CARTAS AL EDITOR

La implicancia del reordenamiento genético en el diagnóstico y la epidemiología del virus Oropuche en el Perú

Señor editor: El reordenamiento genético es la combinación de segmentos de genes que se produce por la confluencia de algunos virus de la misma especie o afines, lo cual altera la infecciosidad y el grado de patogenicidad del virus. Se produce en virus con genomas segmentados, como los del género *Orthobunyavirus* (familia *Bunyaviridae*), que incluye tres segmentos de cadena simple de ARN: el S (small), el M (médium) y el L (large),[1] y son responsables frecuentemente de enfermedad febril aguda indiferenciada (SFAI). Este es el caso de la fiebre producida por el virus Oropuche (OROV), que ha cobrado protagonismo por recientes brotes e incremento de casos en el Perú.[2,3]

Los primeros casos de OROV en el Perú se registraron en 1992, en la región de Loreto;[4] posteriormente, se distribuyeron hacia otras regiones como San Martin,[5] Cajamarca,[6] Madre de Dios,[3] y Cusco.[2] Asimismo, se conoce que los virus Iquitos (IQTV) y virus Madre de Dios (MDDV), encontrados en personas con SFAI en 1992, son variantes con reordenamiento genético del OROV.[1]

El método usado según los reportes de los brotes registrados en el Perú (1992-2016) para el diagnóstico de Oropuche fueron: ELISA IgM, cultivo celular o la reacción en cadena de polimerasa de transcripción inversa (RT-PCR) (cuadro I), los cuales fueron diseñados para la identificación del segmento "S" del genoma, dejando de lado el segmento M, que es el que permite distinguir sus variantes: IQTV y MDDV, descritos en el Perú.[1]

Ante la importancia de una correcta identificación de OROV y algunas de sus variantes (IQTV y MDDV), consideramos necesario aplicar en los brotes PCR dirigidos al segmento "M" del genoma presentes en sus variantes;[1] además de una adecuada identificación del vector, recordando que un virus con variante genética podría adaptarse en un nuevo vector con las implicancias en el control.

Noé Atamari-Anahui, MC,[(1)]
noe.atamari@gmail.com
Maycol Suker Ccorahua-Ríos, Est Med,[(2)]
John A. Cabrera-Enríquez, MC,[(3)]
Stalin Vilcarromero, MSP.[(4)]

Cuadro I
BROTES DE VIRUS OROPUCHE (OROV) REPORTADOS EN EL PERÚ. 1992-2016

Año de ocurrencia	*Región*	*Características*	*Identificación del vector*	*Método de laboratorio usado*
1992	Loreto (Iquitos)[4]	Primer brote en la región y en el Perú; cinco muestras de 300 pacientes febriles con sospecha de dengue clásico resultaron positivas al OROV.	No identificado	No especifica las pruebas inmunológicas usadas.
1993	Madre de Dios (Puerto Maldonado)	Primer brote en la región; segundo brote en el Perú.	No se cuenta con datos publicados	No se cuenta con datos publicados.
2010	San Martín (Bagazán)[5]	Primer brote en la región; tercer brote en el Perú. De un total de 171 personas afectadas por síndrome febril agudo, 108 resultaron positivos para OROV.	No identificado	Prueba ELISA IgM para OROV.
2011	Cajamarca (La Esperanza y Casablanca)[6]	Primer brote en la región. Se encontraron 17 muestras en suero positivas para OROV de 33 casos estudiados.	No identificado	Prueba ELISA IgM para OROV.
2016	Madre de Dios[3]	De 508 muestras de suero negativas para dengue y leptospirosis, 122 fueron reactivos a ELISA IgM para OROV; 32 positivas a OROV en cultivo celular, y 19 positivas a OROV mediante RT-PCR.	No identificado	Prueba ELISA IgM para OROV. Cultivo celular. RT - PCR.
2016	Cusco (La Convención)[2]	Primer brote en la región. Se reportó 57 casos positivos para OROV. La mayoría de los casos pertenecían a los distritos de Pichari y Kimbiri.	No identificado	ELISA IgM para OROV.

[1] Unidad de Investigación para la Generación y Síntesis de Evidencias en Salud, Universidad San Ignacio de Loyola. Lima, Perú.
[2] ASOCIEMH Cusco, Escuela de Medicina Humana, Universidad Nacional de San Antonio Abad del Cusco. Cusco, Perú
[3] Servicio de Infectología, Hospital Nacional Edgardo Rebagliati Martins. Lima, Perú.
[4] Stony Brook University. New York, EU.

https://doi.org/10.21149/9215

Referencias

1. Travassos da Rosa JF, de Souza WM, Pinheiro FP, Figueiredo ML, Cardoso JF, Acrani GO, *et al.* Oropouche virus: clinical, epidemiological, and molecular aspects of a neglected Orthobunyavirus. Am J Trop Med Hyg. 2017;96(5):1019-30.
2. Ministerio de Salud del Perú. Minsa: casos de Oropouche reportados en localidades del VRAEM de Cusco están bajo control [Internet]. Lima: Minsa, 2016 [citado febrero 1, 2017]. Disponible en: http://www.minsa.gob.pe/?op=51&nota=18468
3. García MP, Merino NS, Figueroa D, Marcelo A, Tineo E, Manrique C, *et al.* Detección de la circulación del virus Oropuche en la región Madre de Dios, Perú (diciembre 2015 - enero 2016). Rev Peru Med Exp Salud Pública. 2016;33(2):380-1. https://doi.org/10.17843/rpmesp.2016.332.2098
4. Chavez R, Colan E, Philips I. Fiebre Oropuche en Iquitos: reporte preliminar de 5 casos. Rev Farmacol Terap (Lima). 1992;2(1):12-4.
5. Alvarez-Falconi P, Ríos-Ruiz B. Brote de fiebre de Oropuche en Bagazán, San Martín - Perú: evaluación epidemiológica, manifestaciones gastrointestinales y hemorrágicas. Rev Gastroenterol Peru. 2010;30(4):334-40.
6. Castro S, Banda L, Cabellos D, Luna D, Muñoz J, Condor YC. Brote de fiebre de Oropuche en dos localidades de la región Cajamarca, Perú, 2011. Rev Peru Epidemiol. 2013;17(3):1-6.

Validación del Cuestionario de Regulación Emocional Cognitiva en pacientes mexicanas con cáncer de mama

Señor editor: El cáncer de mama (CaMa) es el diagnóstico oncológico que más impacta biopsicosocialmente a la mujer mexicana.[1,2] Particularmente, aquellas pacientes que no utilizan estrategias de regulación emocional adecuadas presentan psicopatología que afecta significativamente su calidad de vida.[3] De tal forma, la evaluación de las alteraciones emocionales permite identificar el tipo de atención especializada que estas pacientes requieren. Sin embargo, en nuestro país no existe una herramienta para evaluar estas estrategias que se adapte a las características culturales de mujeres con cáncer de mama. El objetivo de este trabajo fue validar el Cuestionario de Regulación Emocional Cognitiva (CERQ) en pacientes mexicanas con CaMa.

Se evalúo la conformación factorial que surgiera de manera exploratoria (AFE) con los datos de esta muestra, así como el análisis confirmatorio (AC) de la estructura original.

Se incluyeron 398 participantes con edad media de 52.41 años, 50% eran casadas, 61.1% tenían cáncer en estadios II o III y 56.3% estaban en tratamiento activo.

Los ítems 9 y 36 fueron eliminados por no discriminar (p=0.079; p=0.067). El AFE de componentes principales con rotación Varimax libre (Esfericidad de Bartlett p<0.001 y KMO=0.797) proporcionó una estructura con 20 reactivos agrupados en seis factores (cuadro I) que explican 57.22% de la varianza total. El AC obtuvo CMIN/DF=1.775, CFI=0.918, GFI=0.939, NFI=0.835 y RMSEA=0.044 (IC 90; 0.036–0.053), con consistencia interna global de Alfa de Cronbach de 0.781 y de 0.521 a 0.737 para las escalas.

El AC de la estructura original (9 factores: rumiación, catastrofización, culpabilizarse, culpar a otros, poner en perspectiva, aceptación, enfoque positivo, revaloración positiva y reenfoque en planeación) aportó un CMIN/DF=1.715, CFI=0.889, GFI=0.882, NFI=0.773, y RMSEA=0.042 (IC90; 0.038–0.047), con consistencia interna global de Alfa de Cronbach=0.843 y de 0.571 a 0.737 para las escalas (cuadro I).

Las propiedades psicométricas de ambas versiones de este estudio son consistentes con validaciones previas,[3-5] por lo que se consideran medidas sensibles clínica y culturalmente adaptadas para identificar factores individuales asociados con problemas psicológicos y emplearse

Cuadro I
Versión final de CERQ en pacientes mexicanas con CaMa, medias y Alfa de Cronbach. México, 2015-2016

Factores	*Modelo arrojado por análisis factorial exploratorio (20 reactivos)*		*Modelo estructura original (36 reactivos)*	
	Media (d. e.)	*Alpha de Cronbach*	*Media (d. e.)*	*Alpha de Cronbach*
Reenfoque positivo	16.23 (3.70)	0.737	9.08 (3.83)	0.649
Aceptación	15.22 (3.81)	0.607	15.22 (3.81)	0.607
Rumiación	8.19 (3.26)	0.650	11.53 (4.13)	0.690
Poner en perspectiva	11.49 (3.09)	0.592	16.23 (3.70)	0.737
Autoculpa	6.34 (3.00)	0.593	15.32 (3.59)	0.588
Reenfoque de planeación positiva	11.54 (2.90)	0.521		
Reenfoque de planeación			16.75 (3.50)	0.711
Reevaluación positiva			14.36 (3.80)	0.571
Catastrofización			8.17 (3.91)	0.662
Culpar a otros			5.35 (2.24)	0.596
Total	69.31 (11.75)	0.781	112.01 (18.44)	0.843

El estudio se realizó en el Servicio de Tumores Mamarios del Instituto Nacional de Cancerología de abril de 2015 a agosto de 2016

para la medición y diseño de intervenciones terapéuticas.[3] Dado que la versión corta se ajusta a las características particulares de las pacientes mexicanas con CaMa, se recomienda su uso para fines clínicos. Si se pretende utilizar en el ámbito de investigación, se sugiere la versión original que favorece la validez externa.

Agradecimientos

Agradecemos a la Dra. Laura Ramírez-Zamora, al Dr. Erik Mateos-Salgado y al Ing. Jaime León Santamaría por su apoyo con la traducción del instrumento.

Carmen Lizette Gálvez-Hernández, D en Psic,[1-3]
Liliana Rivera-Fong, M en Psic,[4]
Ángela Virginia Linares-Buitrón, Pasante de Psic,[4]
Sergio Zapata-Barrera, Pasante de Psic,[4]
Alejandro Mohar-Betancourt, D en Epidem,[2,3]
Nazira Calleja, D en Psic,[4]
Cynthia Villarreal-Garza, D en C.[2,3,5]
cynthiavg@gmail.com

[1] Cátedra-Conacyt, Instituto Nacional de Cancerología. Ciudad de México.
[2] Joven y Fuerte: Programa para la Atención e Investigación de Mujeres Jóvenes con Cáncer de Mama, Instituto Nacional de Cancerología. Ciudad de México.
[3] Instituto Nacional de Cancerología. Ciudad de México.
[4] Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México. Ciudad de México.
[5] Centro de Cáncer de Mama, Hospital Zambrano Hellion, Tecnológico de Monterrey. San Pedro Garza García, Nuevo León.

https://doi.org/10.21149/9191

Referencias

1. Villarreal-Garza C, Aguila C, Magallanes-Hoyos MC, Mohar A, Bargalló E, Meneses A, *et al.* Breast cancer in young women in Latin America: an unmet, growing burden. The Oncologist. 2013;18:1298-306.
2. Ferlay J, Soerjomataram I, Dikshit R, Eser S, Mathers C, Rebelo M, *et al.* Cancer incidence and mortality worldwide: sources, methods and major patterns in GLOBOCAN 2012. Int J Cancer. 2015;136(5):E359-386.
3. Garnefski N, Kraaij V, Spinhoven P. Manual for the use of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire A questionnaire measuring cognitive coping strategies. Nedherlands: Leiden University, 2002.
4. Garnefski N, Kraaij V. Cognitive emotion regulation questionnaire: Development of a short 18-item version (CERQ-short). Pers Individ Dif. 2006;41:1045-53.
5. Kraaij V, van der Veek SMC, Garnefski N, Schroevers M, Witlox R, Maes S. Coping, Goal Adjustment, and Psychological Well-Being in HIV-Infected Men Who Have Sex with Men. AIDS Patient Care STDS. 2008;22(5):395-402.

Características de la migración de retorno a México por motivos de salud, 2014-2016

Señor editor: Los mexicanos que viven en Estados Unidos de América (EUA) enfrentan obstáculos para el acceso a servicios de salud.[1] Una estrategia frente a estos obstáculos es volver a México de manera temporal para atenderse.[2] Aunque se ha descrito este fenómeno en términos del uso de servicios de salud,[3-5] especialmente en la frontera, nunca se ha caracterizado la población de migrantes que regresa por motivos de salud al interior de México. Se usaron datos de la Encuesta sobre Migración en la Frontera Norte de México (EMIF-N) de 2014-2016, la cual caracteriza en forma representativa los flujos migratorios anuales entre México y EUA.[6] La muestra para este análisis incluye a personas nacidas en México ≥18 años que dijeron vivir en EUA y viajar a México voluntariamente, y que respondieron a la pregunta "Principalmente, ¿por cuál razón regresa usted a México?" con la opción "motivos de salud."

Según la EMIF-N, en 2014-2016 2.4% de los regresos voluntarios a México se debieron a motivos de salud (cuadro I). La mayoría de estas personas era de edad media, de sexo masculino, casada o en unión libre, no había aprobado la preparatoria o *high school*, hablaba un nivel de inglés regular o mejor, no hablaba un idioma indígena, no tenía empleo en EUA, no pensaba trabajar o buscar trabajo en México y era jefe del hogar. En términos de características migratorias, la mayoría era residente legal en EUA, más de la mitad se dirigía al centro-occidente del país y la mayoría se dirigía al estado donde nació. La mayoría tenía seguro de salud en EUA y pocos tenían seguro de salud en México. Una minoría había recibido atención médica recientemente en EUA. A pesar de volver a México por motivos de salud, la mayoría tenía un estado de salud autopercibido como bueno o muy bueno.

Este análisis plantea algunas preguntas importantes. Primero, ¿por qué y para qué regresan estos migrantes? No está muy clara la razón, especialmente si la mayoría tenía algún seguro de salud en EUA. Una posible respuesta es que en EUA tener seguro de salud no necesariamente implica que la atención médica sea gratis o de bajo costo. Aunque la dificultad en hablar inglés puede actuar como barrera al uso de servicios de salud en EUA, la mayoría de los encuestados afirmó que hablaba inglés a nivel regular o mejor, lo cual quitaría importancia al idioma. Segundo, ¿cómo afecta la incapacidad de volver a México por motivos de salud a los indocumentados en EUA? La población de esta encuesta, la mayoría residentes legales con seguro de salud en EUA, parece muy diferente a la población general de mexicanos en EUA, que incluye una gran población indocumentada. Se sabe que los indocumentados tienen menor acceso a servicios de salud en EUA[1] y no pueden regresar a México fácilmente de manera temporal como los residentes legales.

Se recomienda profundizar en el estudio de esta población, con el fin de guiar al sistema de salud mexicano en la atención de estos migrantes.

Matthew L Romo, PharmD, MPH,[1]
Ietza Bojórquez-Chapela, PhD.[2]
ietzabch@colef.mx

[1] Department of Epidemiology and Biostatistics, Institute for Implementation Science in Population

Cuadro I
CARACTERÍSTICAS DEMOGRÁFICAS Y MIGRATORIAS, ACCESO Y USO DE SERVICIOS DE SALUD, Y ESTADO DE SALUD DE MEXICANOS RESIDENTES EN EUA QUE REGRESARON POR MOTIVOS DE SALUD, 2014-2016

	Número de personas encuestadas	*Número de personas expandido*	*Proporción*	*IC95%*
Mexicanos residentes en EUA que regresaron a México voluntariamente*	20 863	2 392 184	–	–
Mexicanos que regresaron por motivos de salud	299	57 431	2.4	1.8-3.0
Grupo de edad				
18 a 39 años	69	13 747	23.9	14.8-33.1
40 a 59 años	150	31 398	54.7	44.6-64.7
≥60 años	80	12 286	21.4	13.8-29.0
Sexo				
Masculino	193	42 290	73.6	65.1-82.2
Femenino	106	15 141	26.4	17.8-34.9
Estado civil				
Casado, unión libre	253	51 242	89.2	84.4-94.1
Separado, divorciado, viudo, soltero	46	6 189	10.8	5.9-15.6
Estudios de preparatoria, *high school* o superior	53	8 536	14.9	9.0-20.7
Nivel de inglés				
Regular, bueno, muy bueno	190	43 203	75.2	68.2-82.2
Malo, muy malo, o no habla inglés	109	14 228	24.8	17.8-31.8
Habla un idioma indígena	5	564	1.0	0.1-1.9
Tiene empleo actualmente en EUA	52	7 045	12.3	6.6-17.9
Piensa trabajar o buscar trabajo en México	5	600	1.0	0.0-2.3
Jefe del hogar	201	44 049	76.7	69.5-83.9
Estado migratorio en EUA				
Ciudadano de EUA	99	14 357	25.0	17.4-32.6
Residente permanente	172	39 879	69.4	61.0-77.9
Visa no migrante	6	693	1.2	0.0-2.5
Indocumentado	22	2 502	4.4	2.1-6.6
Se dirige al estado donde nació	235	49 169	85.6	80.4-90.8
Región en México a donde se dirige‡				
Centro	36	6 042	10.5	6.0-15.1
Centro-occidente	180	32 206	56.2	46.2-66.3
Norte	71	17 083	29.8	19.2-40.5
Sur-sureste	9	1 946	3.4	0.1-6.7
Tiene seguro de salud en EUA	205	39 203	68.4	57.4-79.3
Tipo de seguro de salud en EUA				
Medicare	71	15 073	26.3	15.5-37.1
Medicaid	63	7 818	13.6	9.0-18.3
Privado a través del empleador	83	14 857	25.9	14.9-37.0
Otro	22	5 791	10.1	0.1-20.1
Tiene seguro de salud en México	70	8 421	14.7	9.8-19.6
Tipo de seguro de salud en México				
IMSS	13	1 557	2.7	0.8-4.6
ISSSTE/Seguro Estatal	0	-	-	-
Seguro Popular	35	4 283	7.5	4.2-10.8
Privado	21	2 459	4.3	2.1-6.5
Otro	1	134	0.2	0.0-0.7
Recibió atención médica recientemente en EUA§	106	12 707	22.2	15.5-28.8
Estado de salud autopercibido				
Bueno, muy bueno	183	42 661	74.3	66.6-82.0
Regular, mal, muy malo	116	14 770	25.7	18.0-33.4

* Sólo incluye los que respondieron a la pregunta sobre razón de viajar a México; 6 089 (16%) de los 38 496 encuestados ≥18 años que viven en EUA no tenían datos para esta pregunta

‡ Centro: Estado de México, Distrito Federal, Hidalgo, Morelos, Puebla, Querétaro, Tlaxcala
Centro-Occidente: Aguascalientes, Colima, Durango, Guanajuato, Jalisco, Michoacán, Nayarit, San Luis Potosí, Zacatecas
Norte: Baja California, Baja California Sur, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León, Sinaloa, Sonora, Tamaulipas
Sur-Sureste: Campeche, Chiapas, Guerrero, Oaxaca, Quintana Roo, Tabasco, Veracruz, Yucatán

§ En 2014 y 2015 se preguntó si el encuestado recibió atención médica/atención a la salud durante su última estancia en EUA. En 2016 se preguntó si el encuestado recibió atención médica en los últimos 12 meses durante su estancia en EUA

EUA: Estados Unidos de América
IC: intervalo de confianza
IMSS: Instituto Mexicano del Seguro Social
ISSSTE: Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado

Health, City University of New York (CUNY). Nueva York, Estados Unidos de América.
[2] Departamento de Estudios de Población, El Colegio de la Frontera Norte. Tijuana, Baja California, México.

https://doi.org/10.21149/9135

Referencias

1. Ortega AN, Fang H, Perez VH, Rizzo JA, Carter-Pokras O, Wallace SP, *et al.* Health care access, use of services, and experiences among undocumented Mexicans and other Latinos. Arch Intern Med. 2007;167:2354-60. https://doi.org/10.1001/archinte.167.21.2354
2. Gonzalez-Vazquez TT, Torres-Robles CA, Pelcastre-Villafuerte BE. Utilización transnacional de servicios de salud por parte de los migrantes mexicanos en Estados Unidos. Salud Publica Mex. 2013;55(Suppl 4):S477-S84. https://doi.org/10.21149/spm.v55s4.5152
3. Wallace SP, Mendez-Luck C, Castaneda X. Heading south: why Mexican immigrants in California seek health services in Mexico. Med Care. 2009;47:662-9. https://doi.org/10.1097/MLR.0b013e318190cc95
4. Gonzalez-Block MA, de la Sierra-de la Vega LA. Hospital utilization by Mexican migrants returning to Mexico due to health needs. BMC Public Health. 2011;11:241. https://doi.org/10.1186/1471-2458-11-241
5. Bastida E, Brown HS 3rd, Pagan JA. Persistent disparities in the use of health care along the US-Mexico border: an ecological perspective. Am J Public Health. 2008;98:1987-95. https://doi.org/10.2105/AJPH.2007.114447
6. El Colegio de la Frontera Norte, Secretaría del Trabajo y Previsión Social, Consejo Nacional de Población, Unidad de Política Migratoria, Secretaría de Relaciones Exteriores, Consejo Nacional para Prevenir la Discriminación, Secretaría de Desarrollo Social [sitio de internet]. Encuestas sobre Migración en las Fronteras Norte y Sur de de México. [citado septiembre 12, 2017]. Disponible en: https://www.colef.mx/emif/

Evaluación del Sistema de Administración, Logística y Vigilancia de Antirretrovirales (SALVAR) en el estado de Morelos, México

Señor editor: En 2013 el VIH/sida ocupó el lugar 20 en mortalidad general en México;[1] en 1997 se implementó la estrategia de atención médica integral para personas seropositivas con seguridad social y en 2003 comenzó a brindarse el tratamiento antirretroviral a través del Seguro Popular a quienes no lo tenían.[2]

Por su importancia social y el alto costo de los medicamentos, se desarrolló el Sistema de Administración, Logística y Vigilancia de Antirretrovirales (SALVAR), cuyo objetivo es automatizar la adquisición y distribución de medicamentos para la atención gratuita de personas beneficiarias del Seguro Popular.[3] Sin embargo, hasta 2014, éste no había sido evaluado y, por lo tanto, no era posible determinar si alcanzaba los objetivos planteados de acuerdo con los indicadores calculados y la información generada para la toma de decisiones.[4]

Aquí se presenta una de las primeras evaluaciones al SALVAR, mediante el marco de evaluación del desempeño de los sistemas rutinarios de información en salud (PRISM, por sus siglas en inglés).[5] Este marco evalúa la calidad y uso de la información y, adicionalmente, los determinantes técnicos, organizacionales y de comportamiento. La metodología consta de cinco cuestionarios, adecuados al SALVAR, aplicados mediante entrevista estructurada al personal de los Centros Ambulatorios para la Prevención y Atención en Sida e Infecciones de Transmisión Sexual (Capasits), del Servicio de Atención Integral Hospitalaria (SAIH) y del Programa Estatal de VIH/sida e infecciones de transmisión sexual (ITS) involucrado con el sistema en Morelos, en un total de cuatro instituciones y diez personas.

El SALVAR se considera una fuente confiable de información con una integridad de 75.0%, oportunidad de 97.0% y precisión de 100.0%. Sin embargo, es necesario mejorar las competencias de los tomadores de decisiones, pues alcanzaron niveles bajos en uso de la información para elaborar reportes (65.5%), análisis (57.5%), difusión de resultados (61.0%) y discusión (68.0%).

En los factores técnicos, la infraestructura fue adecuada, ya que fue usual tener computadora y acceso a Internet para actualizar los datos.

Para el recurso humano se observaron niveles adecuados de competencias autopercibidas (75.2%) para realizar actividades (calcular, graficar, analizar o tomar decisiones); empero, al evaluarlas fueron más bajas (58.4%).

Las puntuaciones obtenidas para los factores organizacionales fueron: 66.0% cultura de la información; 62.0% empoderamiento; 53.0% retroalimentación; 72.1% compromiso y responsabilidad; 38.0% capacitación y 27.8% supervisión; para el contenido de los formatos, se obtuvo 32.0% y, para transmisión de datos a diferentes niveles, 93.3%.

Con estos resultados, sugerimos establecer una capacitación continua al personal involucrado en el manejo del SALVAR y el análisis de la información y fortalecer un programa de supervisión con una lista estructurada de revisión de funciones: generación, recolección, transmisión, análisis y uso de la información; activar la organización y comunicación entre los centros de atención; organizar reuniones periódicas para discutir y retroalimentar al personal; generar planes a corto y mediano plazo para el sistema, y vigilar la consistencia y cobertura del Programa. La metodología aplicada demostró ser útil para evaluar y monitorear constantemente el Programa Estatal de VIH/Sida e ITS en Morelos, por lo que se propone una evaluación a nivel federal.

Diana Molina-Vélez, MSP,[1]
Jorge Montes-Alvarado, M Admon Hosp,[1]
Norma Beatriz García-Fuentes, L Enf,[2]
Juan Eugenio Hernández-Ávila, D Epidemiol,[1]
Berta Alicia Carrillo-Quiroz, M Parasitol Anim,[1]
Lina Sofía Palacio-Mejía, D Est Pobl.[1]
lpalacio@insp.mx

[1] Instituto Nacional de Salud Pública. Cuernavaca, Morelos.
[2] Programa VIH/Sida e ITS, Servicios de Salud de Morelos. Cuernavaca, Morelos.

https://doi.org/10.21149/9284

Referencias

1. Dirección General de Información en Salud (DGIS). Base de datos de defunciones generales 1979-2013: Sistema Nacional de Información en Salud (SINAIS) [Internet]. México: Secretaría de Salud, 2004 [citado enero 27, 2014]. Disponible en: http://pda.salud.gob.mx/cubos/
2. Hernández-Ávila JE, Palacio-Mejía LS, Hernández-Romieu A, Bautista-Arredondo S, Sepúlveda Amor J, Hernández-Ávila M. Effect of Universal Access to Antiretroviral Therapy on HIV/AIDS Mortality in Mexico 1990-2011. J Acquir Immune Defic Syndr. 2015;1;69(3):e100-8. https://doi.org/10.1097/QAI.0000000000000645
3. Centro Nacional para la Prevención y el Control del VIH/sida (Censida). Minuta de la 31ª Reunión Ordinaria del CONASIDA [Internet]. México: Secretaría de Salud, 2008. [citado octubre 2, 2013]. Disponible en: http://www.censida.salud.gob.mx/descargas/comites/monitoreo/minuta31.pdf
4. Chen H, Yu P, Wang N. Do we have the reliable data? An exploration of data quality for AIDS information system in China. Stud Health Technol Inform. 2013;192:1042.
5. Aquil A, Lippeveld T, Moussa T, Barry A. Guía del usuario de las herramientas de PRISM. MEASURE Evaluation/JSI Publication. 30 de junio de 2009 [citado enero 27, 2014]. Disponible en: https://www.measureevaluation.org/resources/publications/ms-09-34-sp

Consumo de sustancias psicoactivas en estudiantes de San Juan del Río, Querétaro

Señor editor: El consumo de sustancias psicoactivas (CSP) es un problema de salud pública entre jóvenes. Realizamos un estudio con representatividad municipal en San Juan del Río (SJR), Querétaro, con 1 630 estudiantes de bachillerato (50.4% mujeres), de entre 14 y 21 años (μ=15.87 años, ES=0.145, IC95% 15.57-16.17).

Encontramos que, en promedio, inician el CSP durante el curso de la secundaria, lo que concuerda con los señalamientos de otros estudios que refieren ésta como una etapa vulnerable para adquirir hábitos de CSP potencialmente nocivos para la salud.[1] Entre los sanjuanenses, la edad promedio (en años) en que se comienza a consumir alcohol es 13.03 (IC95% 12.85-13.21, ES=0.09, ED=2.32), tabaco 13.65 (IC95% 13.42-13.88, ES=0.11, ED=3.60), mariguana 14.59 (IC95% 14.27-14.91, ES=0.15, ED=4.25) y otras drogas 14.40 (IC95% 13.79-15.01, ES=0.29, ED=2.96).

La frecuencia de CSP (cuadro I) en SJR está por encima de la media nacional. En México, se ha reportado que 59.5% de los jóvenes de 15 a 29 años ha consumido alcohol alguna vez (vs. 85.25% en SJR); por su parte, 31.2% de los jóvenes en el contexto nacional manifestó que fuma o ha fumado tabaco[2] (*vs.* 52.39% en SJR). La Encuesta Nacional de Consumo de Drogas, Alcohol y Tabaco[3] reporta, que entre la población de 12 a 65 años, un consumo de tabaco de 51% (*vs.* 52.39% en SJR); de alcohol de 71% (*vs.* 85.25%); de mariguana de 8.6% (*vs.* 18.05%), y de otras drogas de 1.1% (*vs.* 6.11% en SJR).

El uso de sustancias se consideró indebido: a) en cigarros, cuando hubieran fumado 100 cigarros o más; b) en alcohol adoptamos el criterio AUDIT-C; c) en las drogas, cuando las hubieran probado alguna vez en la vida. Encontramos que el consumo de drogas ilegales diferentes a la mariguana (como inhalables o cocaína) está relacionado con el consumo indebido de mariguana (RM=13.4), tabaco (RM=8.9) y alcohol (RM=3.1). El uso de mariguana se asoció con el consumo de tabaco (RM=8.0) y de alcohol (RM=5.6), mientras que el abuso del alcohol se relacionó con el consumo de tabaco (RM=6.0).

Por lo anterior, consideramos que en San Juan del Río es necesario desarrollar una política pública que busque prevenir el CSP desde edades tempranas, esto es, antes de que el estudiante comience el curso de la secundaria.

María Elena Meza-de Luna, D en Psic,[(1)]
prevenirabuso@gmail.com
Pablo Concepción-Valverde, M en Antrop.[(1)]

[(1)] *Universidad Autónoma de Querétaro. Querétaro, México.*

https://doi.org/10.21149/9265

Referencias

1. Rehm J, Shield KD, Joharchi N, Shuper PA. Alcohol consumption and the intention to engage in unprotected sex: systematic review and meta-analysis of experimental studies. Addiction. 2012;107(1):51-9. https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.2011.03621.x
2. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Encuesta de cohesión social para la prevención de la violencia y la delincuencia 2014. Boletín de prensa núm 330/15. [Internet]. México: INEGI, 2014 [citado 2017 noviembre]. Disponible en: http://www.inegi.org.mx/saladeprensa/boletines/2015/especiales/especiales2015_08_9.pdf
3. Villatoro-Velázquez J, Resendiz E, Mujica A, Bretón-Cirett M, Cañas-Martinez V, Soto-Hernández I, *et al.* Encuesta Nacional de Consumo de Drogas, Alcohol y Tabaco. Ciudad de México: Instituto Nacional de Psiquiatría Ramón de la Fuente Muñíz, Instituto Nacional de Salud Pública, Comisión Nacional Contra las Adicciones, Secretaría de Salud, 2016.

Cuadro I
Frecuencia del consumo de tabaco, alcohol, mariguana y otras drogas entre estudiantes de bachillerato. San Juan del Río, Querétaro, México, 2016

	Tabaco (%)	*Alcohol (%)*	*Mariguana (%)*	*Otras drogas (%)*
Alguna vez	52.39	85.25	18.05	6.11
Últimos 12 meses	31.40	57.49	10.61	1.39
Últimos 30 días	22.59	38.30	5.14	0.66

Medidas antropométricas y su relación con el polimorfismo G-2548A del gen *LEP* en mujeres de México con obesidad

Señor editor: Actualmente, México presenta una alta prevalencia de obesidad, especialmente en mujeres. Las instituciones de salud utilizan las medidas antropométricas como índice de masa corporal (IMC), circunferencia de cintura y cadera (CC y CCA) e índice cintura-cadera (ICC) para estimar la distribución de grasa corporal y los posibles riesgos de salud asociados con obesidad. La leptina es una adipocina cuyos niveles en circulación se encuentran elevados en personas obesas; su incremento, así como variantes genéticas del gen *LEP* se han asociado con enfermedades relacionadas con obesidad y ciertos tipos de cáncer en diferentes poblaciones del mundo.[1-5]

Bajo esta perspectiva, presentamos la frecuencia del polimorfismo G-2548A del gen *LEP* en mujeres del Occidente de México con obesidad y su relación con medidas antropométricas. Realizamos un estudio transversal descriptivo en el que se incluyeron 99 mujeres con obesidad y 90 con normopeso. De cada participante se tomaron medidas antropométricas (peso, estatura, IMC, CC, CCA e ICC), así como una muestra sanguínea para la identificación del polimorfismo G-2548A del gen *LEP* mediante PCR-RFLP. La frecuencia genotípica del polimorfismo en el grupo con obesidad fue la siguiente: genotipo homocigoto silvestre GG 25.3%, genotipo heterocigoto GA 48.5% y genotipo polimórfico AA 26.2%, mientras que en el grupo con normopeso las frecuencias observadas fueron GG 25.6%, GA 52.2% y AA 22.2%, muy similares entre ambos grupos. Al realizar la comparación de las medidas antropométricas entre los grupos de estudio y de acuerdo con el genotipo del polimorfismo (cuadro I), observamos que para el grupo con obesidad, el IMC, peso, CC y ICC fueron ligeramente mayores en las portadoras del genotipo polimórfico AA: sin embargo, el análisis estadístico no mostró diferencia significativa. Por otro lado, las mujeres portadoras del genotipo homocigoto silvestre GG presentaron una CCA mayor respecto al genotipo heterocigoto GA con un valor de $p<0.05$.

Se han reportado diferencias en las frecuencias alélicas de este polimorfismo entre grupos étnicos/raciales, sin embargo, otros factores pueden contribuir a tales variaciones genéticas: tamaño de muestra, sexo, puntos de corte para clasificar obesidad e incluso el dimorfismo sexual en los niveles de leptina, el cual podría considerarse un efecto modificador en los estudios de asociación.[6]

Las medidas antropométricas representan marcadores accesibles para evaluar el riesgo de enfermedades relacionadas con obesidad. En particular, el IMC, CC e ICC se han asociado con riesgo de cáncer de mama,[4] de ahí la importancia de nuestro estudio sin embargo, no encontramos diferencias en la distribución del polimorfismo G-2548A del gen *LEP* en nuestros grupos de estudio. Los resultados anteriores sugieren que la presencia del polimorfismo G-2548A del gen *LEP* podría contribuir en menor medida a indicadores antropométricos de obesidad en la población mexicana del Occidente de México.

Mayra Judith García-Robles, D en C,[(1)]
Mary Fafutis Morris, D en C.[(2)]
mfafutis@gmail.com

Cuadro I
MEDIDAS ANTROPOMÉTRICAS Y SU RELACIÓN CON LOS GENOTIPOS DEL POLIMORFISMO G-2548A DEL GEN *LEP* EN MUJERES DEL OCCIDENTE DE MÉXICO CON OBESIDAD Y NORMOPESO. MÉXICO, 2014-2016

Variables	*Control obesidad*					*Control normopeso*				
	Genotipos SNP G-2548A del gen LEP									
	GG	*GA*	*AA*	*p**	*p*‡	*GG n*	*GA n*	*AA n*	*p**	*p*‡
IMC Kg/m^2	35.4 (±4.19)	34.43 (±3.82)	36.95 (±6.33)	NS	NS[a,b]	23.51 (±1.63)	23.16 (±2.00)	23.63 (±1.89)	NS	NS[a,b]
Peso (Kg)	91.72 (±41.41)	86.12 (±12.12)	92.11 (±18.82)	NS	NS[a,b]	60.71(±5.91)	61.65(±6.76)	60.0 (±7.00)	NS	NS[a,b]
Cintura (cm)	105.3(±18.7)	99.33 (±11.25)	105.8 (±15.21)	NS	NS[a,b]	79.15(±10.19)	77.7 (±8.13)	78.67 (±7.80)	NS	NS[a,b]
Cadera (cm)	123.8 (±15.62)	116.5 (±11.83)	121.4 (±16.14)	NS	<0.05[a] NS[b]	97.34 (±6.71)	97.78 (±7.42)	97.75 (±6.71)	NS	NS[a,b]
ICC	0.849(±0.081)	0.854 (±0.070)	0.875 (±0.094)	NS	NS[a,b]	0.811(±0.069)	0.796 (±0.067)	0.804 (±0.053)	NS	NS[a,b]

* Valor de *p* obtenido mediante la prueba Anova de unfactor
‡ Valor de *p* obtenido mediante la prueba t de Student
a) GG *vs* GA
b) GG *vs* AA

IMC: índice de masa corporal; ICC: índice cintura-cadera. GG: genotipo homocigoto silvestre, GA: genotipo heterocigoto, AA: genotipo homocigoto polimórfico. Los datos se presentan como media y ± DE. Significancia estadística: $p<0.05$; NS: no significativo: $p>0.05$

[1] Universidad Politécnica de Zacatecas. Fresnillo, Zacatecas, México.
[2] Departamento de Fisiología, Centro Universitario de Ciencias de la Salud, Universidad de Guadalajara. Guadalajara, México.

https://doi.org/10.21149/9276

Referencias

1. Mammès O, Betoulle D, Aubert R, Giraud V, Tuzet S, Petiet A, *et al.* Novel polymorphisms in the 59 Region of the LEP gene association with leptin levels and response to low-calorie diet in human obesity. Diabetes. 1998;47:487-9. https://doi.org/10.2337/diabetes.47.3.487
2. Le-Stunff C, Le Bihan C, Schork NJ, Bougnères PA common promoter variant of the leptin gene is associated with changes in the relationship between serum leptin and fat mass in obese girls. Diabetes. 2000;49:2196-200. https://doi.org/10.2337/diabetes.49.12.2196
3. Hinuy HM, Hirata MH, Forti N, Diament J, Sampaio MF, Armaganijan D, *et al.* Leptin G-2548 a promoter polymorphism is associated with increased plasma leptin and BMI. Arq Bras Endocrinol Metab. 2008;52(4):611-6. https://doi.org/10.1590/S0004-27302008000400006
4. Wang TS, Huang MG, Chang WT, Ko AM, Tsai EM, Liu CS, *et al.* G-2548A polymorphism of the Leptin gene is correlated with extreme obesity in Taiwanese aborigines. Obesity. 2006;14(2):183-7. https://doi.org/10.1038/oby.2006.23
5. Yang CY, Peng CY, Liu YC, Chen WZ, Chiou WK. Surface anthropometric indices in obesity-related metabolic diseases and cancers. Chang Gung Med J. 2011;34:1-22.
6. Bender N, Allemann N, Marek D, Vollenweider P, Waeber G, Mooser V, *et al.* Association between variants of the leptin receptor gene and overweight: A systematic review and an analysis of the colaus study. PLoS ONE. 2011;6(10):e26157. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0026157

La reciente sindemia de VIH y drogas inyectadas en Hermosillo, Sonora, y cómo hacerle frente a través de una política pública de reducción de daños

Señor editor: México ha experimentado un gradual aumento en la transmisión del virus de inmunodeficiencia humana (VIH) por uso de drogas inyectadas (DI). Para 2015, se estimaba que en el país había 141 690 usuarios de opiáceos, de los cuales, 43.9% residía en Tijuana, Ciudad Juárez, Hermosillo y Guadalajara.[1] Es la primera vez que aparece Hermosillo, Sonora, en el registro de las ciudades con alta presencia de uso de opiáceos.

Del total de personas que ingresaron a centros de tratamiento no gubernamentales en Sonora, aquéllas que reportaron metanfetaminas como principal droga de impacto pasó de 35% en 2007 a 53% en 2014.[2,3] El porcentaje de aquéllos que reportaron heroína como principal droga de impacto pasó de 15 a 19% en el mismo periodo.[2,3] La tasa de incidencia de uso de DI en Sonora pasó de 44.5 por cada 100 000 habitantes en 2009 a 53.8 en 2014.[4] Antes de 2000, el uso de DI representaba 4.8% de todos los nuevos casos de VIH en Hermosillo, mientras que, a 2014, representó 23.1%.[5]

El aumento del uso de DI y la infección por VIH entre personas que se inyectan (PID) emergen en un ambiente de riesgo caracterizado por mayor presencia del crimen organizado –como lo muestra el aumento de 74% en la tasa de homicidios[6]– y el acceso insuficiente a programas de reducción de daños.

Los recursos destinados a la prevención del VIH en PID han disminuido a partir del año 2013. El número de jeringas distribuidas por PID cayó de 19.7 en 2013 a 3.9 en 2014; el número de organizaciones que llevaron a cabo programas de intercambio de jeringas cayó de 3 a 1 durante este periodo.[1] Aunque hay 14 centros de rehabilitación no gubernamentales en Hermosillo, sólo seis cumplen con los estándares mínimos estipulados por la ley[7] y no hay protocolos para integrar los servicios de tratamiento del VIH, la reducción del daño y el uso problemático de drogas. La única clínica de metadona en la ciudad fue clausurada en 2015 por la Comisión Federal para la Protección contra Riesgos Sanitarios (Cofepris), sin que hasta a la fecha se haya implementado alguna acción pública para ofrecer alternativas a los usuarios que estaban tratando su dependencia a la heroína.

Para hacer frente de manera efectiva a la creciente sindemia de VIH y drogas inyectadas en Hermosillo es necesario avanzar en cuatro líneas de acción: 1) debe ponerse en marcha una política pública de reducción de daños que garantice los recursos necesarios para realizar acciones de este tipo en áreas prioritarias; 2) es necesario aumentar la vinculación entre los programas de prevención y atención de VIH/sida y los programas de prevención y control de las adicciones; 3) urge ampliar la oferta pública de clínicas de metadona, y 4) apremia garantizar el acceso universal a la terapia antirretroviral para PID independientemente de su condición de uso de drogas. Vincular los servicios de organizaciones de la sociedad civil con aquéllos ofertados por instituciones gubernamentales es un aspecto clave en este proceso.

Angélica Ospina-Escobar, D en Est Pobl,[1]
angelicaospinae@gmail.com
Carlos Magis-Rodríguez, D en SP.[2]

[1] Universidad Nacional Autónoma de México. México .
[2] Centro Nacional para la Prevención y Control del VIH//Sida. Ciudad de México, México.

https://doi.org/10.21149/9142

Referencias

1. Centro Nacional para la Prevención y el Control del VIH y el sida. Informe Nacional de avances en la respuesta al VIH y el SIDA. México, DF: Secretaría de Salud, Censida, 2015.
2. Secretaría de Salud, Subsecretaría de Prevención y Promoción de la Salud, Sistema de Vigilancia Epidemiológica de las Adicciones. Informe Sonora 2007. México: Secretaría de Salud, 2007.
3. Secretaría de Salud, Subsecretaría de Prevención y Promoción de la Salud, Sistema de Vigilancia Epidemiológica de las Adicciones. Informe Sonora 2014. México: Secretaría de Salud, 2007.
4. Comité de Monitoreo y Evaluación del Consejo Nacional para la prevención del Sida. Boletín del grupo de información sectorial de VIH, SIDA e ITS No. 12 (diciembre 2014). Ciudad de México: Secretaría de Salud, 2014 [citado agosto 1, 2017]. Disponible en: http://www.censida.

salud.gob.mx/descargas/comites/monitoreo/Bol12_2014_21122015_VER_S_T.pdf
5. Secretaría de Salud, Sistema de Vigilancia Epidemiológica de VIH/SIDA. Casos de VIH y SIDA diagnosticados y notificados según año y vía de transmisión en las ciudades de Tijuana, Ciudad Juárez y Hermosillo 1983-2014. México, DF: Secretaría de Salud, 2015 [citado mayo 22, 2018]. Disponible en: http://www.sisi.org.mx/jspsi/documentos/2015/seguimiento/00012/000120030831 5_065.pdf
6. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Estadísticas de Mortalidad. Defunciones por homicidios según ciudad de registro. México, Inegi: 2017 [citado feb 2, 2018]. Disponible en: http://www.inegi.org.mx/sistemas/olap/proyectos/bd/continuas/mortalidad/defuncioneshom.asp?s=est
7. Secretaría de Salud, Centro Nacional contra las Adicciones. Centros Residenciales con Reconocimiento CONADIC/CENADIC en Hermosillo, Sonora. México, DF: Secretaría de Salud, 2015 [citado febrero 12, 2017]. Disponible en: http://www.sisi.org.mx/jspsi/documentos/2015/seguimiento/00012/000120030811 5_065.pdf

El análisis de las desigualdades en salud: comentarios a Julio Pisanty-Alatorre

Señor editor: Hemos leído con interés el artículo "Inequidades en la mortalidad materna en México: un análisis de la desigualdad a escala subestatal", publicado recientemente,[1] el cual destaca la importancia de analizar la mortalidad materna en México e identificar aquellas condiciones que determinan las desigualdades. Sin embargo, deseamos hacer los siguientes comentarios.

En el artículo se menciona el interés de conocer el estado que guardan los municipios respecto a la mortalidad materna. Al respecto, es importante señalar que el uso de la razón de mortalidad materna (RMM) como indicador ha sido ampliamente justificado, incluyendo la construcción del numerador/denominador elegido para tal fin y considerando además los problemas de registro subyacentes, así como la importancia de la reclasificación.[2,3] La RMM no es un promedio de las defunciones; la construcción de ambas mediciones difieren respecto a la relación numerador/denominador, por lo que su consideración en el artículo no es correcta.

Es importante reconocer que ningún sistema de notificación y vigilancia epidemiológica da cuenta de todos los casos, pero se pueden estimar las cifras reales a través del método de captura y recaptura o el de inventario, lo que sería de utilidad para dar respuesta al interés que se plantea en el artículo.

Se menciona que no existen antecedentes de la notificación de márgenes de error de las cifras, por lo que son poco confiables, y se plantea el uso del error estándar relativo (EER) a partir de la fórmula propuesta, donde se supone que la RMM es una proporción. A lo anterior, el cálculo del error estándar describe la desviación estándar de la distribución muestral de un estadístico, no la distribución de los valores individuales, siendo el EER la expresión del error estándar como porcentaje de la media y de utilidad cuando los datos fueron obtenidos a partir de una muestra, lo cual no ocurrió en el artículo.[4]

El autor interpreta en sus conclusiones la diferencia de la Razón de mortalidad materna (RMM) entre los espacios territoriales como una medición de riesgo o probabilidad, sin embargo, dada la naturaleza de la misma, no es adecuada dicha interpretación, ya que no expresa términos de probabilidad, como lo haría una razón de prevalencia o razón de momios.[5]

Por otra parte, el análisis del socioterritorio utilizado en el artículo se basa en el método de Jenck, entre cuyas ventajas destaca que no permite comparaciones directas y sólo se justifica cuando existen discontinuidades. Para el abordaje del socioterritorio es necesario considerar las características sociales-económicas para delimitar dichos espacios, sobre los cuales se analizan los indicadores de salud y las brechas de desigualdad.

Es recomendable que para el análisis de desigualdades en salud se realicen mediciones absolutas y relativas específicas. El uso del Índice de Disparidad e Índice de Theil permite conocer las desigualdades entre regiones y la eventual modificación en sus valores en periodos de tiempo específicos, tomando en cuenta que la unidad de análisis por municipio o estado es de dimensión no ordenada (ordinal) y considerando el cero como valor de igualdad.

Oswaldo Sinoe Medina-Gómez, MC, D en SC,[(1)]
epired@gmail.com
Jacqueline Espinosa-Felix, MC,[(2)]
Karla Sarahí Ramos-Orenday, MC.[(2)]

[(1)] *Escuela Nacional de Enfermería y Obstetricia, Universidad Nacional Autónoma de México. Ciudad de México, México.*
[(2)] *Coordinación de Vigilancia Epidemiológica, Instituto Mexicano del Seguro Social. Ciudad de México,México.*

http://doi.org/10.21149/9252

Referencias

1. Pisanty-Alatorre J. Inequidades en la mortalidad materna en México: un análisis de la desigualdad a escala subestatal. Salud Publica Mex 2017;59:639-649. https://doi.org/10.21149/8788
2. Eternod- Arámburu M. Metodología para calcular la razón de mortalidad materna: un mejor registro y un indicador deficiente. Realidad, Datos y Espacio Rev Int Estad Geog 2012; 3(1): 24-69.
3. Torres LM, Rhenals AL, Jiménez A, Ramírez-Villalobos D, Urióstegui R, Piña M, Rocha H. Búsqueda intencionada y reclasificación de muertes maternas en México: el efecto en la distribución de las causas. Salud Publica Mex 2014; 56(4):333-347. https://doi.org/10.21149/spm.v56i4.7353
4. Centers for Disease Control and Prevention/ National Center for Health Statistics. Reliability of estimates [sitio de internet]. Atlanta: CDC. [consultado nov 10, 2017]. Disponible en: https://www.cdc.gov/nchs/ahcd/ahcd_estimation_reliability.htm
5. Moreno-Altamirano A, López-Moreno S, Corcho-Berdugo A. Principales medidas en epidemiología. Salud Pública Mex 2000;42(4):337-348. https://doi.org/10.1590/S0036-36342000000400009

Respuesta a la carta al editor "El análisis de las desigualdades en salud"

Señor editor: En primer lugar, agradezco la atención brindada por los doctores Medina, Espinosa y Ramos[1] al artículo "Inequidades en la mortalidad materna en México: un análisis de la desigualdad a escala subestatal" y aprovecho este espacio para dar respuesta a sus comentarios.

El propósito de la investigación en cuestión[2] fue conocer el estado de la distribución espacial de la mortalidad materna (MM) a la escala más fina posible dado que, como me parece que coincidimos, incluso los datos a nivel estatal pueden esconder grandes desigualdades al interior de los estados.

Los autores del comentario señalan que "la RMM no es un promedio de las defunciones, la construcción de ambas mediciones difieren respecto a la relación numerador/denominador, por lo que su consideración en el artículo no es correcta". Al respecto, es claro que la RMM no es un promedio en sí misma, pero sí puede afirmarse que la RMM de una región es el promedio de la RMM de las subregiones que la componen. Como ejemplo, la RMM nacional es el promedio (ponderado) de la RMM de los 32 estados.

La limitación con la que nos encontramos en este trabajo es que, aunque la RMM nacional es inaceptablemente alta en relación con la meta fijada como parte de los Objetivos del Milenio, el número de muertes, en términos absolutos, es pequeño. Adicionalmente, existe un gran número de municipios en el país con muy pocos nacimientos registrados, lo que implica que en dichos lugares, aún si tuvieran una mortalidad materna sumamente alta, tendríamos que esperar muchos años para observar un evento de muerte materna. En cambio, una sola muerte materna en un municipio con pocos nacimientos hace que el indicador se dispare a cifras extremadamente altas, como es el caso con el municipio de San Miguel del Río, Oaxaca, que se menciona en el artículo.

Lo anterior nos plantea el problema que denominamos el *límite de resolución*, o la escala más fina a la que es posible analizar un indicador de salud brindando datos confiables. En el artículo proponemos una solución a este problema, basada en el error estándar relativo (EER) de una proporción. Con base en ello se concluye que no es factible analizar la RMM a nivel municipal, pero sí es factible hacerlo a una escala intermedia entre el municipio y el estado: la región subestatal.

En ese sentido, es cierto que el uso habitual del EER es la estimación del valor poblacional cuando los datos son obtenidos de una muestra, tal como señalan Medina, Espinosa y Ramos en su comentario. Si bien los datos de MM provienen de conteos totales y no de estimaciones a partir de una muestra, continúan estando sujetos a cierto grado de variación aleatoria que, cuando el número es pequeño, puede tener un efecto importante.[3-6]

Por lo anterior, al menos en Estados Unidos, se ha utilizado el EER como parámetro para determinar cuándo una tasa o razón es poco confiable.[4-6] Cabe mencionar que existen otras fórmulas para calcular el EER de la RMM que, *stricto sensu*, son más correctas que la utilizada en el artículo, pues toman en cuenta la variación aleatoria tanto del número de muertes maternas como de nacimientos.[6] Sin embargo, la diferencia en este cálculo entre los dos métodos, para las regiones analizadas, resulta mínima.

Los autores del comentario señalan que es inadecuada la interpretación de la "RMM entre los espacios territoriales como una medición de riesgo o probabilidad". Al respecto, es pertinente señalar que la RMM se utiliza internacionalmente como una aproximación a la tasa de muerte materna por número de mujeres embarazadas, que sería la medida ideal, pero resulta casi imposible de calcular pues ningún país lleva un registro del total de embarazos. Por ello, la RMM es la mejor medida disponible del riesgo de morir asociado con el embarazo.[7,8] En ese sentido, es posible interpretar la comparación entre dos regiones de manera similar a la medida de riesgo relativo.[9]

Respecto al señalamiento de que "para el abordaje del socioterritorio es necesario considerar las características sociales y económicas para posteriormente delimitar dichos espacios", es importante resaltar que en el artículo la regionalización se hizo con base en las regiones político administrativas de los estados de la República, misma que –en la mayoría de los casos, y ciertamente de forma imperfecta– refleja una serie de características políticas, económicas y sociales de los territorios. Los límites de dichas regiones son cierta y necesariamente arbitrarios, tanto como los límites de los municipios, los estados o –incluso– los países.

Asimismo, el método de Jenks no se utiliza para la regionalización, sino para generar las categorías de regiones según su RMM al momento de producir los mapas que se muestran en el artículo y en el anexo.[10] Este método, frente a otros como el de cuantiles o el de intervalos iguales, presenta la ventaja de que minimiza la variación al interior de una clase y maximiza la variación entre clases.[11] Generalmente, esto produce los mapas más confiables y permite identificar, en la medida de lo posible, las "rupturas naturales" en la serie de datos.

Finalmente, para el trabajo se consideró utilizar el Índice de Gini como medida de desigualdad, por ser probablemente el más conocido y de más fácil interpretación. Sin embargo, no deja de ser de sumo interés, como proponen Medina, Espinosa

y Ramos, utilizar otras medidas de desigualdad, tomando en cuenta que una limitación de la presente investigación es que no se calcularon variables socioeconómicas para las regiones analizadas y, por lo tanto, es imposible ordenarlas de acuerdo con alguna de ellas.[12-14]

La primera medida sugerida por los autores, el Índice de Disparidad (ID) de Pearcy y Keppel,[12,13] arroja resultados muy similares a la medición del Índice de Gini. El ID nacional entre regiones, expresado como porcentaje, es de 194%, con cuatro estados que presentan índices particularmente altos: Oaxaca (ID=145%), Chihuahua (ID=144%), Guerrero (ID=137%) y Nayarit (ID=134%). Son, como puede verse, los mismos estados que presentan un Índice de Gini más alto que el nacional.

Calcular el Índice de Theil arroja resultados más interesantes. La ventaja de este índice es que permite desagregar la desigualdad en un componente "entre regiones" y un componente "intrarregiones". Para el caso que nos ocupa, esto implica calcular un componente "entre estados" y un componente "intraestados". Para el cálculo del índice, se puede utilizar la siguiente fórmula, adaptada de Harper y colaboradores[13] y tomando el componente de desagregación según lo explican Conceiçao y Ferreira:[15] $T=T_{EE}+T_{IE}$, donde T_{EE} es el componente "entre estados" de la desigualdad en RMM, calculado como $T_{EE}= \sum_i^k \left[\frac{N_i}{N} \frac{M_i}{M} \ln\left(\frac{M_i}{N}\right)\right]$, y T_{IE} es el componente "intraestados", calculado como $T_{IE}= \sum_i^k \left[\frac{M_i}{M} \sum_j^{mi} \left(\frac{N_j}{N_i} \frac{M_j}{M_i} \ln\left[\frac{M_j}{M_i}\right]\right)\right]$, siendo N el número de nacimientos, M el número de muertes maternas; i el estado y k el número de estados; j la región y mi el número de regiones del estado i.

Calculado de esta manera, tenemos que T=0.0534, T_{EE}=0.0218 y T_{IE}=0.0316. Esto quiere decir que del "total de desigualdad" en la RMM del país, 41% proviene de la desigualdad entre estados y 59% de la desigualdad al interior de ellos. Más aún, es posible calcular la contribución individual de cada estado a la desigualdad total. Nuevamente, Nayarit, Chihuahua, Oaxaca y Guerrero tienen los índices de Theil más altos; juntos contribuyen con 34% de la desigualdad nacional.

Concluyo agradeciendo nuevamente los estimulantes comentarios y esperando que el artículo original y las anotaciones aquí presentadas sirvan, si no para otra cosa, para fomentar la continua investigación y como denuncia de las desigualdades en salud que continúan cobrando la vida de un inaceptable número de mujeres cada año.

Julio Pisanty-Alatorre, Med Cir.[(1)]
julpisanty@gmail.com

[(1)] *Instituto Mexicano del Seguro Social. México.*

https://doi.org/10.21149/9393

Referencias

1. Medina-Gómez OS, Espinosa-Félix J, Ramos-Orenday KS. El análisis de las desigualdades en salud: comentarios a Julio Pisanty-Alatorre. Salud Publica Mex. 2018;60(5):494-5. https://doi.org/10.21149/9252
2. Pisanty-Alatorre J. Inequidades en la mortalidad materna en México: un análisis de la desigualdad a escala subestatal. Salud Publica Mex. 2017;59(6):639-49. https://doi.org/10.21149/8788
3. Brillinger DR. The natural variability of vital rates and associated statistics. Biometrics. 1986;42(4):693-734. https://doi.org/10.2307/2530689
4. Washington State Department of Health. Guidelines for Working with Small Numbers. Washington DC: WSDH, 2012 [citado enero 3, 2018]. Disponible en: https://www.doh.wa.gov/Portals/1/Documents/1500/SmallNumbers.pdf
5. Washington State Department of Health. Guidelines for Using Confidence Intervals for Public Health Assessment. Washington DC: WSDH, 2012. Disponible en: https://www.doh.wa.gov/Portals/1/Documents/1500/ConfIntGuide.pdf
6. Hoyert DL. Maternal mortality and related concepts. National Center for Health Statistics. Vital Health Stat. 2007; 3(33) [citado enero 3, 2018] Disponible en: https://www.cdc.gov/nchs/data/series/sr_03/sr03_033.pdf
7. Wilmoth J. The lifetime risk of maternal mortality: concept and measurement. Bull World Health Organ. 2009;87:256-62. https://doi.org/10.2471/BLT.07.048280
8. Ekele BA. The denominator for maternal mortality—total births or live births? BJOG. 2002;109(12):1418. https://doi.org/10.1046/j.1471-0528.2002.02005.x
9. Moreno-Altamirano A, López-Moreno S, Corcho-Berdugo A. Principales medidas en epidemiología. Salud Publica Mex. 2000;42(4):337-48. https://doi.org/10.1590/S0036-36342000000400009
10. Pisanty-Alatorre J. Inequidades en la mortalidad materna en México: un análisis de la desigualdad a escala subestatal. Anexo I. Zenodo. 2017. https://doi.org/10.5281/zenodo.845930
11. Brewer CA. Basic mapping principles for visualizing cancer data using geographic information systems (GIS). Am J Prev Med. 2006;30(2):S25-36. https://doi.org/10.1016/j.amepre.2005.09.007
12. Schneider MC, Castillo-Salgado C, Bacallao J, Loyola E, Mujica OJ, Vidaurre M, *et al.* Métodos de medición de las desigualdades en salud. Rev Panam Salud Publica. 2002;12(6):398-415.
13. Harper S, Lynch J, Meersman SC, Breen N, Davis WW, Reichman ME. An Overview of methods for monitoring social disparities in cancer with an example using trends in lung cancer incidence by area-socioeconomic position and race-ethnicity, 1992-2004. Am J Epidemiol. 2008;167(8):889-99. https://doi.org/10.1093/aje/kwn016
14. Messer LC. Invited commentary: Measuring social disparities in health-What was the question again? Am J Epidemiol. 2008;167(8):900-4. https://doi.org/10.1093/aje/kwn019
15. Conceiçao P, Ferreira P. The young person's guide to the theil index: Suggesting intuitive interpretations and exploring analytical applications. UTIP Work Pap. 2000:14. https://doi.org/10.2139/ssrn.228703