preguntas adicionales identificando aquellos en los que, por falta de dinero o recursos, en los últimos tres meses, algún menor: i) tuvo una alimentación basada en muy poca variedad de alimentos; ii) comió menos de lo que debía comer; iii) vio disminuida la cantidad servida en sus comidas; iv) sintió hambre, pero no comió; v) se acostó con hambre; vi) sólo comió una vez al día o dejó de comer durante todo un día. Los hogares con algún menor de 18 años de edad que responden afirmativamente a cuatro, o más, de las doce preguntas, padecen grado de inseguridad alimentaria moderado o severo y, por tanto, clasifican en situación de carencia por acceso a la alimentación (Coneval, 2018, 117-21).

Cabe destacar que todas las preguntas que se realizan para evaluar si los hogares disfrutaban del derecho social de acceso a la alimentación incluyen la condición “por falta de dinero o recursos”. Con ello, el ingreso o el patrimonio disponible se constituyen en factores determinantes de esta posible carencia. Este detalle del procedimiento hace que las cifras de población sin acceso a alimentación no puedan ser muy distintas de las correspondientes a contabilizar el porcentaje de encuestados con ingreso inferior a la LPE. Al menos en teoría, ambas medidas deben guardar alguna relación, ya que se vinculan a través de los recursos que los hogares disponen para adquirir: los alimentos que efectivamente consumen (en el primer caso), o la canasta alimentaria estimada por el Coneval (en el segundo).

Diversas investigaciones han analizado la pobreza e inseguridad alimentaria y evaluado la política alimentaria en México. Por ejemplo, Díaz-Carreño et al. (2016) encuentran que los estados con mayor inseguridad alimentaria severa en el año 2012 se corresponden con los de menores niveles de escolaridad y menor crecimiento del producto per cápita del sector primario durante 2005-2010. Mballa y Saucedo (2018) también advierten una relación negativa entre los porcentajes de población con carencia alimentaria en los

municipios de Zacatecas y los años de escolaridad de los residentes; además, encuentran que los municipios con mayores promedios de habitantes por vivienda y cifras de población ocupada tienden a corresponderse con los de más altos porcentajes de población en carencia alimentaria. Huesca et al. (2016) examinan el Programa de Apoyo Alimentario (PAL) encontrando que casi no incide en la reducción de la pobreza alimentaria dado que apenas cubre a una cuarta parte de sus potenciales beneficiarios. Barquera et al. (2001), Coneval (2010b), Ávila et al. (2011), Cuéllar (2011), así como Sandoval y López (2014) también revisan y evalúan programas y políticas de seguridad alimentaria en México. La mayoría de estas publicaciones utiliza los datos del Coneval. Entre los que se refieren a la pobreza alimentaria se encuentran: Torres (2010), Ávila et al. (2011), Sandoval y López (2014) y Huesca et al. (2016). Otros, como Mballa y Saucedo (2018) o Becerra (2018), recurren a las cifras de inseguridad y carencia alimentaria. Cuéllar (2011, 10-1) incluso explica la diferencia entre ambas medidas y advierte que no deben confundirse. No obstante, ninguna investigación ha abordado el análisis de la relación que existe entre estas medidas, distintas por construcción, pero vinculadas a través de elementos comunes.

## **2. Técnicas de análisis y fuentes de datos**

Como se ha explicado, el porcentaje de población con ingreso inferior a la LPE y el porcentaje de población en carencia alimentaria miden aspectos distintos, pero relacionados con el acceso a una alimentación adecuada. La primera medida se refiere al ingreso necesario para adquirir una canasta alimentaria típica. La segunda, a la percepción de un consumo efectivo.

Dada la existencia de diferencias y similitudes, en primer lugar, conviene contrastar si estas dos medidas generan resultados que puedan considerarse estadísticamente iguales o distintos. Para ello, hay que tener en cuenta que se trata de proporciones calculadas a partir de una misma muestra y que, por tanto, no son independientes entre sí. A cada encuestado se le consulta por su ingreso y si cumple las condiciones de acceso a alimentación nutritiva. La prueba de McNemar (1947) es la que mejor se adapta a esta situación, permitiendo contrastar si las dos características objeto de análisis presentan un comportamiento homogéneo, esto es, si las diferencias que se observan entre ellas son atribuibles al azar, o si, por el contrario, las



discrepancias advertidas son estadísticamente significativas y cada medida está indicando aspectos diferentes.

Para realizar esta prueba se dispone de los datos de Coneval (2019b), utilizados por este organismo para calcular las cifras de pobreza multidimensional correspondientes a los años 2008 a 2018 con periodicidad bianual. Estas bases de datos contienen más de 200 mil observaciones cada una, concretamente entre 212,678, la del año 2012, y 269,065 la de 2018, indicando las personas con ingreso insuficiente o carentes de alimentación, pero también la entidad federativa en que residen, su edad, parentesco, etc.

Esta información puede expresarse en tablas de frecuencias, como la Tabla 1, que permiten resolver la prueba de McNemar para el conjunto del país y para cada una de sus 32 entidades federativas ( $i=0, \dots, 32$ ) en cada uno de los años observados ( $t=2008, \dots, 2018$ ), dando lugar a un total de 198 contrastes.

Tabla 1

*Número de encuestados según ingreso y carencia de alimentación en la unidad territorial  $i$  y el año  $t$ .*

		Carencia por acceso a la alimentación		
		No	Sí	
Ingreso inferior a la Línea de Pobreza Extrema (LPE)	No	$a$	$b$	$a+b$
	Sí	$c$	$d$	$c+d$
		$a+c$	$b+d$	$n$

Fuente: Elaboración propia.

En la Tabla 1, la frecuencia  $a$  representa el número de encuestados con ingreso superior a la LPE que además no padecen carencia por acceso a la alimentación;  $b$  es el número de encuestados con ingreso superior a la LPE, pero que padecen carencia por acceso a la alimentación; a la inversa,  $c$  representa el número de encuestados con ingreso inferior a la LPE, pero sin carencia por acceso a alimentación;  $d$  es el número de encuestados que simultáneamente declaran un ingreso inferior a la LPE y clasifican en situación de carencia por acceso a la alimentación;  $n$  es el número total de encuestados en esa unidad territorial y

año. De esta forma,  $b+c$  es el número de casos en los que se advierte discordancia entre las dos clasificaciones. Se trata de personas que:  $b$ ) padecen carencia en alimentación pero con ingresos superiores a la LPE, o  $c$ ) presentan un ingreso inferior a la LPE y no padecen carencia por acceso a la alimentación.

La hipótesis nula del contraste es que ambas características (ingreso bajo la LPE y carencia de alimentación) son homogéneas, esto es, concuerdan al clasificar a los entrevistados. En esta situación, se asume que las discordancias,  $b$  y  $c$ , en caso de existir, son debidas al azar. Por el contrario, la hipótesis alternativa indica que las discordancias son estadísticamente significativas.<sup>4</sup>

Para resolver el contraste, se utiliza el estadístico propuesto por Edwards (1948), en el que ya se incluye la corrección por continuidad de Yates (1934):

$$T = \frac{(|b-c|-1)^2}{b+c} \quad (1)$$

Cuando la hipótesis nula es cierta y  $b+c > 25$ , este estadístico sigue aproximadamente una distribución chi-cuadrado con un grado de libertad. A partir de ello, se puede rechazar la hipótesis nula con una confianza de 99% cuando  $T > 6.6349$ , existiendo entonces evidencia de que las discordancias no se deben al azar (Cuadras et al., 1996, 685).<sup>5</sup>

En caso de encontrar diferencias entre ambas medidas, se puede comprobar si una de ellas es sistemáticamente mayor que la otra, si esto sólo ocurre en algunos estados, o si las diferencias no presentan ningún patrón específico. Para ello, se utilizan los porcentajes de población con ingreso inferior a la LPE (I) y con carencia por acceso a alimentación (A) publicados por Coneval (2019a) para México y cada entidad federativa desde 2008 a 2018.

El sentido y la intensidad de la relación que guardan estas variables a nivel de entidades federativas en cada año,  $t$ , se puede medir con el coeficiente de correlación:

$$r_{IA,t} = \frac{s_{IA,t}}{s_{I,t} s_{A,t}} \quad (2)$$

<sup>4</sup> En términos de proporciones, la hipótesis nula implica que  $p_a+p_b=p_a+p_c$  o  $p_c+p_d=p_b+p_d$ ; simplificando en cualquiera de estas expresiones:  $p_b=p_c$ . La hipótesis alternativa refleja la situación en que  $p_b \neq p_c$ .

<sup>5</sup> De modo análogo, la hipótesis nula puede rechazarse con una confianza de 95% cuando  $T > 3.8415$ , o de 99.9% cuando  $T > 10.8276$ .

Donde  $S_{IA,t}$  es la covarianza de los indicadores I y A en el año  $t$ ,  $S_{I,t}$  es la desviación estándar del indicador I en el año  $t$ , y  $S_{A,t}$  es la desviación estándar correspondiente al indicador A. El coeficiente  $r$  toma valores comprendidos entre -1 y 1. Resultados positivos son señal de que las entidades federativas con mayores valores en el indicador I también presentan cifras más altas en el indicador A. Resultados negativos muestran la relación inversa: las entidades federativas con valores más altos en el indicador I son las de valores más bajos en el indicador A. Cuanto más se aproxima a 1 (o a -1) el valor de  $r$ , más intensa es la relación entre los indicadores I y A. Cuando  $r=0$ , los indicadores no guardan relación positiva ni negativa.

Además, como medida de la dispersión de los datos de los estados, se calculan los coeficientes de variación, que se obtienen dividiendo la desviación estándar de los valores estatales de cada indicador en el año  $t$ , por el promedio correspondiente:

$$V_{I,t} = \frac{S_{I,t}}{\bar{x}_{I,t}} \quad V_{A,t} = \frac{S_{A,t}}{\bar{x}_{A,t}} \quad (3)$$

Con ello se consigue una medida de dispersión que no depende de la escala de los valores de cada indicador y que, por tanto, permite realizar comparaciones a lo largo del tiempo y entre indicadores.

Conociendo estas características, se profundiza en el análisis de la relación que mantienen I y A estimando regresiones con datos de sección cruzada que muestran en qué medida los valores de I ayudan a explicar los de A. La disponibilidad de datos permite estimar seis regresiones de este tipo, una para cada año  $t=2008, \dots, 2018$ , facilitando información sobre la intensidad y los cambios de esta relación a lo largo del tiempo.

Asimismo, es posible considerar los datos en conjunto y estimar modelos de datos de panel: datos agrupados, efectos fijos y efectos aleatorios. Estos modelos ayudan a detectar y controlar los efectos propios de cada entidad que no son captados por la variable explicativa, pero que influyen en la explicada.

El modelo de datos agrupados no incluye especificidades regionales. Considera que la relación entre los indicadores I y A es la misma en todos los estados. En cambio, el modelo de efectos fijos admite trayectorias diferentes para cada entidad federativa al incluir toda una familia de parámetros  $\alpha_i, i=1, \dots, 32$ . Para comparar la estimación de datos agrupados con la

de efectos fijos y conocer si los estados comparten la misma relación entre los indicadores I y A, se recurre al estadístico:

$$F = \frac{r_{EF}^2 - r_{DA}^2 / 32 - 1}{1 - r_{EF}^2 / 32(6) - 32 - 1} \longrightarrow F_{31,159} \quad (4)$$

donde  $r_{EF}^2$  representa el coeficiente de determinación del modelo de efectos fijos, y  $r_{DA}^2$  es el coeficiente de determinación del modelo de datos agrupados. El estadístico  $F$  se compara con el valor crítico 1.524, que corresponde a la distribución de probabilidad  $F$  con 31 y 159 grados de libertad y un nivel de confianza de 95%.<sup>6</sup> Un estadístico  $F$  mayor que 1.524 lleva a rechazar la hipótesis de que los modelos de datos agrupados y de efectos fijos son estadísticamente equivalentes, indicando que cada entidad federativa tiene algunas características específicas que quedan mejor representadas en el modelo de efectos fijos.

Cuando se prefiere el modelo de datos de panel (efectos fijos) frente al de datos agrupados, cabe considerar si es mejor estimarlo con efectos fijos o aleatorios. El contraste de Hausman (1978) aporta información al respecto evaluando la consistencia de los estimadores de mínimos cuadrados generalizados frente a los de efectos fijos. Para resolver el contraste, se recurre al estadístico:

$$Q = \frac{(\hat{\beta} - \hat{b})^2}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}^2 - \hat{\sigma}_{\hat{b}}^2} \xrightarrow{\text{asint.}} \chi^2_1 \quad (5)$$

Donde  $\hat{\beta}$  es el estimador del modelo de efectos fijos;  $\hat{b}$ , el estimador del modelo de efectos aleatorios; y  $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}^2$  y  $\hat{\sigma}_{\hat{b}}^2$  son sus varianzas respectivas. El estadístico  $Q$  se compara con el valor crítico 3.841, obtenido de la distribución de probabilidad  $\chi^2$  con un grado de libertad y un nivel de confianza de 95%. Un estadístico  $Q$  mayor que 3.841 lleva a rechazar la hipótesis nula de que los estimadores de mínimos cuadrados generalizados son consistentes, resultando entonces más adecuada la estimación por efectos fijos.

<sup>6</sup> Los grados de libertad del numerador se calculan como el número de unidades territoriales menos una; en este caso: 32-1=31. Los grados de libertad del denominador son el número de unidades territoriales (32), por el número de secciones cruzadas (6), menos el número de unidades territoriales (32), menos el número de regresores (1); lo que hace un total de 159.

### 3. Resultados

En primer lugar, se comprueba si el porcentaje de población con ingreso inferior a la LPE puede considerarse estadísticamente igual al porcentaje de población que padece carencia alimentaria o si, por el contrario, cada una de estas medidas aporta información distinta. Los resultados de los contrastes de McNemar (detallados en la tabla del Anexo) indican que el estadístico  $T$  supera al valor crítico, 6.63, en 180 de los 198 casos de estudio. Los 18 casos que no rechazan la hipótesis nula del contraste con confianza de 99% son: Chihuahua en los años 2010 y 2014, Durango en 2014, Hidalgo en 2012, Estado de México en 2012 y 2014, Puebla en 2008 y 2010, Quintana Roo en 2008, San Luis Potosí en 2008, 2012 y 2016, Tamaulipas en 2008, 2010 y 2018, Veracruz en 2010 y 2014, y Zacatecas en 2018. La mayor parte de la evidencia sugiere el rechazo de la hipótesis nula al existir discordancias estadísticamente significativas entre los porcentajes de población con ingreso inferior a la LPE y con carencia de alimentación.

Los datos de Coneval (2019a) muestran que, para el conjunto del país, desde 2008 a 2018, el porcentaje de población en carencia por acceso a alimentación (A) siempre fue mayor que el porcentaje de población con ingreso inferior a la LPE (I) (Figura 1). La población sin acceso a alimentación suficiente es más numerosa que la que no dispone de ingresos para adquirir la canasta alimentaria. Además, como se observa en la Figura 1, estos porcentajes han mantenido dinámicas similares, variando poco con el transcurso del tiempo. La población con carencia por acceso a la alimentación aumentó tres puntos porcentuales entre 2008 y 2010. Posteriormente tendió a reducirse hasta 20.41% en 2018. Por su parte, el porcentaje de población con ingreso inferior a la LPE aumentó 3.8 puntos entre 2008 y 2014, para luego también reducirse.

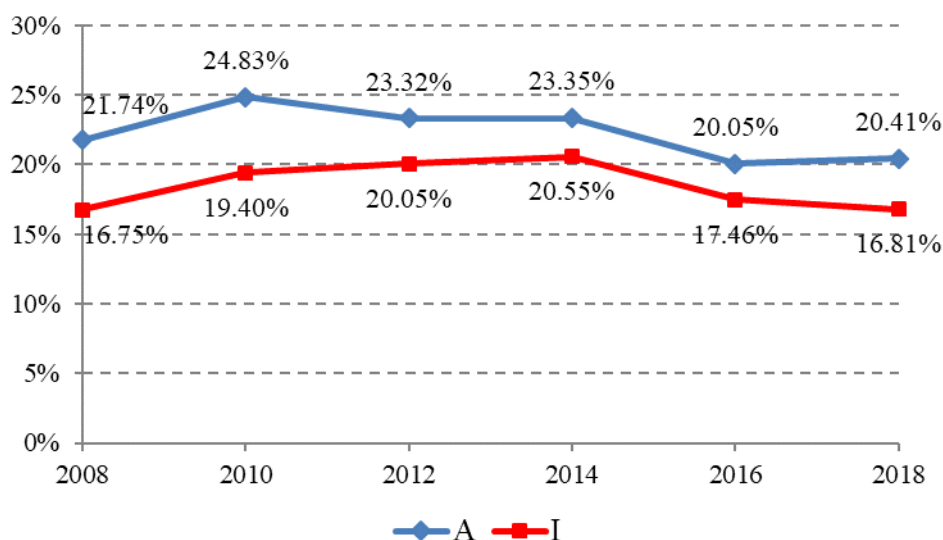


Figura 1. Porcentajes de población en carencia por acceso a alimentación (A) y con ingreso inferior a la LPE (I), México, 2008-2018. Fuente: elaboración propia con datos de Coneval (2019a).

A nivel de entidades federativas no siempre se mantiene esta relación entre las dos variables. Si bien en 20 de los 32 casos se observa que durante los seis años analizados A es siempre mayor que I, también hay tres estados (Chiapas, Oaxaca y Zacatecas) en los que ocurre justo lo contrario, y otros nueve estados en los que esta relación cambia de sentido dependiendo del año.

Como se observa en la Figura 2, la distribución geográfica de estos casos no es aleatoria, sino que muestra patrones espaciales. Los estados en los que A es menor que I, se concentran en el sur del país: Chiapas y Oaxaca, donde siempre se da esta condición, así como Puebla, donde esto ocurre desde 2010 hasta 2018, y Guerrero, en los años 2008, 2012, 2016 y 2018. A estos estados se suma Zacatecas, en el centro-norte. Durango, San Luis Potosí y Veracruz también cumplen esta característica en tres de los seis años considerados; los otros tres años se comportan como la mayor parte del país.

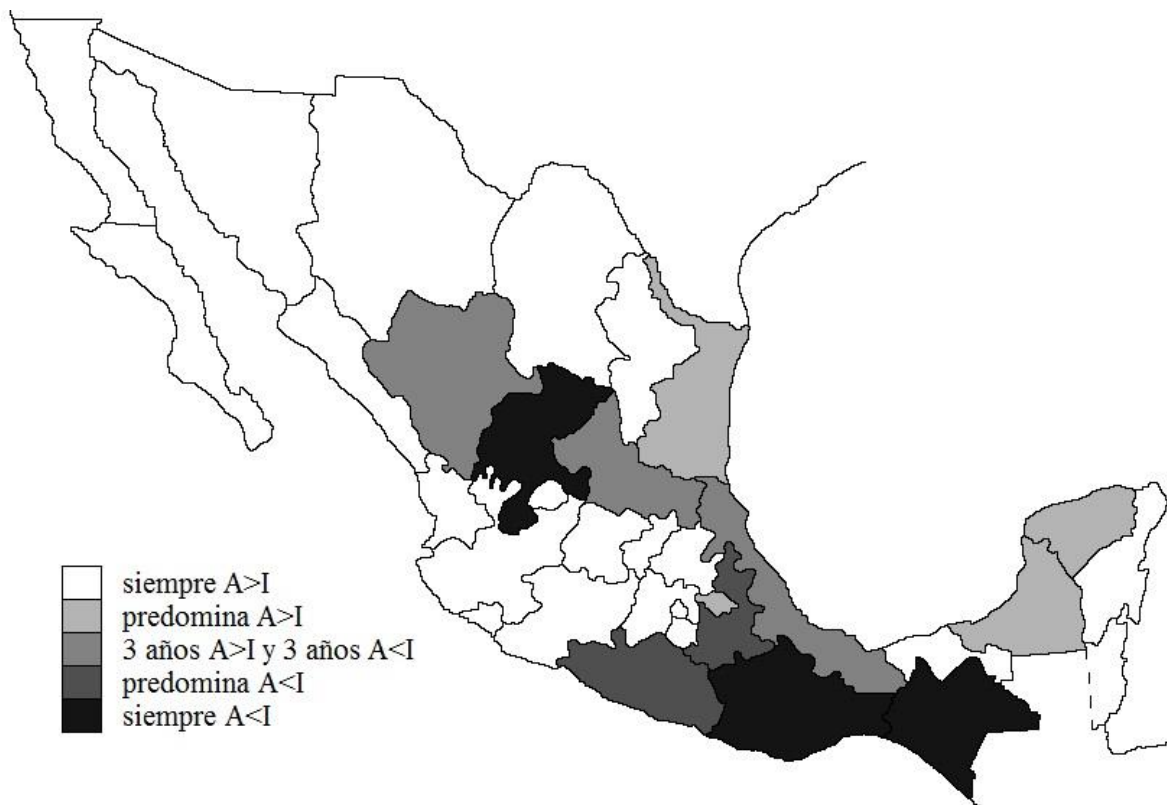


Figura 2. Distribución geográfica de los estados según el porcentaje de población en carencia por acceso a alimentación (A) supera o no al porcentaje con ingreso inferior a la LPE (I). Fuente: elaboración propia con datos de Coneval (2019a).

Lo más relevante de estos patrones geográficos es que se corresponden en mayor o menor medida con los de la pobreza multidimensional (Coneval, 2019c, 5), invitando a relacionar estas cuestiones. Como se expone en detalle a continuación, no es sólo que las medidas denotadas como I y A sean mayores en los territorios con más alta pobreza multidimensional (Tabla 2). Además, la relación entre estas medidas se modifica con su nivel. Allí donde las cifras de pobreza (P), de A y de I son más altas, tiende a observarse que  $A < I$ , esto es, hay un mayor porcentaje de población sin ingreso suficiente para adquirir la canasta alimentaria que en situación de carencia alimentaria. Al mismo tiempo, en los estados con menores niveles de P, A e I, tiende a ocurrir lo contrario:  $A > I$ ; la población con carencia alimentaria es más numerosa que la que no dispone de ingresos para adquirir la canasta de Coneval.

Los porcentajes de población en pobreza, carencia alimentaria y con bajo ingreso se relacionan positivamente todos los años (Tabla 2). La relación más intensa se da entre la pobreza y la falta de ingresos, manteniéndose por encima de 0.9 desde 2008 a 2018. La

correlación del porcentaje de población en carencia alimentaria con cualquiera de las otras dos variables no es tan alta, mostrando siempre una relación más intensa con la pobreza que con el ingreso necesario para adquirir la canasta alimentaria, pero reduciéndose ambas con el transcurso del tiempo. Se obtiene, por tanto, que las medidas A e I mantienen semejanzas, pero no muy intensas a nivel de entidades federativas.

Tabla 2.

*Coefficientes de correlación, r, de los porcentajes de población en pobreza (P), carencia alimentaria (A) e ingreso inferior a la línea de pobreza extrema (I) de las entidades federativas de México, 2008-2018.*

	2008	2010	2012	2014	2016	2018
P – A	0.7921	0.6694	0.6707	0.5930	0.5231	0.6197
P – I	0.9348	0.9531	0.9457	0.9518	0.9417	0.9406
A – I	0.7225	0.6427	0.6251	0.4982	0.4390	0.5460

Fuente: Elaboración propia con datos de Coneval (2019a).

Otro aspecto relevante es que la variabilidad del indicador I es sistemáticamente mayor que la de A. Como se observa en la Tabla 3, la desviación estándar de A sólo representa un 60% de la de I. Si a ello se une el hecho de que en promedio I siempre es menor que A, como ocurre con los datos del país (Figura 1), se tiene que las diferencias en términos de coeficientes de variación son aún mayores. Los coeficientes de variación de I duplican a los de A. En 2008, por ejemplo, el estado con menor porcentaje de población en carencia alimentaria era Nuevo León (10.76%), y el de mayor incidencia Tabasco (34.46%). En términos de porcentajes de población con ingreso inferior a la LPE, la diferencia entre el mínimo (Ciudad de México, 5.28%) y el máximo (Chiapas, 48.23%) era bastante más amplia. Todos los años, los valores mínimos de I son más bajos que los de A, a la vez que los máximos son más altos. La Tabla 3 también indica que las dispersiones de estas medidas han tendido a aumentar ligeramente con el transcurso del tiempo.



Tabla 3.

*Desviaciones estándar, S, y coeficientes de variación, V, de los porcentajes de población en carencia alimentaria (A) y con ingreso inferior a la línea de pobreza extrema (I) de las entidades federativas de México, 2008-2018.*

	2008	2010	2012	2014	2016	2018
$S_A$	0.0601	0.0594	0.0580	0.0718	0.0609	0.0676
$S_I$	0.0966	0.0977	0.0944	0.0966	0.1033	0.1059
$V_A$	0.2829	0.2442	0.2401	0.2976	0.2963	0.3247
$V_I$	0.5680	0.5010	0.4678	0.4877	0.6365	0.6752

Fuente: Elaboración propia con datos de Coneval (2019a).

La relación positiva entre I y A, junto con la mayor variabilidad de I, que se traduce en mínimos más pequeños y máximos mayores que los de A, es lo que provoca que, en las entidades federativas con altos valores en ambas medidas, I tienda a ser mayor que A, mientras que, en las entidades con valores bajos y poca pobreza, ocurre lo contrario:  $A > I$ . Así se observa, por ejemplo, en Chiapas ( $A_{Ch,2018}=22.34\% < I_{Ch,2018}=50.70\%$ ) y en Ciudad de México ( $A_{CMx,2018}=13.87\% > I_{CMx,2018}=7.83\%$ ), respectivamente.

El conocimiento de estas características también ayuda a interpretar los resultados obtenidos al estimar las regresiones que explican A en función de I para cada año. Como se observa en la Tabla 4, los coeficientes  $\beta$ , de pendiente de los modelos, son positivos todos los años, como corresponde a la relación que mantienen I y A: los estados con mayores proporciones de población con ingreso inferior a la LPE tienden a ser los de mayores porcentajes de población con carencia por acceso a la alimentación. Estos coeficientes son todos significativos con confianza de 95%, y la mayor parte de ellos incluso al 99%. Sus valores están comprendidos entre 0.259 (en el año 2016) y 0.450 (en 2008), indicando que cada punto porcentual en I se corresponde con 0.259 a 0.450 puntos porcentuales en A, dependiendo del año. Como se ha comprobado anteriormente, la variabilidad en A es menor a la de I.

Tabla 4

*Estimaciones de sección cruzada para A en función de I, varios años.*

	<b>2008</b>	<b>2010</b>	<b>2012</b>	<b>2014</b>	<b>2016</b>	<b>2018</b>
Intercepto	0.136***	0.167***	0.164***	0.168***	0.164***	0.153***
Coefficiente $\beta$	0.450***	0.391***	0.384***	0.370**	0.259*	0.349**
Coefficiente de determinación $r^2$	0.5221	0.4130	0.3907	0.2482	0.1928	0.2981
N° de observaciones	32	32	32	32	32	32

Fuente: Elaboración propia con datos de Coneval (2019a).

Nota: \*, \*\*, \*\*\*, indican que las estimaciones son significativas con confianzas de 95%, 99% y 99.9%, respectivamente.

A partir de las ecuaciones estimadas es posible calcular para cada año el punto en el que A se iguala a I. Estos valores se presentan en la Tabla 5. Dado que la pendiente de las rectas es menor a la unidad, cifras de estas variables superiores a las de la Tabla 5 tienden a corresponderse con situaciones en las que  $A < I$ . Lo contrario ocurre con valores menores a los de la Tabla 5, para los que la tendencia genera casos en los que  $A > I$ . Como se observa, estas cifras apenas cambian de un año a otro, manteniéndose estables en torno a 25%.

Tabla 5

*Valores en los que  $A=I$  en los modelos de sección cruzada.*

<b>Año</b>	<b>2008</b>	<b>2010</b>	<b>2012</b>	<b>2014</b>	<b>2016</b>	<b>2018</b>
A=I	24.73%	27.41%	26.61%	26.68%	22.09%	23.56%

Fuente: Elaboración propia con datos de Coneval (2019a).

Las estimaciones de los modelos de datos de panel (Tabla 6) arrojan coeficientes significativos similares a los obtenidos para las secciones cruzadas (Tabla 4). La relación entre las variables I y A es positiva y en todos los casos mantiene una intensidad parecida. El valor del estadístico  $F$  invita a rechazar con confianza de 99.9% la hipótesis de que todas las

entidades federativas comparten los mismos parámetros en la relación de estas dos variables. Se advierten, por tanto, efectos regionales distintivos y se descarta el modelo de datos agrupados. Al tiempo, el estadístico  $Q$  del contraste de Hausman no supera el valor crítico, 3.841, por lo que se prefiere la estimación por efectos aleatorios a la de fijos. Con los parámetros del modelo de efectos aleatorios,  $A$  iguala a  $I$  en el valor 25.88%, muy próximo a los de la Tabla 5. Para valores mayores a 25.88%,  $I$  tiende a superar a  $A$ , ocurriendo lo contrario con porcentajes menores.

Tabla 6.

*Estimaciones de los modelos de datos agrupados, efectos fijos y efectos aleatorios.*

	<b>Datos agrupados</b>	<b>Efectos fijos</b>	<b>Efectos aleatorios</b>	<b>Estadísticos</b>	
				<b><math>F</math></b>	<b><math>Q</math></b>
Intercepto	0.156***	0.139***	0.148***	11.37***	0.868
Coefficiente $\beta$	0.381***	0.480***	0.427***		

Fuente: Elaboración propia con datos de Coneval (2019a).

Nota: \*, \*\*, \*\*\*, indican que las estimaciones o los estadísticos, según el caso, son significativos con confianzas de 95%, 99% y 99.9%, respectivamente.

#### 4. Conclusiones

El análisis desarrollado evidencia que los porcentajes de población en carencia alimentaria y con ingreso inferior a la LPE (la pobreza alimentaria de metodologías anteriores) no son estadísticamente equivalentes. A nivel nacional, estas medidas presentan diferencias significativas de entre 2.59 y 5.43 puntos porcentuales en el periodo 2008-2018. No obstante, guardan relaciones que merece la pena destacar, como que ambos indicadores han permanecido bastante estables en torno a 20% a lo largo de la última década, o que la población en carencia alimentaria siempre supera a la de ingreso inferior a la LPE ( $A > I$ ).

Por entidades federativas también predominan las diferencias entre estas medidas, pero se descubren relaciones más complejas que ayudan a comprender los aspectos que las vinculan o las distinguen. Específicamente, se encuentra que estos porcentajes se relacionan entre sí de manera positiva, aunque con intensidad moderada, con coeficientes de correlación

de entre 0.439 y 0.723 dependiendo del año. Además, se advierte que la condición  $A > I$ , que predomina en el conjunto del país, sólo se mantiene cuando estos porcentajes son inferiores a 25%. En los estados con altas cifras de pobreza, tiende a ocurrir lo contrario: el porcentaje de población con ingreso inferior a la LPE supera al de población con carencia alimentaria ( $I > A$ ). Esta situación es posible porque la variación interestatal de  $I$  es sustancialmente mayor que la de  $A$ , dando lugar a cifras de pobreza por ingreso más bajas, pero también más altas, que las de carencia alimentaria.

Como se ha demostrado, todos estos resultados son robustos en el sentido de que apenas varían de un año a otro, ni dependen del método utilizado para su obtención. Los estadísticos descriptivos y las estimaciones de modelos de regresión por distintos procedimientos coinciden en estos puntos.

De aquí se desprende la conclusión principal de este artículo: la elección de una u otra medida para caracterizar el acceso a la alimentación no es una cuestión baladí. En promedio, el porcentaje de población con ingreso inferior a la LPE presenta valores más bajos que la carencia alimentaria pero, en las entidades federativas con cifras altas, la relación se invierte: hay más personas sin ingresos suficientes para adquirir la canasta alimentaria del Coneval que las que se reportan en situación de carencia alimentaria. Además, la mayor dispersión de una de las medidas puede incidir de manera distinta en los resultados de ciertos análisis. Por ejemplo, Ávila *et al.* (2011: 226-7) concluyen que en México en 2010 “existían 21.2 millones de personas con hambre (pobreza alimentaria)”. Pocos años después comenzó a hacerse más común el uso de la medida de *carencia* alimentaria, que incrementaba en varios millones el número de “personas con hambre” a nivel nacional para cualquier año desde 2008 a 2018, al tiempo que lo reducía en algunos estados en específico como Chiapas, Oaxaca y Zacatecas. Esto evidencia que la medida de carencia alimentaria no necesariamente es más o menos restrictiva que la de pobreza alimentaria, sino que tiene en cuenta características diferentes, que llevan a algunos hogares a clasificar en pobreza alimentaria, pero no en carencia alimentaria, y también a la inversa.

Asimismo, estas diferencias tienen efectos en la implementación de políticas públicas. El PAL, por ejemplo, establecía que “Las familias elegibles para ingresar o reingresar al Programa son aquellas cuyo ingreso mensual per cápita estimado es menor a la

Línea de Bienestar Mínimo” (DOF, 2014). En caso de haberse fijado la carencia, en vez de la pobreza alimentaria, como criterio de elegibilidad, el número de potenciales beneficiarios del programa se hubiese reducido en la región sureste, pero aumentado en el conjunto del país.

Al disponer de dos indicadores de acceso a la alimentación significativamente distintos, puede haber la duda de cuál refleja mejor esta condición. Si bien se trata de un aspecto debatible, los estudios más recientes han optado por considerar la carencia en lugar de la pobreza alimentaria. En este mismo sentido apunta la experiencia internacional. La Agenda 2030 de las Naciones Unidas reserva el segundo de sus 17 objetivos para “poner fin al hambre, lograr la seguridad alimentaria y la mejora de la nutrición” (Naciones Unidas, 2018, 19). Entre los indicadores que propone para dar seguimiento a las metas consecuentes figura la “prevalencia de la inseguridad alimentaria moderada o grave entre la población” (*ibíd.*), que prácticamente coincide con la definición de Coneval (2014, 62) para la carencia alimentaria. Naciones Unidas (2018) también plantea un indicador de ingresos inferiores al umbral internacional de 1.25 dólares al día, pero no lo relaciona con el objetivo de la alimentación, sino con el de poner fin a la pobreza.

La medida de carencia alimentaria del Coneval tiene algunas ventajas que no suelen aprovecharse. La información que resume proviene de 12 preguntas que permiten clasificar a los hogares en situación de carencia, pero también en alguno de los cuatro grados de inseguridad alimentaria, o incluso conocer cuáles de esas 12 preguntas merecieron respuestas afirmativas o negativas. Esto último es relevante porque las acciones para corregir el problema no pueden ser las mismas si su origen se encuentra en la cantidad o en la variedad de alimentos que los hogares consumen.

Por otro lado, un inconveniente importante de la carencia alimentaria es que deja a criterio de los encuestados la evaluación de si todos los integrantes de su hogar disfrutaban de una alimentación suficiente y variada. Este aspecto contribuye a explicar que, por ejemplo, en Chiapas en 2018, a pesar de que 50.7% de la población no disponía de ingresos para adquirir la canasta alimentaria básica, únicamente 22.3% de los residentes clasificaba en situación de carencia alimentaria. Una diferencia excesivamente amplia entre dos cuestiones que se relacionan.

Por este y otros motivos, está previsto que a partir del año 2020 se modifique el cálculo de la población en carencia alimentaria, que empezará a considerar el acceso a la alimentación nutritiva y de calidad en un intento por dotar de mayor objetividad al indicador. Con esta actualización, aumentará el número de personas que padece esta carencia, ya que no sólo incluirá a los integrantes de hogares con grado de inseguridad alimentaria moderado o severo (Coneval, 2014, 62) sino también a los que “presenten limitación en el consumo de alimentos” aún sin encontrarse en los grados más altos de inseguridad alimentaria (Coneval, 2018, 60). Este aumento en el número y porcentaje de población en carencia alimentaria modificará las relaciones expuestas en el presente artículo. Entonces se podrá comprobar la profundidad y sentido de esos cambios en unas relaciones que se han mostrado estables durante la última década.

## Referencias

- Ávila, A., Flores, J. y Rangel G. (2011). *La política alimentaria en México*. México, D.F.: Centro de Estudios para el Desarrollo Rural Sustentable y la Soberanía Alimentaria (CEDRSSA).
- Barquera, S., Rivera-Dommarco, J. y Gasca-García, A. (2001). Políticas y programas de alimentación y nutrición en México. *Salud Pública de México*, 43(5), 464-477. Recuperado de <https://www.scielosp.org/pdf/spm/2001.v43n5/464-477>
- Becerra, M.A. (2018). *Política de apoyo a la alimentación y cambio de la situación alimentaria en las entidades federativas mexicanas, 2010-2015*. Tesis de Maestría en Desarrollo Regional. Tijuana: El Colegio de la Frontera Norte.
- Coneval (2010a). *La pobreza por ingresos en México*. México, D.F.: Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social.
- Coneval (2010b). *Informe de evolución histórica de la situación nutricional de la población y los programas de alimentación, nutrición y abasto en México*. México, D.F.: Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social.
- Coneval (2014). *Metodología para la medición multidimensional de la pobreza en México*, 2ª ed. México, D.F.: Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social.

- Coneval (2018). *Metodología para la medición multidimensional de la pobreza en México*, 3ª ed. Ciudad de México: Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social.
- Coneval (2019a). *Anexo estadístico de pobreza en México: anexo estadístico 2018*. Ciudad de México: Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. Recuperado de [https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/AE\\_pobreza\\_2018.aspx](https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/AE_pobreza_2018.aspx)
- Coneval (2019b). *Programas de cálculo y bases de datos 2008, 2010, 2012, 2014, 2016 y 2018*. Ciudad de México: Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. Recuperado de [https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/Programas\\_BD\\_08\\_10\\_12\\_14\\_16\\_18.aspx](https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/Programas_BD_08_10_12_14_16_18.aspx)
- Coneval (2019c). *Mapas de pobreza en los Estados Unidos Mexicanos, 2008-2018*. Ciudad de México: Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social.
- Cuadras, C.M., Echeverría, B., Mateo, J. y Sánchez, P. (1996). *Fundamentos de estadística: aplicación a las ciencias humanas*. Barcelona: EUB.
- Cuéllar, J.A. (2011). *Programa de seguridad alimentaria: experiencias en México y otros países*. México, D.F.: CEPAL.
- Díaz-Carreño, M.Á., Sánchez-León, M. y Díaz-Bustamante, A. (2016). Inseguridad alimentaria en los estados de México: un estudio de sus principales determinantes. *Economía, Sociedad y Territorio*, 16(51), 459-483. <http://doi.org/10.22136/est002016818>
- DOF (2014). Acuerdo por el que se emiten las Reglas de Operación del Programa de Apoyo Alimentario, para el ejercicio fiscal 2015. *Diario Oficial de la Federación*, 27 de diciembre.
- Edwards, A.L. (1948). Note on the 'correction for continuity' in testing the significance of the difference between correlated proportions. *Psychometrika*, 13(3), 185-187.
- Hausman, J.A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Huesca, L., Salazar, R. y Palacios, M.R. (2016). El Programa de Apoyo Alimentario y la política social integral en la Cruzada contra el Hambre en México. *Revista Mexicana*

- de Ciencias Políticas y Sociales*, 61(227), 379-408. [http://doi.org/10.1016/S0185-1918\(16\)30033-2](http://doi.org/10.1016/S0185-1918(16)30033-2)
- Mballa, L.V. y Saucedo, A.Y. (2018). Análisis del hambre en el estado de Zacatecas bajo el modelo de mínimos cuadrados ordinarios. *Economía, Sociedad y Territorio*, 18(57), 487-523. <http://doi.org/10.22136/est01164>
- McNemar, Q. (1947). Note on the sampling error of the difference between correlated proportions or percentages. *Psychometrika*, 12(2), 153-157.
- Naciones Unidas ([1948] 2015). *Declaración universal de derechos humanos*. Nueva York: Naciones Unidas.
- Naciones Unidas (2018). *La agenda 2030 y los objetivos de desarrollo sostenible: una oportunidad para América Latina y el Caribe*. Santiago: Naciones Unidas.
- Sandoval, S.A. y López, R. (2014). Programas y políticas de seguridad alimentaria en México: experiencias sexenales e indicadores de una estrategia fallida. *Plaza Pública*, 7(12), 80-108. Recuperado de <https://revistaplazapublica.files.wordpress.com/2015/10/12-6.pdf>
- Torres, G. (2010). Intensidad de la pobreza alimentaria en las zonas rurales. Localización y nuevas perspectivas para el desarrollo rural. *Estudios Agrarios*, 44, 47-61. Recuperado de [http://pa.gob.mx/publica/rev\\_44/analisis/03%20intensidad%20de%20la%20pobreza.pdf](http://pa.gob.mx/publica/rev_44/analisis/03%20intensidad%20de%20la%20pobreza.pdf)
- Yates, F. (1934). Contingency tables involving small numbers and the  $\chi^2$  test. *Supplement to the Journal of the Royal Statistical Society*, 1(2), 217-235. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/pdf/2983604.pdf>



Discrepancias y relaciones entre las medidas de pobreza alimentaria y de carencia alimentaria del Coneval, 2008-2018

**Anexo**

Tabla.

*Valores del estadístico T del contraste de McNemar según entidad federativa y año.*

	<b>2008</b>	<b>2010</b>	<b>2012</b>	<b>2014</b>	<b>2016</b>	<b>2018</b>
Nacional	1,980 ***	1,401 ***	566.41 ***	1,223 ***	2,429 ***	2,883 ***
Aguascalientes	68.28 ***	131.77 ***	109.75 ***	232.69 ***	332.20 ***	129.72 ***
Baja California	159.85 ***	143.83 ***	59.71 ***	168.07 ***	929.44 ***	844.34 ***
Baja California Sur	206.77 ***	459.44 ***	185.15 ***	462.88 ***	593.43 ***	726.89 ***
Campeche	9.45 **	152.54 ***	18.73 ***	68.70 ***	217.59 ***	209.59 ***
Coahuila	94.29 ***	284.63 ***	203.78 ***	243.36 ***	403.63 ***	777.97 ***
Colima	126.00 ***	313.97 ***	321.50 ***	484.06 ***	595.70 ***	620.78 ***
Chiapas	716.52 ***	735.90 ***	1,036 ***	723.11 ***	1,511 ***	1,317 ***
Chihuahua	78.28 ***	2.67	12.35 ***	2.50	256.44 ***	187.10 ***
Ciudad de México	603.08 ***	421.04 ***	152.40 ***	74.01 ***	69.17 ***	242.64 ***
Durango	25.50 ***	19.96 ***	52.19 ***	1.91	90.55 ***	53.16 ***
Guanajuato	514.94 ***	80.35 ***	227.81 ***	65.08 ***	47.30 ***	60.19 ***
Guerrero	46.22 ***	30.24 ***	60.47 ***	9.46 **	127.69 ***	35.04 ***
Hidalgo	21.76 ***	42.09 ***	0.23	72.76 ***	71.93 ***	124.40 ***
Jalisco	326.27 ***	152.90 ***	21.71 ***	88.68 ***	139.46 ***	218.21 ***
Estado de México	487.26 ***	510.51 ***	2.86	3.49	140.93 ***	196.47 ***
Michoacán	196.04 ***	49.08 ***	124.04 ***	215.80 ***	58.30 ***	54.47 ***
Morelos	88.13 ***	77.88 ***	365.69 ***	67.85 ***	49.49 ***	83.40 ***
Nayarit	30.69 ***	88.74 ***	67.81 ***	77.69 ***	31.82 ***	83.91 ***
Nuevo León	64.93 ***	410.52 ***	182.87 ***	247.12 ***	965.94 ***	637.78 ***
Oaxaca	13.68 ***	118.15 ***	17.01 ***	85.93 ***	185.28 ***	254.78 ***
Puebla	3.21	0.65	79.39 ***	84.90 ***	24.80 ***	12.26 ***
Querétaro	240.33 ***	35.43 ***	29.47 ***	39.16 ***	38.09 ***	287.13 ***
Quintana Roo	5.81 *	182.48 ***	14.13 ***	156.97 ***	94.91 ***	231.84 ***
San Luis Potosí	3.30	16.99 ***	0.18	7.36 **	4.18 *	69.13 ***
Sinaloa	611.60 ***	337.35 ***	353.61 ***	581.79 ***	838.00 ***	1,046 ***
Sonora	898.33 ***	764.05 ***	652.90 ***	637.03 ***	711.57 ***	651.41 ***
Tabasco	165.24 ***	152.92 ***	194.70 ***	1,303 ***	1,065 ***	1,037 ***

---

Tamaulipas	0.004	3.58	46.66 ***	25.40 ***	66.23 ***	1.00
Tlaxcala	40.12 ***	12.57 ***	34.23 ***	19.79 ***	27.63 ***	69.98 ***
Veracruz	47.10 ***	6.08 *	15.02 ***	0.55	170.55 ***	172.04 ***
Yucatán	53.77 ***	24.18 ***	73.09 ***	14.54 ***	277.27 ***	205.37 ***
Zacatecas	26.23 ***	82.60 ***	181.18 ***	213.42 ***	118.88 ***	2.60

---

Fuente: Elaboración propia con datos de Coneval (2019b).

Nota: \*, \*\*, \*\*\*, indican discrepancias significativas con confianzas de 95%, 99% y 99.9%, respectivamente.