



Contribución de la dieta a la exposición al plomo de niños de 1 a 7 años en La Plata, Buenos Aires

Contribution of diet to lead exposure among children aged 1 to 7 years in La Plata, Buenos Aires

Enrique Martins¹, Agustina Malpeli¹, Daniel Asens^{1,2}, Luis Telese², Victoria Fasano¹, Vania Vargas¹, Marina Tavella¹, Jorge Colman^{3,4}

Resumen

Introducción: el plomo es un metal tóxico, que, aun en bajas concentraciones sanguíneas, es capaz de alterar el normal desarrollo neurológico de los niños, por lo que no existe un nivel aceptable de plumbemia. La absorción de plomo de los alimentos es la mayor contribución a los niveles de plumbemia de la población no expuesta laboralmente o a ambientes contaminados. El objetivo fue determinar la contribución dietaria a la exposición al plomo en niños de 1 a 7 años de edad que concurrían por controles de salud al Hospital de Niños de La Plata.

Población y métodos: el estudio se realizó entre junio de 2015 y mayo de 2016. Se realizó un cuestionario de frecuencia de consumo de alimentos sobre 91 niños cuya edad promedio \pm desvío estándar fue de $3,0 \pm 1,7$ años, sobre la cual se seleccionaron los alimentos por analizar. Se compraron los alimentos seleccionados en diversos comercios de la región. Se armaron muestras compuestas de diversos grupos de alimentos. Se determinó la concentración de plomo en los grupos de alimentos y, finalmente, se estimó la ingesta diaria de plomo de la población estudiada.

Resultados: la ingesta diaria de plomo fue de 138

$\mu\text{g}/\text{día}$. Los grupos de alimentos que tuvieron mayor contribución fueron los productos cárnicos procesados (15,4%), los panificados (14,8%), la leche (12,5%) y la carne (11,7%).

Conclusiones: los niños de 1 a 7 años que concurren a un hospital público de La Plata tienen una carga de plomo en la dieta de 138 $\mu\text{g}/\text{día}$.

Palabras clave: plomo, niño, dieta.

Summary

Introduction: lead is a toxic metal which, even at low blood levels, can alter normal neurodevelopment in children, so no blood lead level is acceptable. Lead absorption from diet accounts for the highest contribution to blood lead levels in the population who is not exposed to contaminated environments or because of their occupation. The objective of this study was to determine the contribution of diet to lead exposure among children aged 1 to 7 years who attended Hospital de Niños de La Plata for health check-ups.

Population and methods: the study was conducted between June 2015 and May 2016. A questionnaire on

1. Instituto de Desarrollo e Investigaciones Pediátricas "Prof. Dr. Fernando E. Viteri" (IDIP), Hospital de Niños "Sor María Ludovica" de La Plata, MS/Comisión de Investigaciones Científicas (CIC). Provincia de Buenos Aires (PBA).

2. Instituto Biológico "Dr. Tomás Perón", Ministerio de Salud de la Provincia de Buenos Aires. Centro de Investigación y Desarrollo en Procesos Catalíticos (CINDECA), Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Facultad de Ciencias Exactas, Universidad Nacional de La Plata (UNLP).

3. Centro de Investigaciones del Medio Ambiente (CIMA), Facultad de Ciencias Exactas, Universidad Nacional de La Plata.

Financiamiento: El estudio fue financiado por una Beca Salud Investiga del Ministerio de Salud de la Nación.

Conflicto de intereses: Ninguno que declarar.

Recibido: 12-1-2017.

Aceptado: 20-7-2017

Publicado en: Arch Argent Pediatr 2018;116(1):14-20

the frequency of food intake was administered to 91 children whose average age \pm standard deviation was 3.0 ± 1.7 years, and foods included in the analysis were selected based on this questionnaire. Selected foods were purchased from different regional stores. Composite samples were made up of different food groups. Lead levels corresponding to each food group were determined and, finally, the daily intake of lead was estimated for the studied population.

Results: *the daily intake of lead was 138 μ g/day. The food groups with the higher intake rates were processed meat products (15.4%), bakery products (14.8%), milk (12.5%), and meat (11.7%).*

Conclusions: *children aged 1 to 7 years attending a public hospital in La Plata have a lead burden from dietary intake of 138 μ g/day.*

Key words: lead, child, diet.

Introducción

Los metales están presentes naturalmente en la corteza terrestre y sus niveles en el ambiente varían entre diferentes regiones⁽¹⁾. La entrada de plomo al ambiente puede deberse a fuentes naturales y antropogénicas, como la erosión de la corteza terrestre, minería, productos de combustión de motores, efluentes industriales, producción y disposición final de acumuladores y algunos fertilizantes y pesticidas fosforados, entre otros. Estas fuentes generan una carga de plomo ambiental que permanece en la corteza terrestre, principalmente, en el suelo y el agua^(1,2). Las condiciones ambientales y de salubridad durante el cultivo, cría, procesamiento, manipulación y conservación pueden influenciar la contaminación de los productos alimenticios con plomo ambiental⁽³⁾.

Algunos metales son esenciales para la vida humana porque tienen una función biológica⁽⁴⁾; otros, como el plomo, no tienen función biológica conocida, aunque sí se conocen bien sus efectos perjudiciales para la salud. En los últimos años, se ha demostrado que niveles bajos de plomo se asocian con efectos adversos sobre el desarrollo neuropsicológico en los primeros años de vida, capaces de causar una disminución de la inteligencia que puede persistir aún después de la niñez⁽⁵⁾. Desde 2012, los Centros para el Control y Prevención de Enfermedades (*Centers for Disease Control and Prevention*, CDC) de los Estados Unidos de América (EE.UU.) establecieron el nivel de referencia de plomo en sangre en niños en 5 μ g/dl, valor por debajo del cual se encuentra el 97,5% de los niños menores de 5 años de EE.UU.⁽⁶⁾,

pero todavía no se ha establecido un umbral de niveles de plomo en sangre por debajo del cual no haya efectos adversos sobre el neurodesarrollo⁽⁷⁾. Los niños son más vulnerables frente a la exposición al plomo, debido a que tienen un mayor riesgo de ingerir plomo ambiental por su normal actividad mano-boca; la absorción de plomo por el tracto gastrointestinal es mayor en niños (25%) que en adultos (8%)⁽¹⁾ y el sistema nervioso en desarrollo es mucho más vulnerable a los efectos tóxicos del plomo que el cerebro maduro⁽⁵⁾.

Varios factores ambientales, socioeconómicos y de hábitos de vida pueden ser considerados como determinantes de niveles de plomo en sangre elevados^(8,9). Particularmente en niños con bajos niveles de exposición (plombemia entre 5 y 10 μ g/dL), se cree que el plomo proviene de múltiples fuentes⁽¹⁰⁾. Aunque algunos individuos están expuestos al plomo en ambientes contaminados o laboralmente, para la mayoría de la población, la principal fuente de exposición es a través de la dieta⁽¹¹⁾. Además, las carencias nutricionales de minerales, como el hierro, el calcio y el zinc, favorecen la absorción de plomo y la carencia de vitaminas, como las del grupo B y el ácido ascórbico, puede exacerbar los efectos adversos de la intoxicación con plomo⁽⁴⁾.

El objetivo del estudio fue determinar la contribución dietaria a la exposición al plomo en niños de 1 a 7 años de edad que concurrían por controles de salud al Hospital de Niños de La Plata.

Población y métodos

El estudio se realizó entre junio de 2015 y mayo de 2016, en el Instituto de Desarrollo e Investigaciones Pediátricas “Prof. Dr. Fernando E. Viteri” (IDIP), Hospital Interzonal de Agudos Especializado en Pediatría (HIAEP) “Sor María Ludovica” - Comisión de Investigaciones Científicas de la Pcia. de Buenos Aires (CIC-PBA). El diseño del estudio fue observacional, analítico, de corte transversal, basado en la metodología de estudios de “dieta total” o de “canasta de mercado”.

La población estudiada presenta características sociodemográficas que la pueden diferenciar de la población general, como una prevalencia de hogares con necesidades básicas insatisfechas de 36%, que más del 80% de los hogares tienen condiciones ocupacionales precarias y un 10% de las madres no terminaron la escuela primaria⁽¹²⁾. La selección de la muestra fue no probabilística, por conveniencia. Participaron niños de 1 a 7 años de ambos sexos, que acudieron a la consulta en el Observatorio de Salud del IDIP. Se excluyeron los niños que, por diversas circunstancias fisiopatológicas, realizaban algún tipo de dieta especial o cuyos padres (o tutor) no aceptaron participar en el estudio.

Se definió la variable “ingesta diaria de alimentos” (ID), cuyo indicador fue la mediana de la ingesta diaria de alimentos. Su fórmula se detalla a continuación.

$ID_i = I_i \times F_i / 30,4$ (fórmula 1), en la que I_i es la mediana de ingesta diaria de alimentos en g/día y F_i la frecuencia de consumo del alimento i , en días en un mes. Se asumió que un mes tenía 30,4 días (365/12)⁽¹³⁾.

A su vez, se definió la variable “contaminación con plomo de alimentos”, cuyo indicador fue la concentración de plomo de la muestra compuesta (Cpb) de cada grupo de alimentos, expresada en μg de plomo/g de alimento.

Finalmente, se definió la variable “exposición dietaria al plomo”, cuyo indicador fue la ingesta diaria de plomo (Ipb), que se calculó mediante la siguiente fórmula basada en los dos indicadores anteriores:

$$Ipb = \sum_{i=1}^n Cpb_i \times ID_i \quad (\text{fórmula 2})$$

Etapas del estudio

Etapa 1. Encuesta alimentaria

Para la determinación del indicador ID, se utilizó un cuestionario de frecuencia de consumo (véase *Anexo* en formato electrónico), en el que los padres o tutores de los niños contestaron preguntas acerca de la ingesta de alimentos en el último mes. Adicionalmente, se investigó la marca de los alimentos consumidos y dónde la familia realizaba las compras de alimentos frescos y secos. La encuesta alimentaria fue diseñada sobre la base de estudios previos realizados en la Institución^(14,15) y realizada por licenciados en Nutrición.

Etapa 2. Análisis de la encuesta alimentaria y selección de alimentos para investigar.

Armado de los grupos de alimentos

Del análisis de la encuesta alimentaria, se obtuvieron los alimentos que cubrían el 90% de la ID para seleccionar cuáles comprar y realizar la determinación de plomo. De acuerdo con el análisis de los resultados de la encuesta alimentaria, los alimentos se agruparon en los siguientes grupos para su análisis, como muestra compuesta: I. Panificados, II. Cereales, III. Huevos, IV. Aceites y grasas, V. Frutas, VI. Vegetales, VII. Carne, VIII. Productos cárnicos, IX. Leche, X. Productos lácteos, XI. Bebidas, XII. Dulces, XIII. Condimentos, XIV. Agua.

Etapa 3. Compra y preparación de los alimentos seleccionados

Los alimentos seleccionados se compraron en distintos comercios teniendo en cuenta las respuestas de la encuesta alimentaria. La organización fue la siguiente: para alimentos producidos a escala industrial, se compraron los productos en un hipermercado y en un almacén de barrio cuando no se pudieron conseguir en el primero. Para los productos frescos, se compraron en 4 comercios, un hipermercado y tres locales barriales diferentes.

Los alimentos se prepararon de la manera más habitual para su consumo, cada uno por separado, y de la manera más representativa (crudo, lavado, pelado o cocinado en agua bidestilada con utensilios de acero inoxidable); las partes no comestibles fueron descartadas. Los alimentos sólidos fueron homogenizados con una procesadora de alimentos de mano, de acero inoxidable. Se armaron las muestras compuestas considerando la proporción de cada alimento según la encuesta.

Etapa 4. Determinación de plomo

Se pesaron, aproximadamente, 0,5 g de cada muestra compuesta y se colocaron en recipientes adecuados para su digestión por calor y presión en microondas. A cada muestra compuesta se le agregaron 8 ml de ácido nítrico 65% (Merck EMSURE, Darmstadt, Alemania) gota a gota; luego se agregó 1 ml de peróxido de hidrógeno 30% (Merck EMSURE Darmstadt, Alemania). Se realizó la digestión en un digestor de microondas CEM MDS-2000 (CEM Corporation, Matthews, USA). Finalmente, las muestras se llevaron a un volumen final de 25 ml con agua bidestilada y se guardaron a -20°C en contenedores plásticos hasta su análisis. Se determinó la Cpb en las muestras digeridas en un espectrómetro de emisión atómica por plasma de microondas Agilent 4100 MP-AES (Agilent, Santa Clara Ca, USA), a una longitud de onda de 405,781 nm. Se analizaron blancos del agua bidestilada usada para cocinar los alimentos antes y después de llevar a hervor, así como también blancos de reactivos.

Análisis de resultados

Para el tratamiento estadístico de los datos, se utilizó el *software* SPSS versión 18. El cálculo de la Ipb se realizó utilizando las fórmulas 1 y 2.

Se comparó la Ipb calculada con la ingesta semanal tolerable provisoria (*provisional tolerable weekly intake*; PTWI, por sus siglas en inglés) de $25 \mu\text{g}/\text{kg}$ de peso corporal vigente desde 1993 hasta 2010, en que aparecieron las nuevas recomendaciones de la Organización

de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (*Food and Agriculture Organization, FAO*).⁽¹⁶⁾

Aspectos éticos

El protocolo del estudio fue aprobado por el Comité Institucional de Revisión de Protocolos de Investigación (CIRPI) del Hospital de Niños “Sor María Ludovica”. La recolección de datos personales se realizó de acuerdo con el artículo 3° de la Ley Nacional 25326 de Protección de Datos Personales, mediando, en todos los casos, la autorización escrita en un consentimiento informado libre y expreso de los padres o tutores, luego de que se les explicara detalladamente el procedimiento y los objetivos del estudio.

Resultados

Se realizaron encuestas alimentarias a padres o tutores de 91 niños cuya edad promedio \pm desvío estándar (DE) fue de $3,0 \pm 1,7$ años. Un 66% eran varones. La zona de La Plata más representada por los encuestados fue la sudoeste (59%), compuesta por los barrios de Los Hornos, Altos de San Lorenzo, Olmos y Villa Elvira. En segundo lugar, se encontró la zona oeste (41%), compuesta por San Carlos, Melchor Romero, Abasto y Gorina.

En la tabla 1 se enumeran los alimentos que cubrían, en conjunto, el 90% de la ID, agrupados en muestras compuestas. La Ipb total fue de $138,2 \mu\text{g}/\text{día}$. Los grupos de alimentos que más contribuyeron a la ingesta de plomo fueron los productos cárnicos (15,4%), seguidos de los panificados (14,8%), la leche (12,5%) y la carne (11,7%). Estos grupos de alimentos en conjunto representaron más del 50% del aporte de plomo.

Discusión

Los alimentos que cubren el 90% de la ID en la encuesta realizada tienen una importante superposición con los alimentos referidos con mayor frecuencia para niños de entre 6 meses y 5 años en la Encuesta Nacional de Nutrición y Salud (ENNyS) de 2007⁽¹⁷⁾. La Ipb estimada en nuestro estudio es mayor que en la mayoría de los países comparados (Tabla 2), excepto en Chile. Aunque la Ipb en estos estudios se evalúa en la población general, se ha encontrado que la ingesta de plomo estimada no varía mucho entre los distintos grupos etarios⁽¹⁸⁾.

En la estimación de la ingesta de plomo, no se consideró el aporte del agua de bebida, ya que hubo una gran dificultad para estimar su mediana de consumo diario. Sin embargo, teniendo en cuenta los requerimientos diarios de consumo de agua, su aporte podría ser considerable. Para niños de entre 1 y 3 años, el requerimiento diario de agua obtenido de bebidas es de 900 ml y, para niños de entre 3 y 7 años, 1200 ml⁽¹⁹⁾. Asumiendo que to-

dos los niños en nuestro estudio cumplieron con el requerimiento de ingesta y luego restando los mililitros de otras bebidas (jugo, gaseosa y leche), quedan unos 320 ml de agua. Dadas estas condiciones, el aporte de plomo del agua de red sería, aproximadamente, de $48 \mu\text{g}/\text{día}$, lo que llevaría la Ipb total a $186,2 \mu\text{g}/\text{día}$.

Los grupos de alimentos que contribuyen en mayor medida a la exposición dietaria al plomo tienen importantes variaciones geográficas. Según la Autoridad Europea de Seguridad Alimentaria (*European Food Safety Authority, EFSA*), los grupos de alimentos que contribuyeron, principalmente, a la exposición poblacional al plomo en Europa fueron pan, tostadas, sopas, vegetales, frutas, agua, bebidas no alcohólicas, bebidas alcohólicas, azúcares y productos de repostería⁽¹⁶⁾. En estudios de dieta total realizados en EE.UU., entre 1991 y 2005, los alimentos con mayores valores de plomo fueron encurtidos de pepino, golosinas de chocolate con leche, coctel de frutas enlatado, jarabe de chocolate, papa enlatada, damasco enlatado y camarones⁽¹⁶⁾. En el estudio SCOOP de 2004, en 10 países europeos, las mayores concentraciones de plomo se encontraron en hierbas y especias, seguidas de carne de animales de caza, alimentos dietéticos, suplementos dietéticos y vino⁽¹³⁾. En Chile, las mayores concentraciones de plomo se encontraron en azúcares, frutas y especias. Otros contribuyentes importantes a la exposición dietaria al plomo fueron pan, productos lácteos y carne⁽¹⁸⁾. En España, Llobet et al., encontraron que los alimentos que contribuían en mayor medida a la exposición dietaria al plomo en varones de todos los grupos poblacionales fueron los cereales. En mujeres, aunque los cereales tuvieron importancia, los más importantes contribuyentes fueron el pescado y los mariscos. Otros alimentos cuantitativamente importantes fueron vegetales y frutas⁽²⁰⁾.

En el presente estudio, los grupos de alimentos que más contribuyeron a la ingesta de plomo no reflejaron lo reportado por la EFSA, EE. UU. o el estudio SCOOP, pero tuvieron cierta similitud con el estudio chileno de Muñoz et al., y el español de Llobet et al.

La ingesta semanal de plomo, utilizando nuestra estimación, supera ampliamente la PTWI de plomo vigente hasta 2010, de $25 \mu\text{g}/\text{kg}$ de peso corporal, aun considerando el caso más extremo de un niño de 30 kg (como un niño de 7 años con peso adecuado, considerando hasta el percentilo 97)⁽²¹⁾. El valor de la PTWI para este caso sería de $750 \mu\text{g}$ de plomo semanales ($30 \text{ kg} * 25 \mu\text{g}/\text{kg}$), inferior a la estimación de la mediana ingesta de plomo semanal en nuestro estudio, que fue de $967,4 \mu\text{g}$.

Cabe mencionar que, en 2010, el Comité Conjunto de Expertos en Aditivos de Alimentos de la FAO y la Organización Mundial de la Salud (OMS) y el Panel de Contaminantes de Cadena Alimentaria de la Autoridad

Tabla 1. Componentes de cada muestra compuesta, con su mediana de ingesta diaria. Concentración de plomo en peso húmedo de la muestra compuesta y su aporte diario de plomo

Muestra compuesta	Componentes	Mediana de ID (g/día)	Cpb µg/g	Ipb µg/día	
I. Panificado	Pan	40	0,197	20,5	
	Galletitas saladas	14			
	Galletitas dulces	16			
	Galletitas rellenas	21			
	Pan rallado	13			
II. Cereales	Fideos	28	0,070	4,4	
	Arroz	27			
	Copos azucarados	7			
III. Huevos	Huevos	5	0,160	0,8	
IV. Aceites y grasas	Aceite	25	0,412	11,9	
	Manteca	4			
V. Frutas	Banana	50	0,055	11,0	
	Manzana	50			
	Mandarina	50			
	Naranja	50			
VI. Vegetales	Calabaza	36	0,080	9,0	
	Zanahoria	23			
	Acelga	9			
	Papa	21			
	Tomate	6			
	Lechuga	18			
VII. Carne	Vaca grasa	30	0,185	16,2	
	Vaca semigrasa	28			
	Pollo	30			
VIII. Productos cárnicos procesados	Milanesa de pollo	30	0,299	21,2	
	Patitas de pollo	30			
	Salchichas	11			
IX. Leche	Leche entera	224	0,077	17,2	
X. Productos lácteos	Yogur entero	53	0,180	11,5	
	Queso cremoso	7			
	Queso de rallar	4			
XI. Bebidas	Jugo de naranja (polvo reconstituido)	299	0,030	10,8	
	Gaseosa	57			
XII. Dulces y azúcar	Azúcar	10	0,118	3,1	
	Gelatina	7			
	Dulce de leche	4			
	Alfajor	5			
XIII. Condimentos	Mayonesa	3	0,207	0,6	
XIV. Agua de red			0,151		
Ipb total					138,2

ID: ingesta diaria. Cpb: concentración de plomo en peso húmedo de la muestra compuesta.
Ipb: aporte diario de plomo de la muestra compuesta.

Europea de Seguridad Alimentaria (CONTAM) concluyeron que la PTWI de 25 µg/kg de peso corporal no era apropiada, ya que no existía evidencia de un nivel umbral relacionado con patologías críticas en el desarrollo de niños, que incluían neurotoxicidad. Por eso, no fue posible establecer una nueva PTWI que se pudiera considerar “protectiva” de la salud⁽¹⁶⁾.

La exposición infantil al plomo en nuestra población fue estimada, hace poco, con una mediana de plomemia relativamente baja, de 2,2 µg/dl⁽¹²⁾, y no se identi-

caron fuentes puntuales de exposición, por lo que la contribución de la dieta a la carga de plomo podría ser relevante.

La ubicuidad del plomo en el ambiente, sobre todo, en el agua y el polvo, hace que las malas condiciones de salubridad en la producción, procesamiento, conservación y presentación para la venta de los alimentos sean potenciales explicaciones de la carga de plomo observada en los alimentos. Serían necesarios estudios para evaluar esta hipótesis. Un mejor control de las condiciones

Tabla 2. Comparación de estimaciones de la ingesta diaria de plomo a través de los alimentos en distintos países

País	ID estimada ($\mu\text{g}/\text{día}$)	Población	Año de publicación	Referencia
Reino Unido	6	General	2010	Rose et al.(23)
Corea	9,8	General	2012	Koh et al.(24)
Dinamarca	18	General	2002	Larsen et al.(25)
Alemania	19	General	2000	Seifert et al. (26)
Japón	21	General	2004	Maitani et al. (27)
Canadá	24	General	1995	Dabeka et al. (28)
España (P. Vasco)	34	General	1996	Urieta et al. (29)
Francia	52	General	2000	Leblanc et al. (30)
España (Cataluña)	59	General	2008	Marti Cid et al. (11)
China	82	General	2007	Zheng et al. (31)
Chile	206	General	2005	Muñoz et al. (18)
La Plata	138	Niños de 1 a 7 años	2017	Martins et al.

de salubridad de las actividades relacionadas con la producción y provisión de alimentos podría reducir su carga de plomo. Además, la promoción del consumo de alimentos con presencia en la dieta de minerales y vitaminas que modulan los efectos del plomo podría atenuar la exposición y/o el daño causado por este elemento. Por ejemplo, dietas bajas en calcio aumentan la absorción y la toxicidad del plomo; dietas pobres en hierro, que generan deficiencia del metal, podrían aumentar la absorción y retención de plomo⁽⁷⁾. Existe evidencia que indica que la presencia de zinc en el tracto gastrointestinal podría disminuir la absorción de plomo. Se ha demostrado en experimentos en animales que el selenio puede reducir efectos neuro- y nefrotóxicos del plomo, y, en humanos, se ha observado una correlación negativa entre plomo en sangre y selenio plasmático en trabajadores expuestos al plomo⁽²²⁾. Los mecanismos de neurotoxicidad del plomo son complejos e incluyen, entre otros aspectos, el estrés oxidativo generado por radicales libres inducidos por la presencia de plomo⁽⁸⁾. Entonces, la presencia en la dieta de minerales y vitaminas con propiedades antioxidantes podría reducir la toxicidad del plomo por esta vía. Por ejemplo, la vitamina C tiene una bien demostrada capacidad antioxidante por inhibición de la peroxidación lipídica, pero también se ha encontrado que podría tener un efecto quelante sobre el plomo con una capacidad similar a la del ácido etilendiaminetetraacético (*ethylenediaminetetraacetic acid*; EDTA, por sus siglas en inglés). Se ha encontrado, en estudios en animales, que la vitamina C podría tener un efecto protector frente a la toxicidad hematopoyética del plomo y que también aumentaría la excreción urinaria del metal. Alimentos ricos en vitamina E, vitamina B6 y β -caroteno tendrían un efecto protector frente a la peroxidación lipídica⁽²²⁾.

Este estudio es una primera aproximación en un área de la salud poco estudiada en Argentina, en el que se uti-

liza una metodología que se puede repetir ampliando a otros grupos etarios y a otros compuestos tóxicos. Serán necesarios estudios más importantes en tamaño y población abarcada para determinar con mejor precisión la Ipb en la población pediátrica.

Conclusión

Los niños de 1 a 7 años que concurren a un hospital público de La Plata tienen una carga de plomo en la dieta de 138 $\mu\text{g}/\text{día}$.

Referencias bibliográficas

1. **Yu MH, Tsunoda H.** Environmental toxicology: biological and health effects of pollutants. 2nd ed. Boca Raton, FL: CRC Press; 2004.
2. **Nordberg GF, Fowler B, Nordberg M, et al.** General Considerations and International Perspectives. En Handbook on the Toxicology of Metals. 3rd ed. California: Elsevier; 2007. Págs.1-9.
3. **Zukowska J, Biziuk M.** Methodological evaluation of method for dietary heavy metal intake. J Food Sci 2008;73(2):R21-9.
4. **Ahamed M, Siddiqui MK.** Environmental lead toxicity and nutritional factors. Clin Nutr 2007;26(4):400-8.
5. **Neal AP, Guilarte TR.** Molecular neurobiology of lead (Pb(2+)): effects on synaptic function. Mol Neurobiol 2010;42(3):151-60.
6. **CDC.** Response to Advisory Committee on Childhood Lead Poisoning Prevention Recommendations in "Low Level Lead Exposure Harms Children: A Renewed Call of Primary Prevention". Atlanta 2012. [Acceso: 3 de enero de 2017]. Disponible en: https://www.cdc.gov/nceh/Lead/ACCLPP/CDC_Response_Lead_Exposure_Recs.pdf.
7. **Chiodo LM, Jacobson SW, Jacobson JL.** Neurodevelopmental effects of postnatal lead exposure at very low levels. NeurotoxicolTeratol 2004;26(3):359-71.
8. **Bas P, Luzardo OP, Pena-Quintana L, et al.** Determinants of blood lead levels in children: a cross-sectional study in the

- Canary Islands (Spain). *Int J Hyg Environ Health* 2012;215(3):383-8.
9. **Menezes-Filho JA, Viana GF, Paes CR.** Determinants of lead exposure in children on the outskirts of Salvador, Brazil. *Environ Monit Assess* 2012;184(4):2593-603.
 10. **Bernard J, McGeehin M.** Prevalence of blood lead levels =5 µg/dL among US children 1 to 5 years of age and socioeconomic and demographic factors associated with blood of lead levels 5 to 10 µg/dL, Third National Health and Nutrition Examination Survey, 1988–1994. *Pediatrics* 2003;112(6 Pt 1):1308-13.
 11. **Marti-Cid R, Llobet JM, Castell V, et al.** Dietary intake of arsenic, cadmium, mercury, and lead by the population of Catalonia, Spain. *Biol Trace Elem Res* 2008;125(2):120-32.
 12. **Martins E, Varea A, Hernandez K, et al.** Blood lead levels in children aged between 1 and 6 years old in La Plata, Argentina. Identification of risk factors for lead exposure. *Arch Argent Pediatr* 2016;114(6):543-9.
 13. **SCOOP.** Reports on heavy metals in food. Assessment of the dietary exposure to arsenic, cadmium, lead and mercury of the population of the EU member states. Brussels 2004. [Acceso: 3 de enero de 2017]. Disponible en: https://ec.europa.eu/food/sites/food/files/safety/docs/cs_contaminants_catalogue_scoop_3-2-11_heavy_metals_report_en.pdf.
 14. **Malpeli A, Apezteguia M, Mansur JL, et al.** Calcium supplementation, bone mineral density and bone mineral content. Predictors of bone mass changes in adolescent mothers during the 6-month postpartum period. *Arch Latinoam Nutr* 2012;62(1):30-6.
 15. **Malpeli A, Mansur JL, De Santiago S, et al.** Changes in bone mineral density of adolescent mothers during the 12-month postpartum period. *Public Health Nutr* 2010;13(10):1522-7.
 16. **EFSA Panel on Contaminants in the Food Chain (CONTAM).** Scientific Opinion on Lead in Food. *EFSA Journal* 2010; 8(4):1570. [Acceso: 3 de enero de 2017]. Disponible en: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.2903/j.efsa.2010.1570/epdf>.
 17. **Argentina. Ministerio de Salud.** Encuesta Nacional de Nutrición y Salud. Documento de resultados.2007. [Acceso: 3 de enero de 2017]. Disponible en: <http://www.msal.gob.ar/images/stories/bes/graficos/0000000257cnt-a08-ennys-documento-de-resultados-2007.pdf>.
 18. **Muñoz O, Bastias JM, Araya M, et al.** Estimation of the dietary intake of cadmium, lead, mercury, and arsenic by the population of Santiago (Chile) using a Total Diet Study. *Food Chem Toxicol* 2005;43(11):1647-55.
 19. **Food and Nutrition Board, Institute of Medicine, National Academies.** Dietary Reference Intakes for Water, Potassium, Sodium, Chloride, and Sulfate. Washington:National Academies Press; 2005. [Acceso: 5 de enero de 2017]. Disponible en: <https://www.nap.edu/read/10925/chapter/1>.
 20. **Llobet JM, Falcó G, Casas C, et al.** Concentrations of arsenic, cadmium, mercury, and lead in common foods and estimated daily intake by children, adolescents, adults, and seniors of Catalonia, Spain. *J Agric Food Chem* 2003;51(3):838-42.
 21. **Sociedad Argentina de Pediatría.** Comité Nacional de Crecimiento y Desarrollo. Guía para la evaluación del crecimiento Físico. 3.ra ed. Buenos Aires: SAP;2013.
 22. **Sanders T, Liu Y, Buchner V, et al.** Neurotoxic effects and biomarkers of lead exposure: a review. *Rev Environ Health* 2009;24(1):15-45.
 23. **Rose M, Baxter M, Brereton N, et al.** Dietary exposure to metals and other elements in the 2006 UK Total Diet Study and some trends over the last 30 years. *Food Addit Contam Part A, Chem Anal Control Expo Risk Assess* 2010;27(10):1380-404.
 24. **Koh E, Shin H, Yon M, et al.** Measures for a closer-to-real estimate of dietary exposure to total mercury and lead in total diet study for Koreans. *Nutr Res Pract* 2012;6(5):436-43.
 25. **Larsen EH, Andersen NL, Moller A, et al.** Monitoring the content and intake of trace elements from food in Denmark. *Food Addit Contam* 2002;19(1):33-46.
 26. **Seifert M, Anke M.** Alimentary lead intake of adults in Thuringia/Germany determined with the duplicate portion technique. *Chemosphere* 2000;41(7):1037-43.
 27. **Maitani T.** Evaluation of exposure to chemical substances through foods-exposure to pesticides, heavy metals, dioxins, acrylamide and food additives in Japan. *J Health Sci* 2004;50(3):205-9.
 28. **Dabeka RW, McKenzie AD.** Survey of lead, cadmium, fluoride, nickel, and cobalt in food composites and estimation of dietary intakes of these elements by Canadians in 1986-1988. *J AOAC Int* 1995;78(4):897-909.
 29. **Urieta I, Jalón M, Eguilero I.** Food surveillance in the Basque Country (Spain). II. Estimation of the dietary intake of organochlorine pesticides, heavy metals, arsenic, aflatoxin M1, iron and zinc through the Total Diet Study, 1990/91. *Food Addit Contam* 1996;13(1):29-52.
 30. **Leblanc JC, Malmauret L, Guerin T, et al.** Estimation of the dietary intake of pesticide residues, lead, cadmium, arsenic and radionuclides in France. *Food Addit Contam* 2000;17(11):925-32.
 31. **Zheng N, Wang Q, Zhang X, et al.** Population health risk due to dietary intake of heavy metals in the industrial area of Huludao City, China. *Sci Total Environ* 2007;387(1-3):96-104.

Correspondencia: Bioq. Enrique Martins.
Correo electrónico: enriqueflmartins@gmail.com

Anexo. Cuestionario de frecuencia de consumo de alimentos



Nombre y apellido:.....

Edad:.....

Domicilio:.....

FRECUENCIA DE CONSUMO DE ALIMENTOS

GRUPO DE ALIMENTOS	CLASE	MARCA	FRECUENCIA DE CONSUMO				
			NO	Mes 1-3	1	2-3	4-6 +6
1. Cereales, derivados y legumbres secas	Noquis caseros/comprados Barrio Super.Hiper.	Matarazzo					
		Orali	Salteña				
		Badaloni	Fca. de pastas de barrio				
		Otro					
	Ravioles caseros/comprados Barrio Super.Hiper.	Matarazzo	Salteña				
		Orali	Fca. de pastas de barrio				
		Badaloni					
	Fideoscaseros/comprados Barrio Super.Hiper.	Otro	\$ /				
		Matarazzo	Nutregal				
		Favorita	Knorr				
Marólio		Luchetti					
Qué rico		Marca del super.					
Capeletinis Barrio Super.Hiper.	Otro	\$ /					
	Giacomo						
Polenta Barrio Super.Hiper.	Prestopronta	Rivara					
	Polenta mágica						
	Otro	\$ /					
Sémola Barrio Super.Hiper.	Vitina	Egran					
	Otro						
Arroz blanco	Gallo	Aia					
	Dos hermanos	Luchetti					

GRUPO DE ALIMENTOS	CLASE	MARCA		FRECUENCIA DE CONSUMO					
				Mes		N de veces a la semana		NO	
				1-3	1	2-3	4-6		+6
Barrio Super.Hiper.	Lentejas	Bárbara	Marca del super.						
		Otro	\$ /						
		Egran	Marolio						
Barrio Super.Hiper.	Arvejas secas	MrFood	Marca del super.						
		Otro	\$ /						
		Egran	Marolio						
Barrio Super.Hiper.	Porotos	MrFood	Marca del super.						
		Otro	\$ /						
		Egran	Marolio						
Barrio Super.Hiper.	Porotos de soja	MrFood	Marca del super.						
		Otro	\$ /						
		Egran	Marolio						
Barrio Super.Hiper.	Copos de cereales sin azúcar	MrFood	Marca del super.						
		Otro	\$ /						
		Egran	Marolio						
Barrio Super.Hiper.	Copos de cereales con azúcar	Granix	Nestlé						
		Tres arroyos	Kellog's						
		Otro	\$ /						
Barrio Super.Hiper.	Cereales de chocolate	Granix	Nestlé						
		Tres arroyos	Kellog's						
		Otro	\$ /						
Barrio Super.Hiper.	Cereales de miel	Granix	Nestlé						
		Tres arroyos	Kellog's						
		Otro	\$ /						
Barrio Super.Hiper.	Tutucas (maíz inflado)	Granix	Nestlé						
		Tres arroyos	Kellog's						
		Otro	\$ /						
Barrio Super.Hiper.	Galletitas de agua	Mediatarde	Express						
		Cricillitas	Mayco						

GRUPO DE ALIMENTOS	CLASE	MARCA	NO	FRECUENCIA DE CONSUMO				
				Mes 1-3	N de veces a la semana			+6
					1	2-3	4-6	
Barrio Super.Hiper.		Neosol						
		Tía Manuca						
		Otro \$ /						
Galletitas dulces simples		Gold Mundo						
		Terrabusi						
		Tía Manuca						
Barrio Super.Hiper.		Fantloche						
		Bolsita						
		Otro \$ /						
Galletitas rellenas		Bagley						
		Lia						
		Coronitas						
Barrio Super.Hiper.		Leiva						
		Bolsita						
		Otro \$ /						
Pan francés		Super.						
		Hiper.						
Pan lactal								
		La Salteña						
Barrio Super.Hiper.		Fargo						
		Lactal						
		Otro \$ /						
Factura simple		Super.						
		Hiper.						
Factura rellena		Super.						
		Hiper.						
Bizcochos de grasa		Don Satur						
		Maruca						
		Otro \$ /						
Barrio Super.Hiper.		9 de oro						
		Granix						
Mantecados/magdalenas		Valente						
		Pozo						
		Panadería de barrio						
Barrio Super.Hiper.		Otro \$ /						
Budines		Don Satur						
		Nevaros						
		Okebon						
Barrio Super.Hiper.		Valente						
		Nevaros						
		Otro \$ /						
Chipa casero/comprado		Pollo						
		Panadería de barrio						
		Otro \$ /						
Bizcochuelo casero/comprado		Exquisita						
		Godet						
		Otro \$ /						
Barrio Super.Hiper.								
Harina de trigo		Favorita						
		Pureza						

GRUPO DE ALIMENTOS	CLASE	MARCA		NO	FRECUENCIA DE CONSUMO				
		MARCA			Mes	N de veces a la semana			
		Cañuelas Otra	Casentia /		1-3	1	2-3	4-6	+6
2. Verduras y frutas (frescas, secas, desecadas)	Barrio Super.Hiper.								
	Papa	Barrio	Super. Hiper.	Feria					
	Batata	Barrio	Super. Hiper.	Feria					
	Zapallo	Barrio	Super. Hiper.	Feria					
	Zanahoria	Barrio	Super. Hiper.	Feria					
	Aji	Barrio	Super. Hiper.	Feria					
	Cebolla	Barrio	Super. Hiper.	Feria					
	Tomate fresco	Barrio	Super. Hiper.	Feria					
	Tomate de lata/puré	Campagnola		Alco					
	Barrio Super.Hiper.		Cica		Marolio				
			Molto		Arcor				
			Canale		Marca del super.				
			Otro		/				
	Lechuga	Barrio	Super. Hiper.	Feria					
Espinaca/acelga	Barrio	Super. Hiper.	Feria						
Zapallito	Barrio	Super. Hiper.	Feria						
Choclo fresco	Barrio	Super. Hiper.	Feria						

GRUPO DE ALIMENTOS	CLASE	MARCA			NO	FRECUENCIA DE CONSUMO				
						Mes	N de veces a la semana			
							1-3	1	2-3	4-6
Choclo en lata	Barrio Super.Hiper.	Marolio	Inca							
		Canale	Marca del super.							
		Otro	\$ /							
Arveja en lata	Barrio Super.Hiper.	Marolio	Canale							
		Arcor	Marca del super.							
		Otro	\$ /							
Manzana	Barrio	Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
Banana	Barrio	Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
Pera	Barrio	Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
Mandarina	Barrio	Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
Naranja	Barrio	Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
Frutilla	Barrio	Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
Uva	Barrio	Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
Durazno fresco	Barrio	Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
		Super.	Hiper.	Feria	Otro					
Durazno en almibar	Barrio Super.Hiper.	La colina	BC							
		Canale	Marca del super.							
		Otro	\$ /							

GRUPO DE ALIMENTOS	CLASE	MARCA		FRECUENCIA DE CONSUMO					
				NO	Mes 1-3	N de veces a la semana			
						1	2-3	4-6	+6
3. Leche, yogurt y queso	Leche de vaca entera: fluida/en polvo	LS Ilolay Chelita Otro	Sancor Milkaut Hiper.						
	Barrio Super.Hiper.		\$ /						
	Leche de vaca parcialmente descremada: fluida/en polvo	LS Ilolay Chelita Otro	Sancor Milkaut Hiper.						
	Barrio Super.Hiper.		\$ /						
	Leche PMI								
	Yogur saborizado/frutas/cereales	Sancor Ilolay Otro	LS La suipachense /						
	Barrio Super.Hiper.		\$ /						
	Yogur descremado saborizado/frutas/cereales	Sancor Ilolay Otro	LS La suipachense /						
	Barrio Super.Hiper.		\$ /						
	Yogur entero/descremado	Sancor Ilolay Otro	LS Yatasto /						
	Barrio Super.Hiper.		\$ /						
	Postre lácteo (vainilla-chocolate)	Danonino Shimmy Serenito Otro	Sancorito Danelite /						
	Barrio Super.Hiper.		\$ /						
	Queso cremoso-mantecoso	La Paulina Barraza Ricrem Otro	LS Sancor Verónica /						
	Barrio Super.Hiper.		\$ /						
Queso untable	Casancrem Adler Otro	Mendicrim Ilolay /							
Barrio Super.Hiper.		\$ /							
Queso duro (rallar)	Santa Rosa LS	Ilolay Tregar							

GRUPO DE ALIMENTOS	CLASE	MARCA				NO	FRECUENCIA DE CONSUMO							
							Mes	N de veces a la semana						
								1-3	1	2-3	4-6	+6		
	Barrio Super. Hiper.	Otro	\$	/										
	Queso descremado	Sancor		La Paulina										
	Barrio Super. Hiper.	Ricrem		Verónica										
	Barrio Super. Hiper.	Otro	\$	/										
	Queso de máquina	LS		Sancor										
	Barrio Super. Hiper.	Otro	\$	/										
4. Carnes y huevos	Milanesa de pollo comprada	Barrio	Super.	Hiper.	Feria	Otro								
	Milanesa de carne comprada	Barrio	Super.	Hiper.	Feria	Otro								
	Carne de vaca	Picada	\$	Asado										
	¿Dónde compra?	Tortuguita		Paleta										
	Barrio Super. Hiper.	Espinazo		Bola de lomo										
	Barrio Super. Hiper.	Cuadrada		Carnaza										
	Barrio Super. Hiper.	Otro	\$	/										
	Carne de cerdo	Bife		Cuadril										
	¿Dónde compra?	Otro												
	Barrio Super. Hiper.	\$	/											
Pollo	Altas		Pata/muslo											
¿Dónde compra?	Pechuga		Menudos											
Barrio Super. Hiper.	Otro	\$	/											
Pescado	Merluza													
¿Dónde compra?	Otro													
Barrio Super. Hiper.	\$	/												
Pescado en lata (alún, caballa, jurel)	Cumana		Jandaia											
Barrio Super. Hiper.	Robinson Crusoe		Gomez											
Barrio Super. Hiper.	Otro	\$	/											

GRUPO DE ALIMENTOS	CLASE	MARCA		FRECUENCIA DE CONSUMO						
				NO	Mes		N de veces a la semana			
					1-3	1	2-3	4-6	+6	
Hamburguesa de pollo compra	de pollo compra	Pollerlade barrio								
	Otro	\$ /								
	Paty	Barrio								
Hamburguesa de carne compra	de carne compra	Otro	\$ /							
	Barrio Super.Hiper.									
	Jamón cocido	Laurel	La Cabaña							
Barrio Super.Hiper.	Barrio Super.Hiper.	Lario	Paladini							
	Otro	\$ /								
	Paleta	Laurel	La Cabaña							
Barrio Super.Hiper.	Barrio Super.Hiper.	Lario								
	Otro	\$ /								
	Salame	Lario	Paladini							
Barrio Super.Hiper.	Barrio Super.Hiper.	Cagnoli								
	Otro	\$ /								
	Mortadela	Paladini	Calchaqui							
Barrio Super.Hiper.	Barrio Super.Hiper.	Lario								
	Otro	\$ /								
	Saichichón	Paladini	Calchaqui							
Barrio Super.Hiper.	Barrio Super.Hiper.	Lario								
	Otro	\$ /								
	Saichichas	Granja Iris	Paty							
Barrio Super.Hiper.	Barrio Super.Hiper.	Vienísima	Swift							
	Otro	\$ /								
	Chorizo	Barrio	Super. Hiper.	Otro						
Morcilla	Barrio	Super.	Hiper.	Otro						
	Barrio	Super.	Hiper.	Otro						
	Higado	Barrio	Super. Hiper.	Otro						
Patitas de pollo	Patitas de pollo	Granja del sol	Polleriade barrio							
	Otro									

GRUPO DE ALIMENTOS	CLASE	MARCA					NO	FRECUENCIA DE CONSUMO					
								Mes 1-3	N de veces a la semana				
		Barrio	Super.	Hiper.	Huevo	Otro			1	2-3	4-6	+6	
	Huevo entero Comida rápida		Barrio McDonald's	Super.	Hiper.	Huevo	Otro						
			Pancho										
5. Aceites, grasas y caldos	Manteca		Sancor		LS								
	Barrio Super.Hiper.		Ilolay		Santa Brigida								
			Otro	\$									
	Margarina		Delicia		Mantenerina								
	Barrio Super.Hiper.		Margadán		Dénica								
			Otro	\$									
	Mayonesa		Natura		Hellmann's								
	Barrio Super.Hiper.		Fanacoo		Marca del super.								
			Otro	\$									
	Crema de leche		LS		Sancor								
	Barrio Super.Hiper.		La sulpachense		Ilolay								
			Otro										
	Acelite		Natura		Cada Dia								
	Barrio Super.Hiper.		Cocinero		Cañuelas								
			Mazola		Ideal								
Salsa ketchup		Otro											
Barrio Super.Hiper.		Natura		Hellmann's									
		Fanacoo		Marca del super.									
		Otro	\$										
Mostaza		Natura		Fanacoo									
Barrio Super.Hiper.		Savora		Marca del super.									
		Otro	\$										
Sopas		Knorr		Maggi									
Barrio Super.Hiper.		Otro											
Caldos		Knorr		Maggi									
Barrio Super.Hiper.		Otro	\$										

GRUPO DE ALIMENTOS	CLASE	MARCA		FRECUENCIA DE CONSUMO						
				NO	Mes 1-3	1	2-3	4-6	+6	
6. Azúcares y dulces, golosinas	Pan rallado	Preferido	Mamá Cocina							
	Barrio Super.Hiper.	De panadería								
		Otro	\$							
	Azúcar	Ledesma	Chango							
	Barrio Super.Hiper.	Santa Celia	Domino							
		Otro	\$							
	Mermelada	Arcoir	Dulciora							
	Barrio Super.Hiper.	Canale	La Campagnola							
		Otro	\$							
	Dulce de batata/dulce de membrillo	Esnadia	Arcoir							
Barrio Super.Hiper.	Otro									
Dulce de leche	Ilolay	La Serenisima								
Barrio Super.Hiper.	Sancoir	Milkaut								
	Otro	\$								
Caramelos										
Barrio Super.Hiper.										
Alfajor de dulce de leche/chocolate										
Barrio Super.Hiper.										
Chocolate										
Barrio Super.Hiper.										
Gomitas										
Barrio Super.Hiper.										
Chicle										
Barrio Super.Hiper.										
Pochoclo										
Barrio Super.Hiper.										

GRUPO DE ALIMENTOS	CLASE	MARCA	NO	FRECUENCIA DE CONSUMO						
				NO	1	2-3	4-6	+6		
				1-3	1	2-3	4-6	+6		
	Semillas de girasol Barrio Super. Hiper.									
	Turrón	Arcor								
	Barrio Super. Hiper.	Nevares Otro								
	Gelatina	Godet								
	Barrio Super. Hiper.	Exquisita Otro								
	Papas fritas de paquete/sueitas	Pehuamar								
	Barrio Super. Hiper.	Bum Otro								
	Chizitos de paquete/sueitos	Cheetos								
	Barrio Super. Hiper.	Krachitos Otro								
	Palitos de paquete/sueitos	Krachitos								
	Barrio Super. Hiper.	Pep Otro								
	Maní pelado/salado/cáscara	Pehuamar								
	Helado de agua	Croppers								
	Helado de crema	Otro								
	Pizza	Mezcla								
	Empanadas	Casera								
		Prepiza								
		Pizzeria								
		Otro								
		La Salteña								
		Signo de Oro								
		Danica								
		Orali								
		Parma								
		Compradas								

GRUPO DE ALIMENTOS	CLASE	MARCA	NO	FRECUENCIA DE CONSUMO				
				Mes	N de veces a la semana			
				1-3	1	2-3	4-6	+6
Bebidas	Tartas	Otro \$						
		La Salteña						
		Signo de Oro						
		Dánica						
		Parma						
	Té	Otro \$						
		La Virginia						
		La Morenita						
	Café	Otro \$						
		La Virginia						
		Arlistán						
	Mate cocido	Otro \$						
		Tranquera						
		Merolio						
	Mate cebado Marca de yerba	Otro \$						
Amanda								
Playadito								
Marolio								
Otro \$								
Cacao	Nescao							
	Tody							
	Otro \$							
Jugos comerciales	Tang							
	Mocoretá							
	Verao							
	Baggio							
	Otro \$							
Leche chocolatada	Cindor							
	Sancor							
	Otro							
Gaseosa	Ilolay							
	Otro							
Jugo de soja	Otro							
	Otro							

1. ¿Qué agua consume?

2. Aceite: ¿Cuánto compra?..... ¿Cuánto le dura?.....

¿Cuántas personas viven en el hogar?.....

3. ¿Qué condimentos utiliza?

Orégano Aji molido Pimienta Tomillo Condimento para pizza

Otro

Barrío:almacén, verdulería, panadería o carnicería de barrio solamente **Super:**chino o supermercado de barrio que cuenta con almacén, verdulería, carnicería y flambrería **Hiper:**Walmart, Carrefour y Nini

El día de ayer fue...

Lunes Jueves Domingo

Martes Viernes

Miércoles Sábado

El tipo de alimentación realizado ayer:

Fue como cualquier otro día

Fue diferente de lo habitual por lo siguiente:

Enfermo A dieta Día festivo

Detalle del menú:

Desayuno	Almuerzo	Merienda	Cena
½ mañana		½ tarde	

Desayuno	Alimento	Cantidad
Almuerzo	Alimento	Cantidad

Merienda	Alimento
	Cantidad
Cena	Alimento
	Cantidad

Código del alimento	Nombre del alimento	Cantidad neta g/cc	Código del alimento	Nombre del alimento	Cantidad neta g/cc



Iniquidades socioeconômicas em nascimentos prematuros em quatro estudos brasileiros de coortes de nascimento

Socioeconomic inequality in preterm birth in four Brazilian birth cohort studies

Ana Izoton^{1,2}, Alicia Matijasevich^{2,3}, Iná Santos², Fernando Barros⁴, Angelica Espinosa⁵, Mariangela Freitas^{2,6}

Resumo

Objetivo: analisar a iniquidade econômica (absoluta e relativa) decorrente da renda familiar na ocorrência de prematuros no Sul do Brasil.

Métodos: foram feitos quatro estudos do tipo coorte de nascimentos em 1982, 1993, 2004 e 2011. A exposição principal foi a renda familiar mensal e o desfecho foi nascer prematuro. Foram calculadas as iniquidades através do slope index of inequality e o relative index of inequality, ajustados por cor da pele, escolaridade, idade e estado civil maternos.

Resultados: houve aumento da prevalência de prematuros de 5,8 para 14% (p de tendência $< 0,001$). O prematuro tardio foi a maior proporção encontrada dentre os que nasceram prematuros em todos os estudos, embora com taxas reduzidas ao longo dos anos. A análise do slope index of inequality demonstrou iniquidade decorrente de renda nos estudos de 1993, 2004 e 2011. Após ajuste, apenas o estudo de 2004 manteve a diferença entre os mais pobres e os mais ricos, que foi de 6,3 pontos percentuais. Através do relative index of inequality, observou-se que, em todos os estudos, as mães mais pobres tiveram maior chance de ter prematuros, em comparação com as mais ricas. O ajuste para fatores de confusão demonstrou a manutenção dos mais

pobres com maior chance do desfecho apenas em 2004.

Conclusão: no modelo final, iniquidades econômicas decorrentes da renda foram encontradas no nascimento de prematuros apenas em 2004, apesar da manutenção de maior ocorrência da prematuridade na população mais pobre, em todos os estudos.

Palavras-chave: Desigualdades
Renda
Fatores socioeconômicos
Pobreza
Prematuro

Summary

Objective: to analyze economic inequality (absolute and relative) due to family income in relation to the occurrence of preterm births in Southern Brazil.

Methods: four birth cohort studies were conducted in the years 1982, 1993, 2004, and 2011. The main exposure was monthly family income and the primary outcome was preterm birth. The inequalities were calculated using the slope index of inequality and the relative index of inequality, adjusted for maternal skin color, education, age, and marital status.

Results: the prevalence of preterm births increased from 5.8% to approximately 14% (p -trend < 0.001).

1. Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), Departamento de Pediatría, Vitória, ES, Brasil.

2. Universidade Federal de Pelotas (UFPel), Faculdade de Medicina, Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia, Pelotas, RS, Brasil.

3. Universidade de São Paulo (USP), Departamento de Medicina Preventiva, São Paulo, SP, Brasil.

4. Universidade Católica de Pelotas, Programa de Pós-Graduação em Saúde e Comportamento, Pelotas, RS, Brasil.

5. Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), Programa de Pós-Graduação em Saúde Pública, Vitória, ES, Brasil.

6. Universidade Federal de Pelotas (UFPel), Faculdade de Medicina, Departamento Materno-Infantil, Pelotas, RS, Brasil.

Recebido em 19 de novembro de 2016; aceito em 1 de fevereiro de 2017

Publicado em: J Pediatr (Rio J). 2018;94(1):15-22

Late preterm births comprised the highest proportion among the preterm births in all studies, although their rates decreased over the years. The analysis on the slope index of inequality demonstrated that income inequity arose in the 1993, 2004, and 2011 studies. After adjustment, only the 2004 study maintained the difference between the poorest and the richest subjects, which was 6.3 percentage points. The relative index of inequality showed that, in all studies, the poorest mothers were more likely to have preterm newborns than the richest. After adjustment for confounding factors, it was observed that the poorest mothers only had a greater chance of this outcome in 2004.

Conclusion: *in a final model, economic inequities resulting from income were found in relation to preterm births only in 2004, although a higher prevalence of prematurity continued to be observed in the poorest population, in all the studies.*

Key words: Inequality
Income
Socioeconomic factors
Poverty
Preterm

Introdução

A ocorrência global de nascimento prematuro (PT) varia de 3,8 a 17,5% de nascidos vivos, é menor em países de alta renda do que em países de baixa/média renda⁽¹⁾. O Brasil está entre os dez países com os maiores números de PT^(1,2).

Os fatores de risco maternos para PT espontâneo podem ou não ser anteriores à concepção e incluir uma posição socioeconômica não privilegiada, etnia negra, baixo nível de escolaridade, baixa estatura, idade abaixo de 20 ou acima de 35, ser solteira, trabalho exaustivo ou presença de doenças maternas, como pressão arterial alta e diabetes⁽²⁻⁵⁾.

A relação de pobreza/prematuridade e altas taxas de mortalidade neonatal é muito bem conhecida^(2,3). As famílias de baixa renda podem compartilhar outros fatores de risco que podem influenciar iniquidade, como cor de pele negra, menores níveis de escolaridade e desemprego^(2,5,6).

As iniquidades socioeconômicas continuam um grande desafio para as políticas ou estratégias do setor de saúde em países de baixa/média renda. O *slope index*

of inequality (SII) e o *relative index of inequality* (RII) podem ser usados para avaliar iniquidades, mostrar as magnitudes de diferenças absolutas e relativas, respectivamente, dos indicadores de posição socioeconômica, em comparação com tendências temporais dos resultados neonatais em estudos epidemiológicos^(7,8).

O objetivo deste estudo foi analisar as iniquidades de renda familiar (absolutas e relativas) com relação à ocorrência de PT em quatro coortes de nascimento feitas em Pelotas, RS, na Região Sul do Brasil, em 1982, 1993, 2004 e 2011.

Métodos

Foram identificados todos os nascimentos em hospitais em 1982, 1993 e 2004 e incluídos nas coortes aqueles cujas mães moravam na área urbana de Pelotas. Logo após o nascimento, as mães foram entrevistadas com um questionário estruturado previamente testado e os recém-nascidos foram examinados e medidos. Os detalhes metodológicos de cada coorte (1982, 1993 e 2004) foram descritos em publicações anteriores⁽⁹⁻¹¹⁾.

Os dados de 2011 foram obtidos do estudo multicêntrico Consórcio Internacional de Crescimento Fetal e Neonatal para o Século XXI (*Intergrowth 21st*). Os critérios de inclusão, amostragem e logística foram semelhante àqueles de outros estudos de coorte⁽¹²⁾.

A variável de resultado foi PT, ou seja, nascimento em idade gestacional (IG) < 37 semanas⁽⁴⁾. A IG em semanas completas pode ser determinada a partir: (i) do decurso de tempo desde o primeiro dia do último período menstrual (LMP); (ii) da data de nascimento estimada de acordo com o ultrassom obstétrico precoce (US); e/ou (iii) do exame físico do recém-nascido com o escore de Dubowitz⁽¹³⁾. Em todos os estudos de coorte, LMP foi o método usado para calcular a IG. Em 20% dos neonatos em 1982, a IG foi determinada pelo escore de Dubowitz⁽¹⁰⁾. Em 1993, 2004 e 2011, a IG foi calculada de acordo com o LMP, complementado por exame físico e US nas duas últimas coortes^(9,11,12). A ocorrência de PT pode ser subdividida com base na IG, da seguinte forma: extremamente prematuro (< 28 semanas completas de gestação), muito prematuro (28 a < 32 semanas) ou prematuro moderado (32 a < 37 semanas). A ocorrência de PT moderado pode ser dividida ainda em precoces e tardios, são denominados nascimento prematuro tardio (LPT) aqueles com nascimento entre 34 a 37 semanas. Pode ser dividida também com ou sem baixo peso ao nascer (BPN), ou seja, situações em que o peso ao nascer foi inferior a 2.500 g⁽²⁾.

A principal exposição foi a renda familiar mensal (geralmente de um ou ambos os pais), calculada a partir da soma das rendas individuais coletadas como variável

contínua e classificada, posteriormente, em quintis de renda. As possíveis variáveis de confusão incluíram cor de pele da mãe, classificada como branca, negra ou outras pelo entrevistador e autorrelatada em 2011; a escolaridade da mãe em anos completos, expressos em quatro categorias: menor do que quatro anos, cinco a oito anos, nove a 11 anos ou ≥ 12 anos; idade da mãe em anos completos, categorizada em < 20 anos, 20 a 34 anos ou ≥ 35 anos; e estado civil da mãe, expresso em se a mãe morava com um parceiro ou não, independentemente da condição jurídica do casamento.

As iniquidades de renda absolutas e relativas foram calculadas com o SII e RII, respectivamente. O SII é obtido da análise de regressão logística sobre o resultado de PT, como a média da classificação de renda relativa, com valores que variam de 0 a 1, é calculado por meio da ordenação dos grupos dos menores quintis de renda para os maiores para calcular o ponto médio da distribuição nessa classificação. Cada ponto médio de cada quintil foi estabelecido em 0,1, 0,3, 0,5, 0,7 e 0,9. O SII resultou da regressão em cada resultado da posição do ponto médio e foi interpretado como a diferença absoluta no resultado entre o grupo de indivíduos no menor ponto da distribuição ou o primeiro quintil (Q1, o mais pobre) e o grupo de indivíduos no maior ponto da distribuição de renda (Q5, o mais rico). Quando o *slope* da linha de regressão for estável, o SII é 0. Os valores positivos resultam do fato de a prematuridade ser mais prevalente entre indivíduos mais ricos; ao passo que os valores negativos significam que esse indicador é mais prevalente entre os indivíduos mais pobres. O RII foi expresso por razão de chance (RC) com intervalo de confiança de 95%. Os resultados foram interpretados por meio da comparação dos extremos de renda, com a diferença entre Q1-Q5 e o SII relacionado a iniquidade absoluta, expressa como pontos percentuais (PP), ao passo que o índice de Q1-Q5/RII indicou iniquidade relativa com base na chance de que o grupo de indivíduos possa apresentar o resultado. O SII e o RII determinaram uma relação direta com o nível de iniquidade na hierarquia socioeconômica^(8,14).

A iniquidade entre a renda e a incidência de PT nos quatro estudos foi observada por meio da distância entre os quintis de renda em um gráfico de iniquidade (gráficos de cinco pontos). Pode ser classificado como um padrão inferior (o mais pobre muito distante dos outros), padrão superior (o mais rico muito distante dos outros) ou padrão linear (distâncias semelhantes entre os grupos analisados)⁽⁷⁾.

As análises foram restritas a nascidos vivos (a definição de PT não inclui natimortos)⁽²⁾ e parto único, evitando-se dados repetidos da mesma família (no caso de gêmeos). Foram excluídos os recém-nascidos com mal-

formações e/ou doenças congênitas, assim que detectadas durante as entrevistas ou exames físicos nos recém-nascidos nas maternidades.

O teste qui-quadrado (χ^2) foi usado para comparar a distribuição de características maternas nas quatro coortes e, quando possível, foi calculado o χ^2 para tendência.

A análise ajustada incluiu as variáveis de cor de pele, escolaridade, idade e estado civil da mãe no modelo final para determinar as contribuições independentes da renda familiar para o resultado.

Todas as análises foram feitas com o *software* Stata 13.1 (StataCorp. 2013. *Stata Statistical Software: Release 13*. College Station, TX, EUA).

A aprovação ética dos estudos não foi necessária no Brasil até 1996. Contudo, foram aprovados todos os acompanhamentos feitos nas coortes de 1982 e 1993 após esse ano. O Comitê de Ética da Faculdade de Medicina, Universidade Federal de Pelotas (UFPel), aprovou o estudo de 2004 (021/2003) e o *Intergrowth-21st* (051/09).

Resultados

A tabela 1 resume as principais frequências das variáveis avaliadas em cada coorte de recém-nascidos. Houve um aumento na prevalência de PT de 5,8% para 14% (p para tendência $< 0,001$) até 2004 e estabilização em 2011. A incidência de LPT mostrou a maior ocorrência (80% de PT), com quedas nos estudos de 2004 e 2011. Os maiores números de ocorrência de PT associado a baixo peso ao nascer foram observados em 1993, com uma redução em 2004 e novo aumento em 2011, representaram quase 60% das ocorrências de PT. As ocorrências de LPT com BPN foi mais prevalente no estudo de 1982, se tornou menor em 1993, aumentou novamente em 2004 e permaneceu estável em 2011 (tabela 1).

A cor de pele materna predominante foi branca em todos os estudos, com aumento nas proporções de negra e outras cores em estudos mais recentes. A proporção de cor de pele materna negra entre as ocorrências de PT (inclusive LPT) foi menor em 1982, porém maior em 1993, 2004 e 2011; contudo, quando as ocorrências de PT estiveram associadas a BPN, foi semelhante ou maior em todas as quatro coortes. Com relação à escolaridade materna, ocorreu um aumento no número de anos de escolaridade. As mães com menos escolaridade apresentaram maior prevalência de PT e LPT com ou sem BPN, exceto em 1982. A prevalência de mães adolescentes variou de 15,6 a 19,1%, com maior percentual na coorte de 2004 e queda em 2011, apesar de a proporção das mães com mais de 35 anos ter variado de 9,8 a 13,3%, permaneceu estável nos últimos dois estudos. A presença de PT e

Tabela 1. Características maternas e infantis de todos os nascimentos e prematuros (PT) e prematuros tardios (LPT) com ou sem baixo peso ao nascer, em quatro estudos de coorte de nascimento

Variáveis	Pelotas 1982 n (%)	Pelotas 1993 n (%)	Pelotas 2004 n (%)	Pelotas 2011 n (%)	valor de p (X ²)	Tendência de p para nascimento prematuro (X ²)
Nascidos vivos	4595	5092	4142	6124		
PT	265 (5,8)	557 (10,9)	568 (13,7)	828 (13,5)	< 0,001	< 0,001
LPT	220 (83)	454 (81,5)	437 (77)	580 (70)	< 0,001	< 0,001
PT e BPN^a	123 (46,4)	274 (49,2)	244 (43)	494 (59,7)	< 0,001	< 0,001
LPT e BPN^a	79 (64,2)	183 (40,5)	129 (52,9)	258 (52,2)	< 0,001	< 0,001
Características de toda a população						
<i>Origem étnica</i>						
Branca	3857 (83,9)	3939 (77,4)	3026 (73,1)	4132(67,5) ^b	< 0,001	< 0,001
Negro/misto	738 (16,1)	1153 (22,6)	1116 (26,9)	1992(32,5) ^b		
<i>Renda familiar (quintis)</i>						
1 ^o (mais pobre)	1159 (19,8)	1037 (20,1)	846 (20,4)	1198 (19,6)	0,016	0,18
2 ^o	1166 (20,1)	1161 (22,5)	841 (20,2)	1349 (22,0)		
3 ^o	1166 (20,1)	922(17,8)	802 (19,4)	1224 (20,0)		
4 ^o	1162 (20,0)	1029 (19,9)	846 (20,4)	1215 (19,8)		
5 ^o (mas rico)	1163 (20,0)	1019 (19,7)	812 (19,6)	1138 (18,6)		
<i>Escolaridade materna (anos)</i>						
0 – 4	1922 (33,1)	1441(27,9)	639 (15,6)	514 (8,4)	< 0,001	< 0,001
5 – 8	2425 (41,7)	2392 (46,3)	1691(41,1)	2316 (37,8)		
9 – 11	646 (11,1)	911 (17,7)	1362 (33,2)	2149 (35,1)		
≥ 12	816 (14,1)	417 (8,1)	414 (10,1)	1144 (18,7)		
<i>Idade (anos)</i>						
< 20	908 (15,6)	910 (17,6)	792 (19,1)	1065 (17,4)	< 0,001	0,09
20 – 34	4339 (74,6)	3692 (71,5)	2800(67,6)	4243 (69,3)		
≥ 35	568 (9,8)	565 (10,9)	553(13,3)	816 (13,3)		
Estado civil da mãe						
Com parceiro	5336 (91,8)	4528 (87,7)	3468 (83,6)	5297 (86,5)	< 0,001	< 0,001
Solteira	475 (8,2)	640 (12,4)	679 (16,4)	827 (13,5)		
Características de PT						
<i>Etnia</i>						
Negra ou mista	42 (15,8)	171 (30,7)	187 (32,9)	294 (35,5) ^b	< 0,001	< 0,001
<i>Escolaridade materna (anos)</i>						
< 4	79 (29,8)	189 (33,9)	123 (21,7)	106 (12,8)	< 0,001	-
>12	37 (14)	26 (5,7)	43 (9,8)	104 (17,9)	0,001	-
<i>Idade (anos)</i>						
<20	56 (21,1)	119 (21,4)	141 (24,8)	188 (22,7)	0,484	-
> 35	37 (14)	70 (12,6)	69 (12,2)	114 (13,8)	0,785	-
<i>Mãe solteira</i>	15 (5,7456)	78 (14)	103 (18,1)	148 (17,9)	< 0,001	< 0,001
Características de LPT						
<i>Etnia</i>						
Negra ou mista	35 (15,9)	141(31,1)	141 (32,3)	208 (35,9) ^b	< 0,001	< 0,001
<i>Escolaridade materna (anos)</i>						
< 4	64 (29,1)	153 (33,7)	94 (21,5)	71 (12,2)	< 4	64 (29,1)
> 12	30 (13,6)	25 (5,5)	37 (8,5)	76 (13,1)	> 12	30 (13,6)
<i>Idade (anos)</i>						
< 20	45 (20,5)	98 (21,6)	104 (23,8)	130 (22,4)	0,768	-
> 35	31 (14,1)	56 (12,3)	50 (11,4)	82 (14,1)	0,569	-
<i>Mãe solteira</i>	14 (6,4)	62 (13,7)	70 (16)	103 (17,8)	< 0,001	< 0,001

Tabla 1. (viene de la página anterior)

Variáveis	Pelotas 1982 n (%)	Pelotas 1993 n (%)	Pelotas 2004 n (%)	Pelotas 2011 n (%)	valor de p (X ²)	Tendência de p para nascimento prematuro (X ²)
Características de PT e BPN^a						
<i>Etnia</i>						
Negra ou mista	21 (17,1)	76 (27,7)	75 (30,7)	180 (36,4) ^b	<0,001	<0,001
<i>Escolaridade materna (anos)</i>						
< 4	38 (30,8)	98 (35,7)	50 (20,5)	62 (12,6)	<0,001	
> 12	19 (15,5)	8 (2,9)	17 (7)	56 (11,3)	0,119	
<i>Idade (anos)</i>						
< 20	30 (24,4)	62 (22,6)	60(24,6)	116(23,5)	0,956	
> 35	20 (16,3)	34 (12,4)	39(16)	67(13,6)	0,582	
Mãe solteira	7 (5,7)	41 (15)	45 (18,4)	94 (19)	<0,001	0,001
Características de LPT e BPN						
<i>Etnia</i>						
Negra ou mista	15 (19)	49 (26,8)	37 (28,7)	99 (38,4) ^b	<0,001	<0,001
<i>Escolaridade materna (anos)</i>						
< 4	24 (30,4)	67 (36,6)	28 (21,7)	30 (11,6)	<0,001	
> 12	12 (15,2)	7 (3,8)	11 (8,5)	29 (11,2)	0,102	
<i>Idade (anos)</i>						
< 20	19 (24,1)	45 (24,6)	29 (22,4)	62 (24)	0,979	
> 35	14 (17,7)	22 (12)	21 (16,3)	38 (14,7)	0,597	
Mãe solteira	6 (7,5)	25 (13,7)	16 (12,4)	51 (19,8)	0,031	0,009

LPT, nacimiento prematuro tardio; PT, nacimiento prematuro; X², qui-cuadrado.

^a BPN: baixo peso ao nascer < 2.500g.

^b Variável autorrelatada.

LPT, asociada ou não a BPN, em adolescentes foi maior em todas as coortes de estudo, principalmente em 2004 e 2011. Mães mais velhas apresentaram achados comparáveis com mães adolescentes, principalmente para PT e LPT com BPN em 1982, e para PT em 2004 e 2011. O número de mulheres sem um relacionamento estável aumentou de 8,2 para 16,4%, até 2004, com queda subsequente para 13,5% em 2011. As mães solteiras apresentaram menores índices de PT e LPT com BPN em 1982, em comparação com outras coortes, exceto para LPT com LBP em 2004. As mulheres solteiras em 2011 apresentaram maiores taxas de PT e LPT isoladamente ou com BPN (tabela 1).

A maior prevalência de PT foi observada entre as famílias mais pobres (primeiro quintil), em todos os quatro estudos analisados. O maior aumento na prematuridade ocorreu entre as coortes de 1982 e 1993, principalmente entre as mães mais pobres (quintil de renda 2) (351,9%) e mães ricas (quintil de renda 4) (82,1%). A maior redução ocorreu entre 2004 e 2011 entre as mães mais pobres (Q1) (-16,3%), seguida pelas mais ricas (Q5) (-9,5%) (tabela 2).

As iniquidades nas ocorrências de PT foram observadas por meio da análise de SII bruta e ajustada. A maior iniquidade de renda do SII com relação a PT foi observa-

da em 2004, com a diferença entre as mães mais pobres (Q1) e mais ricas (Q5), de 6,3 PP. Essas diferenças não foram observadas em 1982, 1993 ou 2011 como intervalos de confiança (IC) que incluíam zero (tabela 3).

Para RII, foi observado que nas coortes de 1993, 2004 e 2011 as mães mais pobres apresentaram maior chance de ter PT, em comparação com as mais ricas. O ajuste dos fatores de confusão reduziu a razão de chance (RC) e apenas em 2004 as mães mais pobres apresentaram maior chance de PT (tabela 3).

Houve um padrão inferior de iniquidade em 2004 e um padrão superior em 2011, ao contrário do padrão linear mostrado em 1982 e 1993. Houve um aumento na ocorrência de PT até 2004 e uma leve redução em 2011, observado principalmente na população mais pobre (fig. 1).

Discussão

Esses quatro estudos com maior volume de informações coletadas das coortes de nascimento da mesma cidade brasileira tornaram possível comparar os aspectos socioeconômicos para avaliar as iniquidades de PT. A iniquidade socioeconômica de acordo com a renda foi demonstrada em todos os estudos, porém, após ajuste, foi

Tabela 2. Prevalência de nascimento prematuro e a variação do percentual de prematuros de acordo com os quintis de renda familiar entre quatro estudos de coorte de nascimento

	Nascimento prematuro (%)				Variação de prematuros (%)			
	1982 ^a	1993 ^b	2004 ^c	2011 ^c	1982/1993	1993/2004	2004/2011	1982/2011
<i>Quintis de renda</i>								
1 ^o (mais pobre)	7,1	12,8	19,0	15,9	80,3	48,4	-16,3	123,9
2 ^o	2,7	12,2	15,0	15,4	351,9	23,0	2,7	470,4
3 ^o	6,4	9,9	12,1	12,3	54,7	22,2	1,7	92,2
4 ^o	5,6	10,2	11,7	14,0	82,1	14,7	19,7	150,0
5 ^o	5,2	9,3	10,5	9,5	78,8	12,9	-9,5	82,7

^a p = 0,231.^b p = 0,044.^c p < 0,001.**Tabela 3.** Análise bruta e ajustada na associação da renda familiar com nascimento prematuro entre quatro estudos de coorte de nascimento

Modelos de nascimento prematuro	Pelotas 1982	Pelotas 1993	Pelotas 2004	Pelotas 2011
	<i>Slope index of inequality: diferença absoluta em termos de saúde entre aqueles no fim e aqueles no alto da hierarquia de renda (IC de 95%)</i>			
Bruto	0,014 (-0,011; 0,038)	0,045 (0,015; 0,075)	0,102 (0,065; 0,139)	0,070 (0,040; 0,101)
Ajustado ^a	0,009 (-0,027; 0,044)	0,017 (-0,018; 0,051)	0,063 (0,020; 0,107)	0,011 (-0,025; 0,046)
	<i>Relative index of inequality: razão de chance de cada resultado, em comparação entre aqueles no fim e aqueles no alto da hierarquia de renda (IC de 95%)</i>			
Bruto	1,28 (0,82; 1,99)	1,59 (1,16; 2,18)	2,40 (1,75; 3,31)	1,82 (1,41; 2,37)
Ajustado ^a	1,16 (0,61; 2,19)	1,20 (0,84; 1,70)	1,74 (1,20; 2,53)	1,10 (0,81; 1,49)

^a Ajustado para origem étnica, escolaridade, estado civil e idade materna.

mostrada uma RC significativa apenas na coorte de 2004. Foi observado um aumento na prevalência de PT, principalmente entre as mães mais pobres.

A iniquidade de saúde ocorreu por diferenças entre os grupos mais privilegiados em uma categoria escolhida de fatores determinantes sociais de saúde⁽¹⁵⁾. Os fatores determinantes mais importantes relacionados a iniquidade são etnia, religião, posição socioeconômica (riqueza, renda, escolaridade ou profissão), estado civil e idade^(8,15). A mãe e seu feto estão expostos a muitos fatores de iniquidade que levam a resultados neonatais indesejáveis, em todo o mundo^(4,16).

As maiores diferenças relacionadas a importantes ocorrências de PT foram vistas em mães com cor de pele negra, baixa escolaridade, solteiras, com idades entre < 20 ou 35 nos estudos de 1993, 2004 2011; mais evidente em mães negras e com < 4 anos de escolaridade em 1993 e 2004. Essas diferenças também foram encontradas em outros países, associadas a etnia^(5,17,18), escolaridade⁽¹⁹⁻²¹⁾, renda⁽²²⁾ ou todos⁽²³⁾.

A renda é um dos fatores de risco que determinam a posição social do indivíduo e a baixa renda pode estar

relacionada a exclusão social de indivíduos em suas comunidades e, portanto, está relacionada a iniquidades de saúde⁽¹⁶⁾. Além disso, pode determinar mudanças na saúde materna e infantil, afetar morbidades neonatais e na infância com reflexo no futuro da criança. A influência da renda sobre a saúde materna e infantil pode decorrer de dificuldades antes da gravidez, como acesso a alimentos de boa qualidade/quantidade, acompanhamento pré-natal adequado e identificação precoce de morbidades⁽³⁾.

A análise sobre as diferentes declarações de renda mostrou que a coorte de 2004 apresentou quase o dobro da ocorrência de PT entre as mães mais pobres. Esse resultado foi observado em menor grau na coorte de 2011, porém sem efeito sobre o RII ou SII. Os maiores níveis de PT que ocorreram entre as mães mais pobres nos estudos de 1982, 1993 e 2004 também foram vistos entre as mães mais ricas (apesar de menos intensamente). Houve uma queda significativa em 2011 entre as mães mais pobres e menos entre as mais ricas. Apesar da estabilização da proporção de PT em 2011, as taxas ainda eram maiores entre as mães mais pobres.

É importante observar que LPT representou a maior proporção de PT e sua ocorrência estava inversamente relacionada à ocorrência de PT. Como não houve confirmação da IG por meio da medição mais precisa (ultrassom no primeiro trimestre) até 2004, pode haver cálculo errôneo da IG, o que explica o comportamento de LPT^(2,24). Pequenas mudanças na ocorrência de PT com BPN foram encontradas nos estudos, muito semelhantes para prematuridade em si, porém incluíram LPT associado a BPN apenas nos estudos de 2004 e 2011.

A prematuridade é mais prevalente em países de renda média/baixa, porém a taxa de sobrevivência nos prematuros é muito maior em países de alta renda^(1,2). A taxa de PT relatada no Brasil varia de 9,3% a 10,5% (2011) de todos os nascimentos.²⁵ Silveira et al. destacaram que houve grandes diferenças na prevalência de PT de acordo com a região brasileira estudada. As maiores taxas foram nas regiões Sul e Sudeste (3,4% a 15,0%, de 1978 a 2004) e as menores foram na Região Nordeste (3,8% a 10,2%, de 1984 a 1998). Em todas as regiões, houve uma tendência com relação a aumentos graduais. Os relatos de diferentes cidades brasileiras mostram que o percentual total de PT no Brasil pode ter sido subestimado⁽²⁶⁾. Um estudo multicêntrico nacional que incluiu 191 cidades constatou uma taxa de PT de 12,5% e discutiu a importância de classificações errôneas de LPT como nascimentos a termo e o grande número de intervenções cirúrgicas como possíveis causas evitáveis desse resultado⁽²⁷⁾. Os aumentos na renda, os anos de escolaridade e o tipo de trabalho podem influenciar as iniquidades de saúde, com um impacto sobre o indivíduo e a saúde comunitária⁽⁶⁾. Uma publicação anterior que usou dados das mesmas coortes demonstrou uma iniquidade econômica significativa relacionada à renda familiar para pequeno para a idade gestacional (PIG) e recém-nascidos BPN e sugeriu que as melhorias na economia brasileira podem ter modificado a prevalência desses resultados em todas as coortes⁽²⁸⁾.

Essas mudanças socioeconômicas também podem ter ajudado na redução da prematuridade. Contudo, outros fatores influenciaram as taxas de PT, como o tipo de parto. A grande maioria de PT acontece espontaneamente. Outros fatores culturais, indução precoce de trabalho de parto e indicação inapropriada de cesáreas podem aumentar a prevalência de PT, independentemente da posição socioeconômica da mãe^(3,4,16). Infelizmente, entre as pessoas que são menos favorecidas economicamente, há dificuldade de acesso a acompanhamento pré-natal, o que piora a prevalência real da prematuridade nesse grupo. Essa dificuldade inclui também a baixa precisão do uso do LMP ou Dubowitz⁽¹³⁾ em vez de ultrassom obstétrico precoce (padrão de base de diagnóstico para idade gestacional)⁽³⁾.

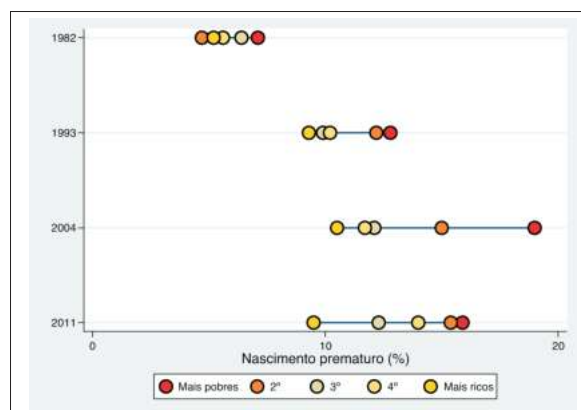


Figura 1. Iniquidade com relação a nascimento prematuro, entre quatro estudos de coorte de nascimento.

O aumento na prevalência de PT e na grande maioria de LPT pode ser explicado (em parte) por taxas alarmantes e crescentes de cesáreas no Brasil, com maior proporção entre as usuárias de convênio médio particular⁽²⁵⁾. Uma análise sobre as indicações de intervenção cirúrgica mostrou que 35% dos partos foram eletivos. Além disso, as classes sociais socioeconomicamente privilegiadas podem ter concepções impróprias de parto normal como uma causa de “dor e sofrimento”⁽²⁹⁾. Além disso, fatores culturais e outras causas questionáveis de indicação de cesárea atribuídos por profissionais de serviços de saúde estão associados a indicações de parto não natural⁽²⁹⁾.

As melhorias na sobrevivência de recém-nascidos de PT, devido a avanços na neonatologia e melhor acesso a atendimento especializado, principalmente para bebês muito prematuros, culminaram em reduções da mortalidade de recém-nascido e crianças⁽³⁾. Contudo, a escala dessas reduções desses índices continua a ser menor do que a esperado. Há uma grande preocupação com relação ao LPT, que pode levar a uma maior probabilidade de não apenas morbidez e mortalidade infantil, mas também de maior taxa de mortalidade entre adultos jovens. Adicionalmente, as morbidades e sequelas de PT são consequências sérias impostas a famílias socioeconomicamente não privilegiadas^(2,3,30).

Uma das possíveis limitações é o fato de que este estudo não comparou os tipos de parto ou outros dados relacionados à saúde materna e/ou gravidezes anteriores, como IMC, histórico anterior de prematuridade ou hábitos maternos, como nutrição ou consumo de drogas ilícitas ou lícitas, como álcool e tabaco. Esses fatores podem ter uma influência com relação a resultados neonatais inadequados, como PT ou mesmo morbimortalidade de lactantes e crianças. Além disso, a falta de exploração de

outras dimensões de iniquidade, como escolaridade e etnia como o resultado principal, constitui uma das limitações deste estudo.

Pode haver outras limitações, pois os métodos para determinar a IG mudaram com o passar do tempo. O uso de métodos combinados pode aumentar a precisão para determinar a real prevalência de PT, principalmente pelo uso do ultrassom no primeiro e segundo trimestres (≤ 23 semanas), observado nas últimas coortes (2004 e 2011). Contudo, com exceção de 1982, todos os estudos apresentaram a prevalência de PT com pequena variação e os dados estatísticos foram mensurados com a mesma distribuição de quintis de renda, minimizaram variações no resultado dos índices de iniquidade. Esses fatos reforçam o resultado deste estudo, apesar de haver suspeita de discrepância da IG.

O nascimento prematuro esteve relacionado a iniquidades de renda até 2004, com redução em 2011, apesar de a taxa de PT permanecer mais elevada entre mães mais pobres em todos os estudos. Esses resultados destacam a importância de políticas de saúde pública, inclusão social e promoção de melhoria na renda e nos níveis de escolaridade entre famílias com vulnerabilidade socioeconômica, como parte dos esforços para promover os resultados de recém-nascidos saudáveis e reduzir o nascimento prematuro.

Financiamento

Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes); Associação Brasileira de Saúde Coletiva (Abrasco); *Wellcome Trust*; *The International Development Research Center*; Organização Mundial de Saúde; *Overseas Development Administration*; União Europeia; Programa Nacional de Apoio a Núcleos de Excelência (Pronex); Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq); Ministério da Saúde; Pastoral da Criança; Fundação Bill & Melinda Gates.

Conflitos de interesse

Os autores declaram não haver conflitos de interesse.

Referências

1. **Blencowe H, Cousens S, Oestergaard MZ, Chou D, Moller AB, Narwal R, et al.** National, regional, and worldwide estimates of preterm birth rates in the year 2010 with time trends since 1990 for selected countries: a systematic analysis and implications. *Lancet*. 2012;379:2162-72.
2. **Howson CP, Kinney MV, Lawn JL.** Born too soon: The Global Action Report on Preterm Birth. Geneva: World Health Organization (WHO); 2012.
3. **Blencowe H, Cousens S, Chou D, Oestergaard M, Say L, Moller AB, et al.** Born too soon: the global epidemiology of 15 million preterm births. *Reprod Health*. 2013;10:S2.
4. **Goldenberg RL, Culhane JF, Iams JD, Romero R.** Epidemiology and causes of preterm birth. *Lancet*. 2008;371:75-84.
5. **Nyarko KA, Lopez-Camelo J, Castilla EE, Wehby GL.** Explaining racial disparities in infant health in Brazil. *Am J Public Health*. 2013;103:1675-84.
6. **Lawn JE, Blencowe H, Oza S, You D, Lee AC, Waiswa P, et al.** Every Newborn: progress, priorities, and potential beyond survival. *Lancet*. 2014;384:189-205.
7. **Barros AJ, Victora CG.** Measuring coverage in MNCH: determining and interpreting inequalities in coverage of maternal, newborn, and child health interventions. *PLoS Med*. 2013;10:e1001390.
8. **World Health Organization.** Handbook on health inequality monitoring with a special focus on low and middle-income countries. Geneva: WHO Library Cataloguing-in-Publication Data; 2013.
9. **Santos IS, Barros AJ, Matijasevich A, Domingues MR, Barros FC, Victora CG.** Cohort profile: the 2004 Pelotas (Brazil) birth cohort study. *Int J Epidemiol*. 2011;40:1461-8.
10. **Victora CG, Barros FC.** Cohort profile: the 1982 Pelotas (Brazil) birth cohort study. *Int J Epidemiol*. 2006;35:237-42.
11. **Victora CG, Hallal PC, Araújo CL, Menezes AM, Wells JC, Barros FC.** Cohort profile: the 1993 Pelotas (Brazil) birth cohort study. *Int J Epidemiol*. 2008;37:704-9.
12. **Silveira MF, Barros FC, Scowitz IK, Domingues MR, Mota DM, Fonseca SS, et al.** Implementation of the Inter-growth-21st Project in Brazil. *BJOG*. 2013;120:81-6.
13. **Dubowitz LM, Dubowitz V, Goldberg C.** Clinical assessment of gestational age in the newborn infant. *J Pediatr*. 1970;77:1-10.
14. **Wagstaff A, Paci P, van Doorslaer E.** On the measurement of inequalities in health. *Soc Sci Med*. 1991;33:545-57.
15. **Braveman P.** Health disparities and health equity: concepts and measurement. *Annu Rev Public Health*. 2006;27:167-94.
16. **Kramer MS, Séguin L, Lydon J, Goulet L.** Socio-economic disparities in pregnancy outcome: why do the poor fare so poorly? *Paediatr Perinat Epidemiol*. 2000;14:194-210.
17. **Khalil A, Rezende J, Akolekar R, Syngelaki A, Nicolaides KH.** Maternal racial origin and adverse pregnancy outcome: a cohort study. *Ultrasound Obstet Gynecol*. 2013;41:278-85.
18. **Nabukera SK, Wingate MS, Owen J, Salihu HM, Swaminathan S, Alexander GR, et al.** Racial disparities in perinatal outcomes and pregnancy spacing among women delaying initiation of childbearing. *Matern Child Health J*. 2009;13:81-9.
19. **Park MJ, Son M, Kim YJ, Paek D.** Social inequality in birth outcomes in Korea, 1995-2008. *J Korean Med Sci*. 2013;28:25-35.
20. **Mortensen LH.** Socioeconomic inequality in birth weight and gestational age in Denmark 1996-2007: using a family-based approach to explore alternative explanations. *Soc Sci Med*. 2013;76:1-7.
21. **Sebayang SK, Dibley MJ, Kelly PJ, Shankar AV, Shankar AH, SUMMIT Study Group.** Determinants of low birth-

- hweight, small-for-gestational-age and preterm birth in Lombok, Indonesia: analyses of the birthweight cohort of the SUMMIT trial. *Trop Med Int Health*. 2012;17:938-50.
22. **Barros FC, Victora CG, Matijasevich A, Santos IS, Horta BL, Silveira MF, et al.** Preterm births, low birth weight, and intrauterine growth restriction in three birth cohorts in Southern Brazil: 1982, 1993 and 2004. *Cad Saúde Pública*. 2008;24: S390-8.
 23. **Savitz DA, Kaufman JS, Dole N, Siega-Riz AM, Thorp JM Jr, Kaczor DT.** Poverty, education, race, and pregnancy outcome. *Ethn Dis*. 2004;14:322-9.
 24. **Kramer MS, Papageorgiou A, Culhane J, Bhutta Z, Goldenberg RL, Gravett M, et al.** Challenges in defining and classifying the preterm birth syndrome. *Am J Obstet Gynecol*. 2012;206:108-12.
 25. **Brasil. Ministério da Saúde.** Indicadores e Dados Básicos - Brasil IDB-2012. 2012 [cited 10 Feb 2014]. Available from: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2012/matriz.htm>
 26. **Silveira MF, Matijasevich A, Horta BL, Bettiol H, Barbieri MA, Silva AA, et al.** Prevalence of preterm birth according to birth weight group: a systematic review. *Rev Saúde Pública*. 2013;47:992-1003.
 27. **do Carmo Leal M, da Silva AA, Dias MA, da Gama SG, Rattner D, Moreira ME, et al.** Birth in Brazil: national survey into labour and birth. *Reprod Health*. 2012;9:15.
 28. **Sadovsky AD, Matijasevich A, Santos IS, Barros FC, Miranda AE, Silveira MF.** LBW and IUGR temporal trend in 4 population-based birth cohorts: the role of economic inequality. *BMC Pediatr*. 2016;16:115.
 29. **Barros AJ, Santos IS, Matijasevich A, Domingues MR, Silveira M, Barros FC, et al.** Patterns of deliveries in a Brazilian birth cohort: almost universal cesarean sections for the better-off. *Rev Saúde Pública*. 2011;45:635-43.
 30. **Machado Júnior LC, Passini Júnior R, Rodrigues Machado Rosa I.** Late prematurity: a systematic review. *J Pediatr (Rio J)*. 2014;90:221-31.

Correspondencia: Dra. Ana Izoton.
Correo electrónico: adisadovsky@gmail.com



Estudio de adaptación y validación transcultural de una escala de satisfacción con la vida para adolescentes

Transcultural adaptation and validation of a satisfaction with life scale for Chilean adolescents

Carola Álvarez¹, Ana Briceño¹, Karla Álvarez², Marcela Abufhele³, Iris Delgado⁴

Resumen

Introducción: el estudio del bienestar ha aumentado en las últimas décadas por su importancia en la salud mental de las personas. En ese marco, la evaluación de la satisfacción con la vida (SV) se ha utilizado para conocer el bienestar subjetivo (BS), con énfasis en población adulta.

Objetivo: adaptar y validar lingüística y culturalmente a Chile la "Satisfaction with Life adapted for Children" (SWLS- C) de origen canadiense, para conocer el juicio global del adolescente respecto a su propia vida.

Pacientes y método: estudio transversal, con adolescentes entre 10 y 18 años, de tres niveles socioeconómicos, en la Región Metropolitana de Chile. Tras un proceso de traducción y retrotraducción, se aplicó la escala en 3 grupos: entrevista cognitiva ($n = 23$) para evaluar la validez semántica, de contenido, de constructo y confiabilidad del mismo; otro grupo como pretest ($n = 24$) y el tercero para la validación del test ($n = 200$). Se realizó análisis factorial y medición de validez convergente y

divergente.

Resultados: consistencia interna presentó un alpha de Cronbach de 0,815, con correlaciones ítem-total entre 0,51 y 0,7. La correlación entre ítems varió entre 0,390 y 0,607. En la matriz de componentes principales, todos los ítems cumplieron con un factor mayor a 0,3. Significativa correlación inversa entre SWLS-C y el Inventario de Depresión Infantil (CDI), con un R^2 lineal de 0,465.

Conclusiones: escala muestra adecuadas propiedades psicométricas, la validez de constructo, el carácter unidimensional y la necesidad de mantener cada ítem de la versión canadiense. SWLS-C, en la versión chilena, resulta adecuado para ser autoaplicado.

Palabras clave: Satisfacción
Adolescentes
Niños
Cuestionario

1. Médico, Psiquiatra Infantil y de la Adolescencia, Facultad de Medicina Clínica Alemana-Universidad del Desarrollo, Facultad de Gobierno, Universidad del Desarrollo, Santiago, Chile.

2. Psicóloga, PhD (c), Departamento de Psiquiatría y Salud Mental, Facultad de Medicina, Universidad de Chile, Santiago, Chile.

3. Médico, Psiquiatra Infantil y de la Adolescencia, Facultad de Medicina Clínica Alemana-Universidad del Desarrollo, Santiago, Chile.

4. Magister en Biostatística, Facultad de Medicina, Clínica Alemana-Universidad del Desarrollo, Santiago, Chile.

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

Recibido el 23 de mayo de 2017; aceptado el 30 de octubre de 2017

Publicado en: Rev Chil Pediatr. 2018;89(1):51-8

Summary

Background: *in recent years, there has been an increasing interest in the determinants of subjective well-being and happiness. In that context, life satisfaction is one of the measures used to assess subjective well-being, with emphasis in adult population.*

Objective: *adapt and validate (culturally and linguistically) the Canadian “Satisfaction with Life adapted for Children” (SWLS-C) in Chilean adolescents, in order to assess their global judgement about their own lives.*

Patients and methods: *cross-sectional study, with adolescents between 10 to 18 years old, of both sexes and three socioeconomic levels in the Metropolitan region of Chile. After a process of translation and back translation, the scale SWLS-C was applied in 3 groups: cognitive interviews (n = 23) to evaluate semantics, content, reliability and construct validity, a second group was used as pretest (n = 24) and a third for the validation of the test (n = 200). Factor analysis was performed and measurement of convergent and divergent validity.*

Results: *the internal consistency of the scale through Cronbach’s alpha was 0.815, with item-total correlations between 0.51 and 0.7. The correlation between scale items varies between 0.390 and 0.607. In the main component analysis, all items met the requirement of a factor greater than 0.3. The inverse correlation between SWLS-C and CDI was significant, with a linear R2 of 0.465. Conclusions: The Chilean version of the SWLS-C shows adequate psychometric properties, construct validity, confirming its unidimensional character and the need to keep each item of the Canadian version. SWLS-C, in its Chilean version, is suitable to be self-applied in adolescent population. Further studies are needed to provide further evidence.*

Key words: Satisfaction
Adolescent
Children
Scale

Introducción

El estudio del bienestar subjetivo (BS) ha adquirido en los últimos años mayor interés desde distintas disciplinas. Naciones Unidas lo incorpora como un objetivo a considerar del desarrollo humano⁽¹⁾. Desde el área de la salud, el BS aporta con una perspectiva multidimensional, entendiendo la salud como algo más que la ausencia de enfermedad.

La literatura del tema utiliza diversos conceptos relacionados pero no equivalentes como: Calidad de Vida (CV), Calidad de Vida relacionada con la salud (CVRS), Satisfacción con la Vida (SV) y Felicidad. David, Boniwell y Ayeres⁽²⁾ proponen una visión integradora de los conceptos.

Para este estudio se consideró el concepto de SV como “el juicio global que las personas hacen de sus propias vidas”⁽³⁾ y que forma parte del BS en su aspecto cognitivo. La relevancia de estudiar la SV en niños y adolescentes se sustenta en que constituye un indicador de BS y se ha establecido como predictor de sintomatología internalizante y externalizante, a uno y dos años plazo⁽⁴⁾, además de presentar una asociación negativa con conductas de riesgo psicosocial^(5,6). Estudios longitudinales recientes han mostrado una asociación causal bidireccional robusta entre SV y patologías mentales⁽⁷⁾.

Debido a que el estudio de la SV ha sido inicialmente orientado a adultos, los instrumentos de medición correspondían a este grupo etario, principalmente evaluada con la Satisfaction with Life Scale-SWLS de Diener⁽³⁾, que ha sido validada en Chile⁽⁸⁾. Progresivamente ha aumentado el interés en conocer el juicio que los propios niños y adolescentes hacen respecto de su vida, pese a los elementos evolutivos involucrados^(9,10).

También en Chile se ha observado un creciente interés por investigar temas de bienestar en niños y adolescentes, para lo que se han validado instrumentos como el KIDSCREEN-27⁽¹¹⁾, KIDSCREEN-52⁽¹²⁾, How I Feel about Things⁽¹³⁾ y Escala de Felicidad Subjetiva⁽¹⁴⁾.

Específicamente en SV, la Encuesta Internacional sobre Bienestar Subjetivo infantil (ISCWeB) validó en Chile las escalas SLSS, PWI-SC, BMLSS y OLS^(15,16). Sin embargo, estas escalas no son fácilmente homologables a la SWLS de Diener⁽³⁾ en adultos, la más ampliamente utilizada en el mundo.

El trabajo de adaptación de la SWLS para población infanto-juvenil, de Gaderman y colaboradores del año 2009⁽¹⁷⁻¹⁹⁾, brinda un instrumento, denominado “Satisfaction with Life adapted for Children” (SWLS-C), que permitirá estudiar el continuo del BS desde la infancia-adolescencia a la adultez. Su sencilla aplicación y bajo costo, favorecen su uso en la investigación clínica y aportar insumos para la creación de políticas públicas.

El objetivo de esta investigación fue adaptar y aportar a la validación de esta escala en adolescentes chilenos entre 10 y 18 años.

Pacientes y método

El proceso de adaptación y validación transcultural de la escala SWLS-C en adolescentes chilenos se realizó con una muestra de colegios por conveniencia y aleatorización de cursos y participantes dentro de cada curso. Se trabajó con 7 establecimientos educacionales en la Región Metropolitana, pertenecientes a los tres tipos de dependencia de la educación chilena: 2 públicos, 2 particulares subvencionados, 2 privados, y 1 colegio rural particular subvencionado. El criterio de inclusión fue la edad (tener entre 10 y 18 años), sin criterios de exclusión.

Dentro del procedimiento, se realizaron entrevistas cognitivas (EC) con un primer grupo de 23 adolescentes (11 mujeres y 12 varones). Luego se realizó una aplicación piloto a 24 adolescentes (12 hombres y 12 mujeres) y finalmente, el instrumento a validar se aplicó a 200 adolescentes (115 mujeres y 85 varones).

La asistencia a un determinado establecimiento educacional se consideró como una aproximación al nivel socio económico (NSE) del adolescente. Además se construyó una variable de NSE en base a la metodología Adimark⁽²⁰⁾. Esta metodología considera la escolaridad del jefe del hogar y los bienes familiares, información auto reportada por los padres.

El promedio de edad fue 13,9 años \pm 2,2 DE. Se analizaron los datos según la dependencia educacional que define el Ministerio de Educación de Chile. Las características de la muestra según edad, sexo, NSE y tipo de colegio se muestran en la tabla 1.

Se obtuvo la aprobación del Comité de Ética Clínica Alemana-Facultad de Medicina Universidad del Desarrollo. Se obtuvo el consentimiento informado de los padres y asentimiento de los adolescentes en las tres etapas del estudio.

Procedimiento de adaptación y validación de la escala

El procedimiento realizado se basó en las guías de Beaton⁽²¹⁾ e ITF⁽²²⁾ y siguiendo el proceso de validación de SWLS-C en Canadá⁽¹⁷⁻¹⁹⁾ (figura 1).

Se realizaron dos traducciones independientes por traductores nativos, que luego se armonizaron, y esta versión fue retrotraducida al idioma original por un tercer traductor. Posteriormente fue enviada a un comité de expertos, de cinco psiquiatras y psicólogos infantojuveniles con experiencia en validación de instrumentos, obteniéndose una segunda versión que modificó 4 de los 5

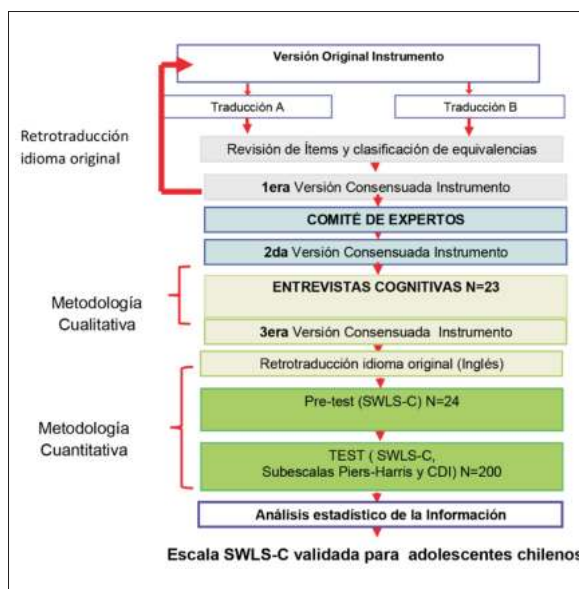


Figura 1. Flujograma del proceso de adaptación y validación transcultural de SWLS-C.

ítems. Dos psiquiatras infantojuveniles, previamente capacitados, realizaron EC a 23 adolescentes, a través de un protocolo que combina la técnica de pensar en voz alta acerca del instrumento (*Think Aloud*) y entrevista semiestructurada⁽²³⁾. La aplicación fue individual, con una duración promedio de 30 minutos. De este proceso, se obtuvo la tercera versión, con la modificación parcial de dos ítems, la que fue aplicada en el pretest ($n = 24$), sin que se requirieran nuevas modificaciones.

El test fue aplicado en forma colectiva y asistida, supervisado por un miembro del equipo. Tuvo una duración promedio de 40 minutos, incluyendo la aplicación de los tres instrumentos que se mencionan a continuación, con el objetivo de evaluar validez convergente (con Escala de Autoestima de Piers-Harris) y divergente (con Inventario de Depresión Infantil).

Sin transgredir el secreto estadístico, se cumplió con informar en forma confidencial a los padres de los adolescentes con puntaje sugerente de depresión, recomendándose una evaluación profesional.

La versión definitiva cambió el primer ítem de “En general, mi vida se acerca a lo que yo quisiera que fuera” a “Mi vida es parecida a la vida que me gustaría tener”; el segundo desde “Mi vida es excelente” a “Mi vida es buena”. El ítem 3 no sufrió modificaciones. El ítem 4 cambió desde “Hasta el momento, he logrado las cosas importantes que quería en mi vida” a “He logrado las cosas importantes que he querido en mi vida” y el ítem 5 cambió de “Si pudiera volver a vivir mi vida, la viviría exactamente igual” a “Si pudiera volver a vivir mi vida, la viviría de forma muy parecida”.

Tabla 1. Distribución demográfica de la muestra y resultados de escalas asociados

		Nº (%) o Promedio ± DE n = 200
Sexo y edad	Mujeres	115 (57,5)
	Hombres	85 (42,5)
Edad	Total promedio	13,9 ± 2,2
Edad por tramos y sexo	10-12 años	40 H 43 M Total: 83
	13-15 años	26 H 44 M Total: 70
	16-18 años	19 H 28 M Total: 47
Puntaje SWLS-C ^a por sexo	Mujeres ^b	19,6 ± 4,7*
	Hombres	20,9 ± 3,0
	Total	20,2 ± 4,1 p ≤ 0,05*
Puntajes SWLS-C por edad en tramos	10-12 años: 83 (41,5%)	21,1 ± 4,4
	13-15 años: 70 (35%)	19,9 ± 4,0
	16-18 años: 47 (23,5%)	18,9 ± 3,4 p ≤ 0,01**
Puntajes SWLS-C por tipo de establecimiento educacional	Municipalizado: 90 (45%)	19,9 ± 4,3
	Particular subvencionado: 43 (21,5%)	20,0 ± 3,8
	Particular pagado: 67 (33,5%)	20,6 ± 4,1 p = 0,531
Puntajes SWLS-C por NSE ^d	ABC1: 43,5%	20,8 ± 3,7
	C2: 27,5%	19,5 ± 4,8
	C3: 25%	20,2 ± 3,8
	D: 5%	18,0 ± 4,3
Puntaje CDI ^e por sexo	Mujeres	12,9 ± 5,6
	Hombres	14,2 ± 6,9
Puntaje CDI ^e por edad en tramos	10-12 años	11,8 ± 6,1
	13-15 años	14,0 ± 6,6
	16-18 años	16,4 ± 6,4 p ≤ 0,01**

^aSWLS-C Escala de satisfacción con la vida. ^bDiferencia significativa en puntaje SWLS-C por sexo (p = 0,029; gl 199; F: 4,840). ^cDiferencia significativa en puntaje SWLS-C por tramos de edad (p ≤ 0,01; gl 199; F: 4,755; p = 0,01). ^dNo hay diferencia significativa en puntaje SWLS-C y NSE. ^eCDI: Inventario de depresión infantil. Fuente: Elaboración propia en base a estudio de Adaptación y Validación Transcultural de la Escala de Satisfacción con la Vida.

Instrumentos

Escala Satisfaction with Life Scale adapted for Children (SWLS-C): fue adaptada y validada en Canadá el 2009⁽¹⁷⁻¹⁹⁾, desde la Escala SWLS de Diener⁽³⁾. Contiene 5 ítems, con respuestas tipo Likert entre 1 (Muy en desacuerdo) a 5 (Muy de acuerdo), con una puntuación entre 5 y 25 puntos, a mayor puntaje mayor SV. En la validación original, el alfa de Cronbach fue de 0,86 y el coeficiente ordinal alfa fue de 0,9.

Escala de Autoestima Piers-Harris: Fue diseñada para niños y adolescentes por Piers y Harris⁽²⁴⁾ y adaptada y validada para Chile⁽²⁵⁾. Dentro de este proceso se aplicaron 3 de 6 subescalas: Felicidad y Satisfacción, Autoconcepto y Popularidad y de Autoconcepto Intelectual.

Inventario de depresión infantil (CDI): Creado por Kovacs⁽²⁶⁾. Su adaptación fue realizada para Chile en 1991 por Coggiola y Guillon, quienes entregaron normas provisorias del instrumento⁽²⁷⁾. Finalmente, fue estandarizado para Chile por Cáceres y Collado⁽²⁸⁾. Cuenta con 27 ítems, con puntuaciones entre 0 y 54 puntos, y su

punto de corte es sobre 18 puntos para sugerir riesgo/sospecha de depresión.

Creación de base de datos y análisis estadístico

Se diseñó una única base de datos para la digitación de la información de todos los instrumentos. Para el análisis sólo se consideró a sujetos que completaron los tres instrumentos del estudio.

Se realizó un análisis descriptivo para todas las variables, a través de una descripción de frecuencia de valores absolutos y relativos para las variables categóricas. Para las continuas, se incluyeron estadísticas centrales de posición y dispersión. Luego se implementó un análisis bivariado a través de tablas de contingencia para los datos categóricos, verificando significancia estadística a través del test exacto de Fisher o χ^2 , en el estadístico de Fisher se usó prueba unilateral. Para estudiar la asociación entre variables continuas y categóricas se utilizó la prueba de T-test o análisis de varianzas (ANOVA) respectivamente, dependiente del tipo de variable.

Tabla 2. Ítems de SWLS-C. Porcentaje de respuestas.

Nº ítems	Ítem SWLS-C	Muy en desacuerdo	En desacuerdo	Me es indiferente	De acuerdo	Muy de acuerdo	Total
1	Mi vida es parecida a la vida que me gustaría tener	2,5%	7,0%	14,6%	45,7%	30,2%	100%
2	Mi vida es buena	2,0%	3,0%	4,0%	37,5%	53,5%	100%
3	Estoy contento con mi vida	2,5%	4,5%	9,0%	27,6%	56,3%	100%
4	He logrado las cosas importantes que he querido en mi vida	2,5%	12,7%	12,7%	44,2%	27,9%	100%
5	Si pudiera volver a vivir mi vida, la viviría de forma muy parecida	8,0%	12,1%	10,1%	28,6%	41,2%	100%

Fuente: Elaboración propia en base a estudio de Adaptación y Validación Transcultural de la Escala de Satisfacción con la Vida.

Tabla 3. Matriz de correlación entre cada ítem del SWLS-C

	Ítem 1	Ítem 2	Ítem 3	Ítem 4	Ítem 5	Correlación total corregida	Alfa de Cronbach si se elimina el ítem
Ítem 1	1					0,68	0,76
Ítem 2	0,60	1				0,62	0,78
Ítem 3	0,61	0,58	1			0,70	0,75
Ítem 4	0,45	0,41	0,41	1		0,51	0,81
Ítem 5	0,47	0,40	0,56	0,40	1	0,57	0,80

**Todas las correlaciones son significativas al nivel de $p < 0,01$. Fuente: Elaboración propia en base a estudio de Adaptación y Validación Transcultural de la Escala de Satisfacción con la Vida.

Para verificar la asociación entre dos variables continuas, se utilizó el coeficiente de correlación de Pearson. El análisis de correlación inter-ítem y el análisis factorial se realizaron utilizando una matriz de correlación policórica, pues se consideró un análisis ordinal, dadas las 5 opciones de respuesta. Posteriormente, se utilizó una matriz de correlación poliserial para calcular la correlación ítem-total corregida, y el alpha de Cronbach si se eliminaba cada ítem. Las diferencias se consideraron estadísticamente significativas con un $p \leq 0,05$. Todos los análisis se realizaron utilizando el software SPSS versión 22.0.

El análisis factorial confirmatorio se llevó a cabo utilizando el método «ML» para variables ordinales del programa IBM SPSS AMOS 20. Se hipotetizó un modelo de medida monofactorial que asumió la existencia de una variable latente referida a SV y en el que los errores de medida de cada uno de los ítems de la escala no se relacionaban entre sí. Los índices de bondad analizados fueron: Chi-cuadrado, el cociente Chi-cuadrado/grados de libertad, ECVI= índice de validación cruzada esperada, RMR= raíz del promedio de los cuadrados de los residuos, GFI= índice de bondad de ajuste, NFI= índice de ajuste normativo y NNFI= índice de ajuste no normativo.

Para profundizar en el análisis de SV, se creó una variable dicotómica considerando como “satisfecho con la vida” a todos los adolescentes que tenían un puntaje de

20 o más y “no satisfecho con la vida” a los que tenían menos de 20 puntos. El punto fue definido en 20, ya que el valor promedio de la distribución de la variable de SV es 20,2 muy cercano a la mediana (21 puntos). Además utilizando un análisis de curva ROC con la variable dicotómica de CDI, se verificó que el valor de 20 es el que entrega una combinación de mayor sensibilidad y especificidad.

Resultados

Los puntajes de SV según género, edad, NSE y tipo de colegio se muestran en la tabla 1 y la distribución de las respuestas se describe en tabla 2. Se apreciaron diferencias significativas en el promedio de SV según sexo, con menor satisfacción en mujeres que en hombres. Se encontraron diferencias según edad, con SV decreciente al avanzar los tramos de edad. No se apreciaron diferencias significativas según NSE ni según tipo de colegio.

Confiabilidad

El alpha de Cronbach ($C\alpha$), que indica la consistencia interna del instrumento, fue de 0,815, similar a la del instrumento original⁽¹⁷⁾ (0,86), con correlaciones ítem-total entre 0,51 y 0,7. La eliminación de cualquiera de los 5 ítems, hace que el valor de $C\alpha$ disminuya, por lo

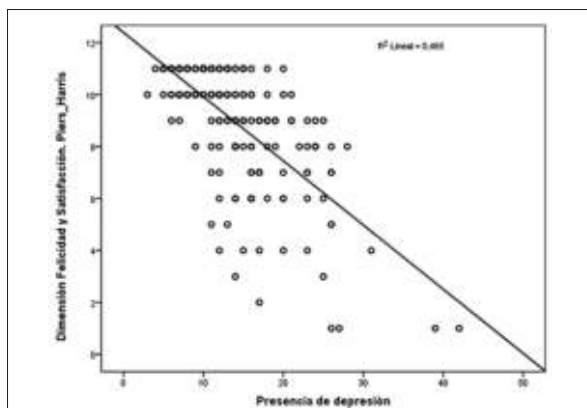


Figura 2. Coeficiente de correlación de Pearson.

tanto cada uno contribuye a la fiabilidad del test (tabla 3).

Validez convergente y discriminante

La asociación entre SWLS-C y la Escala de Autoestima (Piers-Harris) es positiva y estadísticamente significativa ($p \leq 0,01$ (**) bilateral). Los resultados por subescala son de 0,21 para la subescala de Popularidad y Autoestima; de 0,43 con la subescala de Autoestima intelectual y de 0,58 con la subescala de Felicidad.

** Todas las correlaciones son significativas al nivel de $p < 0,01$.

Se observó una relación inversa entre SWLS-C y CDI analizado mediante Coeficiente de correlación de Pearson, con un R^2 lineal de 0,465 (figura 2).

Análisis de estructura factorial

En el análisis factorial exploratorio, la prueba de esfericidad de Bartlett fue 335,96 ($p < 0,001$), indicando que los 5 ítems no eran independientes. El coeficiente de Kaiser-Meyer-Olkin fue de un valor de 0,83, indicando que las correlaciones entre parejas de ítems pueden ser explicadas por los restantes ítems seleccionados.

El *screen test* de Cattell mostró que un modelo monofactorial era adecuado para presentar los datos. La estructura monofactorial extraída explicó un 59,2% de la varianza total.

En la tabla 3 se muestra la correlación entre los ítems de la escala, que varía entre 0,39 y 0,61, siendo todas estadísticamente significativas. La homogeneidad de las correlaciones indica la unidimensionalidad del test. En la matriz de componentes principales, todos los ítems cumplen la condición de un factor mayor a 0,3, siendo de 0,82 para el ítem 1, de 0,78 para el ítem 2 y de 0,83, 0,67 y 0,74 para los ítems 3, 4 y 5 respectivamente.

Del análisis factorial confirmatorio, el ajuste del modelo monofactorial propuesto fue adecuado, tal como lo indican los índices de bondad obtenidos (tabla 4).

Tabla 4. Análisis factorial confirmatorio de la versión chilena de SWLS-C

Índice	Modelo
CHI	9,28
gl	5
p	0,01
CHI/gl	1,856
ECVI	0,147
RMR	0,03
GFI	0,98
NFI (delta)	0,97
NNFI (ro)	0,95

CHI = χ^2 ; gl = grados de libertad; p = nivel de significancia; CHI/gl = cociente χ^2 /grados de libertad; ECVI = índice de validación cruzada esperada; RMR = raíz del promedio de los cuadrados de los residuos; GFI = índice de bondad de ajuste; NFI = índice de ajuste normativo; NNFI = índice de ajuste no normativo.

Índices de bondad de ajuste del modelo factorial confirmatorio

Atendiendo al cociente χ^2 /grados de libertad (1,9), observamos que el valor es muy inferior a 3, lo cual indica que el modelo presenta un buen ajuste a los datos. Además, el promedio de los cuadrados de los residuos es 0,03, muy inferior al valor crítico de 0,10, lo que muestra que las discrepancias entre matriz reproducida y observada no son relevantes, de lo que se desprende que el modelo ajusta bien. El GFI muestra también en buen ajuste por su cercanía al valor 1, al igual que los índices de ajuste no normativo (ro de Tucker-Lewis) y NFI (delta).

Todas las saturaciones de los ítems fueron significativas ($p < 0,001$), entre 0,55 y 0,78; siendo la inferior la del ítem 4 “He logrado las cosas importantes que he querido en mi vida”, y la superior con un mismo valor de 0,78 para los ítems 1 “mi vida es parecida a la vida que me gustaría tener” y 3 “Estoy contento con mi vida”.

Discusión

A partir del presente estudio, se obtiene la Escala de Satisfacción con la Vida para Niños (SWLS-C) adaptada y validada lingüística y culturalmente para población adolescente chilena, con adecuadas propiedades psicométricas.

La confiabilidad de la escala, evaluada a través del análisis de consistencia interna, aparece muy buena, comparable a la de la versión canadiense ($C\alpha = 0,86$)⁽¹⁷⁾. La eliminación de cualquiera de los ítems no aumenta

esta consistencia, lo cual es acorde a los trabajos de Gardeman⁽¹⁷⁻¹⁹⁾ y Atienza⁽²⁹⁾. Se observa que el ítem de mayor fiabilidad es el número 3 y el de menor fiabilidad es el 4, lo que coincide en los tres estudios comparados.

Destaca el beneficio de utilizar metodología mixta (cuantitativa y cualitativa), como una forma de enriquecer este proceso. En este estudio, las EC fueron determinantes en la realización de modificaciones de ítems de la SWLS-C.

Del grupo estudiado, la mayoría de adolescentes presenta alta satisfacción vital (SV) en favor de los varones y menores de 14 años, resultados coincidentes con la literatura⁽³⁰⁻³³⁾. En relación con el tipo de colegio y NSE, no se encontraron diferencias significativas.

Los resultados muestran una fuerte correlación inversa entre la SV y riesgo de depresión, lo que coincide con estudios previos^(30,34). La asociación positiva entre SV y autoestima muestra una correlación débil, tal como se muestra en la literatura⁽³⁵⁾.

Se plantea la necesidad de realizar nuevas aplicaciones de la SWLS-C con el objetivo de establecer la sensibilidad a los cambios (procedimiento test-retest), lo que no fue efectuado en este estudio.

Las características de esta escala, en cuanto a ser breve, de fácil comprensión y aplicación, hacen que constituya un aporte al repertorio de instrumentos disponibles en Chile para ser incluida en investigación, práctica clínica y salud pública. Destaca la facilidad de uso y la disminución de costos, al compararla con instrumentos mucho más extensos, como el KIDSCREEN (27 ó 52 ítems) y permite comparación de SV con otras etapas del ciclo vital.

Futuras aplicaciones de la SWLS-C en muestras representativas de adolescentes, permitirían generar insumos para la implementación y evaluación de políticas públicas dirigidas a este grupo etario. Por otra parte, y dado su potencial predictivo en salud mental, la SWLS-C podría ser incorporada como una nueva herramienta de detección en poblaciones de riesgo.

Finalmente, la SWLS-C ha constituido una oportunidad para acceder a las percepciones subjetivas de los adolescentes acerca de sus propias vidas. Esto genera nuevos desafíos en cuanto a relevar sus intereses y necesidades, los que han de ser considerados por las disciplinas e instituciones ligadas al bienestar y desarrollo de los niños y adolescentes.

Responsabilidades éticas

Protección de personas y animales: Los autores declaran que los procedimientos seguidos se conformaron a las normas éticas del comité de experimentación hu-

mana responsable y de acuerdo con la Asociación Médica Mundial y la Declaración de Helsinki.

Confidencialidad de los datos: Los autores declaran que han seguido los protocolos de su centro de trabajo sobre la publicación de datos de pacientes.

Derecho a la privacidad y consentimiento informado: Los autores han obtenido el consentimiento informado de los pacientes y/o sujetos referidos en el artículo. Este documento obra en poder del autor de correspondencia.

Financiación

Facultad de Gobierno, Universidad del Desarrollo. Concurso Interno de Investigación Universidad del Desarrollo.

Agradecimientos

Agradecemos al Sr. Eugenio Guzmán, Decano, y al Sr. Mauricio Bravo, Director Programa de Formación Continua, ambos de la Facultad de Gobierno de la Universidad del Desarrollo, por su apoyo en la realización de este trabajo. Al Sr. Vicente Zúñiga por su participación en el trabajo de campo.

Referencias bibliográficas

1. **ONU Sitio Web.** High Level Meeting on Wellbeing and Happiness: Defining a New Economic Paradigm; 2012. <http://www.gnhc.gov.bt/wp-content/themes/WP-GNHCC/attachment/Brochure-final-final.pdf>. Última visita 06-05-2017.
2. **David S, David SA, Ayers AC, Boniwell I (Eds.)** The Oxford Handbook of Happiness. Oxford University Press, 2014
3. **Diener E, Emmons RA, Larsen RJ, Griffin S.** The Satisfaction with Life Scale. *J Per Assess* 1985;49:71-5.
4. **Proctor CL, Linley PA, Maltby J.** Youth life satisfaction: A review of the literature. *J Happiness Stud* 2009;10:583-630.
5. **Fischer JA, Najman JM, Plotnikova M, Clavarino AM.** Quality of life, age of onset of alcohol use and alcohol use disorders in adolescence and young adulthood: Findings from an Australian birth cohort. *Drug Alcohol Rev* 2015;34(4):388-96.
6. **Fischer JA, Clavarino AM, Plotnikova M, Najman JM.** Cannabis Use and Quality of Life of Adolescents and Young Adults: Findings from an Australian Birth Cohort. *J Psychoactive Drugs* 2015;47(2):107-16.
7. **Fergusson DM, McLeod GFH, Horwood LJ, Swain NR, Chapple S, Poulton R.** Life satisfaction and mental health problems (18 to 35 years). *Psychol Med* 2015;45(11):2427-36.
8. **Cárdenas M, Barrientos J, Bilbao A, Páez D, Gómez F, Asún D.** Estructura Factorial de la Escala de Satisfacción con la Vida en una Muestra de Estudiantes Universitarios Chilenos. *Rev Mex Psicol* 2012;29(2):157-64.

9. **Gullone E, Cummins R.** The Comprehensive Quality of Life Scales: A psychometric Evaluation with an Adolescent Sample. *Behav Change* 1999;16:127-9.
10. **Huebner ES.** Research on assessment of life satisfaction of children and adolescents. *Soc Indic Res* 2004;66:3-33.
11. **Molina T, Montaña R, González E, et al.** Propiedades psicométricas del Cuestionario de Calidad de Vida Relacionada con la Salud KIDSCREEN-27 en Adolescentes Chilenos. *Rev Med Chile* 2014;142(11):1415-21.
12. **Sepúlveda R, Molina R, Molina T, et al.** Adaptación transcultural y validación de un instrumento de calidad de vida relacionada con la salud en adolescentes chilenos. *Rev Med Chile* 2013;141(10):1283-92.
13. **Liberman LC, Altuzarra MP, Öst LG, Ollendick T.** How I feel about things: Psychometric data from a sample of Spanish-speaking children. *Int J Clin Health Psychol* 2012;12(3):419-33.
14. **Vera-Villaruel P, Celis-Atenas K, Córdova-Rubio N.** Evaluación de la Felicidad: Análisis Psicométrico de la Escala de Felicidad Subjetiva en Población Chilena. *Ter Psicol* 2011;29(1):127-33.
15. **Alfaro J, Guzmán J, Sirlopú D, García C, Reyes F, Gaudlitz L.** Propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida en los Estudiantes (SLSS) de Huebner en niños y niñas de 10 a 12 años de Chile. *Anal Psicol* 2016;32(2):383-92. Disponible en <http://revistas.um.es/analesps/article/viewFile/analesps.32.2.217441/192691>
16. **Casas F, Alfaro J, Sarriera JC, et al.** El bienestar subjetivo en la infancia: Estudio de la comparabilidad de 3 escalas psicométricas en 4 países de habla latina. *Psicoperspectivas* 2015;14(1): 6-18.
17. **Gadermann AM, Schonert-Reichl KA, Zumbo BD.** Investigating validity evidence of the Satisfaction with Life Scale adapted for Children. *Soc Indic Res* 2010;96: 229-47.
18. **Gadermann AM., Guhn M, Zumbo BD.** Investigating the substantive aspect of construct validity for the Satisfaction with Life Scale adapted for Children: A focus on cognitive processes. *Soc Indic Res* 2011;100:37-60.
19. **Gadermann AM.** The Satisfaction with Life Scale Adapted for Children: Investigating the Structural, External, and Substantive Aspects of Construct Validity (tesis doctoral). <https://open.library.ubc.ca/media/download/pdf/24/1.0054573/1>. Última visita 05-05-2017.
20. **Adimark.** Adimark. s.f. http://www.adimark.cl/medios/estudios/Mapa_Socioeconomico_de_Chile.pdf Último acceso 06-05-2017.
21. **Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F.** Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine* 2000;25(24):3186-91.
22. **International Test Commission.** International Test Commission guidelines for translating and adapting tests. 2010. https://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation.pdf Último acceso 06-05-2017.
23. **Willis G.** Cognitive Interviewing: A “How To” Guide. Research on the Cognitive and Decision Process in Surveys. En R. T. Institute. (Ed.), Meeting of the American Statistical Association. Research Triangle Institute, Carolina del Norte, 1999. <http://appliedresearch.cancer.gov/areas/cognitive/interview.pdf>
24. **Piers EV, Harris DB.** The Piers-Harris Children’s Self-Concept Scale. Nashville, Tennessee: Counselor Recording and Tests, 1969.
25. **Gorostegui ME, Dörr A.** Género y Autoconcepto: Un Análisis Comparativo de las Diferencias por Sexo en una Muestra de Niños de Educación General Básica (EGB) (1992-2003). *Psyche [online]* 2005; 14(1):151-63.
26. **Kovacs M.** The Children’s Depression Inventory. *Psychopharmacol Bull* 1985; 21:995-8.
27. **Coggiola A, Guillón M.** Adaptación del cuestionario de depresión infantil para niños entre 8 y 14 años en la Región Metropolitana. Tesis para optar al Título de Licenciado en Psicología. Universidad Diego Portales. Chile; 1991.
28. **Cáceres C, Collado R.** Estandarización del cuestionario de depresión infantil, versión adaptada de Coggiola y Guillón a la población de ambos sexos de 8 a 14 años del Gran Santiago. Tesis para optar al Título de Licenciado en Psicología. Universidad Diego Portales. Chile; 1994.
29. **Atienza FL, Pons D, Balaguer I, García-Merita M.** Propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida en adolescentes. *Psicothema* 2000;12(2):314-9.
30. **Proctor CL, Linley P, Maltby J.** Youth life satisfaction: A review of the literature. *J Happiness Stud* 2009;10(5):583-630.
31. **Neto F.** The Satisfaction with Life Scale: Psychometrics properties in an adolescent sample. *J Youth Adolesc* 1993;22:125-34.
32. **Neto F.** Satisfaction with life among adolescents from immigrant families in Portugal. *J Youth Adolesc* 2001;30(1):53-67.
33. **Ash C, Huebner ES.** Environmental Events and Life Satisfaction Reports of Adolescents a Test of Cognitive Mediation. *School Psychol Int* 2001;22(3):320-36.
34. **Funk BA, Huebner ES, Valois RF.** Reliability and validity of a brief life satisfaction scale with a high school sample. *J Happiness Stud* 2006;7: 41-54.
35. **Luo Y, Zhu R, Ju E, You X.** Validation of the Chinese version of the Mind-Wandering Questionnaire (MWQ) and the mediating role of self-esteem in the relationship between mind-wandering and life satisfaction for adolescents. *Pers Individ Dif* 2016;92:118-22.

Correspondencia: Dra. Carola Álvarez.
Correo electrónico: carolaalvarezq@hotmail.com



Costo de los accidentes de moto en menores de 19 años atendidos en un hospital de referencia

Cost of motorcycle accidents in children under 19 years of age treated at a tertiary hospital

Luis Báez¹, Doris Vergara¹, Laura Heisele¹,
Natalia Gómez¹, Mirian Torales¹, Celia Martínez¹

Resumen

Introducción: Los accidentes de tránsito constituyen un grave problema de salud pública, sin embargo, su impacto socioeconómico no se conoce en el Paraguay.

Objetivos: determinar el impacto socioeconómico de los accidentes de moto en <19 años en el año 2016.

Materiales y métodos: estudio descriptivo, observacional, retrospectivo. Se incluyeron todos los pacientes ≤19 años que acudieron al Hospital de Trauma (HT) con antecedente de accidente de moto en el año 2016. Los datos y los costos fueron obtenidos de la base de datos del Dpto. de Estadísticas y del Dpto. de Ingresos del HT, respectivamente.

Resultados: se incluyeron 700 pacientes que acudieron al HT por accidente de moto. La edad media de los pacientes fue de $15,6 \pm 4,33$ años. El 78% (546/700) era de sexo masculino. De los accidentados 450 (64,2%) era conductor y 250 (35,7%) acompañante. La media de edad de los conductores fue de $17 \pm 4,3$ años (rango 11–19 años) y de los acompañantes $12,3 \pm 4,4$ (rango <1–19 años). Entre los conductores solo el 50,4% (227/450) tenía la edad reglamentaria para obtener licencia de

conducir. Solo el 7,7% (54/695) de los accidentados usaba casco al momento del accidente. Requirió hospitalización por 2 o más días el 89,2% (625/700) de los pacientes, de los cuales el 7,6% requirió ser hospitalizado en UCIP. La media de días de hospitalización en sala y UCIP fue de 11,04 días (DS 14,85 días) y 16.57 (DS 23 días). El 25,1% (176/700) tuvo algún grado de discapacidad o secuela y el 5,4% (38/700) falleció. Los costos directos por hospitalización por día en sala y en UCIP fueron de 275,4 y 737,2 \$, respectivamente. Los costos directos por accidentes de moto en el año 2016 fue de \$ 2.587.179,2. Los años de vida potencialmente perdidos (AVPP) en el año 2016, fueron de 2159 años. **Conclusiones:** el impacto socioeconómico de los accidentes de motos, representa un costo social extremo derivado de una causa de muerte que podría prevenirse.

Palabras clave: Accidente de motocicleta
Muerte prematura
Años de vida potencialmente perdidos

1. Hospital de Trauma "Manuel Giagni". Asunción, Paraguay.
Los autores declaran no poseer conflicto de interés
Recibido: 27/12/2017
Aceptado: 24/07/2018
Publicado en: Pediatr (Asunción) 2018;45(2): 135-40

Summary

Introduction: *Traffic accidents are a serious public health problem, however, their socio-economic impact has not been described in Paraguay.*

Objectives: *to determine the socioeconomic impact of motorcycle accidents in victims <19 years of age in 2016.*

Materials and methods: *this was a descriptive, observational, retrospective study. All patients aged =19 years who were admitted to the Trauma Hospital (TH) with a history of a motorcycle accident in 2016 were included. The data and costs were obtained from the Statistics Department and the Admissions Department of the TH.*

Results: *700 patients were included, all of whom were admitted to the TH due to a motorcycle accident. The average age of the patients was 15.6 ± 4.33 years. 78% (546/700) were male. Of those injured, 450 (64.2%) were drivers and 250 (35.7%) were passengers. The average age of the drivers was 17 ± 4.3 years (range 11-19 years) and that of the passengers was 12.3 ± 4.4 years (range <1-19 years). Among the drivers, only 50.4% (227/450) were of the legal age to obtain a driver's license. Only 7.7% (54/695) of the victims wore a helmet at the time of the accident. 89.2% (625/700) of patients required hospitalization stays of 2 or more days of length, of which 7.6% required PICU admission. The mean number of regular ward hospitalization days and PICU days were 11.04 days (SD 14.85 days) and 16.57 days (SD 23 days), respectively. 25.1% (176/700) had some degree of disability or long-term effects and 5.4% (38/700) died. The direct costs per hospitalization per day in the ward and in the PICU were US\$ 275.4 and 737.2, respectively. The direct costs for motorcycle accidents in 2016 was US\$ 2,587,179.2. The years of potential life lost (YPLL) in 2016 were 2159 years.*

Conclusions: *The socioeconomic impact of motorcycle accidents represents an extremely high social cost, stemming from a preventable cause of death.*

Key words: Motorcycle accident
Premature death
Years of potential life lost

Introducción

Según la Organización Mundial de la Salud (OMS), los accidentes de tránsito causan anualmente, la muerte de aproximadamente 1,25 millones de personas en el mundo. Las lesiones causadas por el tránsito son la causa principal de muerte en el grupo de 15 a 29 años de edad. A pesar de que los países de ingresos bajos y medianos tienen aproximadamente la mitad de los vehículos del mundo, se producen en ellos más del 90% de las muertes relacionadas con accidentes de tránsito. La mitad de las personas que muere por esta causa son usuarios vulnerables de la vía pública; es decir, peatones, ciclistas y motociclistas⁽¹⁾.

Cada cuatro minutos un niño muere prematuramente en alguna carretera del mundo. Otros cientos sufren traumatismos, muchos de ellos graves. Estos hechos dolorosos provocan sufrimientos y penurias incommensurables y, en ocasiones, dificultades económicas para las familias y los amigos. Además, suponen un costo para los valiosos recursos que las sociedades deben desviar de otros acuciantes problemas de salud y desarrollo⁽²⁾.

Los accidentes representan una importante causa de morbilidad y mortalidad a cualquier edad, y la población pediátrica no es la excepción. Los accidentes no respetan edad, sexo, raza o condición socioeconómica. A pesar de que es un acuerdo universal que los niños tienen el derecho a vivir en un ambiente seguro y a la protección contra lesiones y violencia, las lesiones en niños siguen siendo un problema de salud pública en todo el mundo. La OMS estima que mueren, en todo el mundo, aproximadamente 100 niños cada hora a causa de lesiones, de las cuales el 90% no es intencional⁽³⁾. En el Perú, de acuerdo a los datos de la Policía Nacional de Perú, durante los años 1998 al 2007 se han registrado 405.167 accidentes de tránsito, de los cuales 350.782 corresponden a heridos y ocasionaron la muerte de 32.105 personas, lo que evidencia el impacto de los siniestros producidos⁽⁴⁾.

Según datos del Ministerio de Salud, en el Paraguay, las muertes por accidentes de tránsito prácticamente se duplicaron en los últimos 10 años, aumentando de 9/10.000 en el 2001 a 19/10.000 en el 2010. Este incremento ocurre principalmente desde el 2006 y está relacionado con el crecimiento del número de motocicletas y ciclomotores en circulación, con el consecuente aumento de siniestros viales producidos por los mismos, constituyendo el 41% de los casos. La tendencia de las víctimas lesionadas en eventos del tránsito, presenta un aumento a partir de la aparición de motocicletas en el país, llegando a la cifra de 40.375 personas en el año 2013. Hecho preocupante pues afecta extraordinariamente la respuesta de los servicios de salud y produce efectos socio económicos importantes para el país.

Se estima que los costos anuales de los accidentes de tránsito en los países de ingresos bajos y medios oscilan entre los 65 y los 100 mil millones de dólares, que es más que el monto total anual recibido para la ayuda al desarrollo⁽⁵⁾. Por otro lado, los mismos representan anualmente, entre 1% y 1,5% del producto nacional bruto en estos países, lo que ejerce una gran presión sobre los presupuestos de atención de la salud⁽⁶⁾.

En España, se estima que los costos de la atención hospitalaria se encuentran en aproximadamente 565 euros por paciente, totalizando entre 243.435 y 598.422 euros anuales y para los denominados costos humanos valores que van de 105.687 y 258.661 euros respectivamente⁽⁷⁾. Por otro lado, en Argentina, el costo medio de tratamiento por atención de lesionados fue de \$829 según la variante de precios mínimos y los costos totales por accidentes de tránsito ocurridos en la Ciudad de Buenos Aires, en el año 2003 ascienden a \$54.874010, de los cuales 42.473.922, corresponden a costos indirectos por pérdidas de productividad y \$ 12.400.088 son costos de atención sanitaria. Asimismo, reportan que los Años de vida saludables perdidos (AVPP) por año son de 4.148; de los cuáles el 86,3% corresponde a muerte prematura⁽⁸⁾.

En el Paraguay el grupo de víctimas más vulnerable involucrado en los accidentes son los jóvenes en el rango etario de 15 a 34 años (55%) y en caso de peatones también los de más de 65 años. Otro grupo vulnerable en nuestro país son las víctimas de siniestros viales donde se encuentran involucradas las motocicletas, y el grupo etario más afectado es el de 15 a 29 años⁽⁹⁾.

Según datos de fallecidos en el año 2015 en el Hospital del Trauma, los afectados llegan a su punto máximo en el rango de edad comprendido entre los 15 - 19 años, donde llega al 17% del total. En el año 2016, en el Hospital de trauma Manuel Giagni fallecieron 447 personas, 165 fallecieron por siniestros en moto (37%), 36 eran menores de 19 años (22%)⁽¹⁰⁾.

En muchos países de ingresos bajos y medios, las motocicletas y bicicletas son un medio de transporte cada vez más común, los conductores de motociclistas constituyen una importante proporción del total de conductores lesionados o que mueren en las vías de tránsito. Los mismos están expuestos a mayor riesgo de colisiones porque comparten el espacio de circulación con vehículos de mayor porte que se desplazan velozmente y porque son menos visibles. Además, la falta de protección física los hace particularmente vulnerables a sufrir lesiones en el caso de una colisión⁽¹¹⁾.

La determinación del impacto socioeconómico de los accidentes de tránsito en el Paraguay constituirá un insumo básico para la asignación equitativa de recursos a nivel nacional, de modo que los accidentes de tránsito

sean calificados en una escala justa en relación a otros problemas de salud. Por lo cual, con este estudio se pretende caracterizar los accidentes de moto en ≤ 19 años de pacientes que acuden al Hospital de Trauma Manuel Giagni así como determinar el costo de los accidentes de moto en ≤ 19 años en el año 2016.

Materiales y métodos

Se realizó un estudio descriptivo, observacional, retrospectivo. Se incluyeron todos los pacientes ≤ 19 años que acudieron al Hospital de Trauma (HT) con antecedente de accidente de moto, ya sean conductores o acompañantes, durante el año 2016. Los datos y los costos directos (hospitalización y tratamiento durante la misma) fueron obtenidos de la base de datos del Dpto. de Estadísticas y del Dpto. de Ingresos del HT, respectivamente, procesados en planilla Excel. Los Años de Vida Potencialmente Perdidos (AVPP), constituyen un indicador que ilustra la pérdida que sufre la sociedad como consecuencia de la muerte de personas jóvenes o de fallecimientos prematuros. Para obtener los AVPP, se sumaron los productos del número de muertes de cada edad por la diferencia entre esta edad y una edad límite (Esperanza de vida al nacer en Paraguay en el año 2016: 73,5 años). Para describir variables categóricas se utilizó frecuencias y porcentajes, para las cuantitativas se empleó medias, desviación estándar y rangos, según corresponda.

Este estudio fue aprobado por el Comité de Ética del Hospital de Trauma. No se obtuvo consentimiento informado de los padres o tutores legales, debido a que se trata de un estudio retrospectivo basado en datos secundarios y no utilizó datos de identificación del paciente.

Resultados

Se incluyeron, los 700 pacientes que acudieron al HT por accidente de moto, durante el periodo de estudio. La edad media de los pacientes fue de $15,6 \pm 4,33$ años. El 78% (546/700) fue de sexo masculino. De los accidentados 450 (64,2%) era conductor y 250 (35,7%) acompañante. La media de edad de los conductores fue de $17 \pm 4,3$ años (rango 11–19 años) y de los acompañantes $12,3 \pm 4,4$ (rango $< 1 - 19$ años). Entre los conductores solo el 50,4% (227/450) tenía la edad reglamentaria para obtener licencia de conducir. Solo el 7,7% (54/695) de los accidentados usaba casco al momento del accidente (tabla 1).

El 75,7% de los accidentados de moto pertenecían al grupo etario de 15 a 19 años; llama la atención que entre los conductores el 12% (54/450) pertenecían al grupo de edad de 10 a 14 años (tabla 2).

Tabla 1. Características demográficas de los accidentados.

Características demográficas	n = 700	%
Edad media	15,6 ± 4,33	—
Sexo (M/F)	546/154	78/22
Conductores	450	64,2
Edad media en años ± DE	17 ± 4,3	—
Acompañantes	250	35,7
Edad media en años ± DE	12,3 ± 4,4	—
Uso de casco	54	7,7

Tabla 3. Requerimiento de Hospitalización y evolución de los accidentados.

VARIABLES	n = 700	%
Hospitalizados	625	89,2
En sala	577	92
En UCIP	48	7,6
Hospitalización (días ± DE)		
En sala	11,04 ± 14,85	—
En UCIP	16,57 ± 23	—
Discapacidad	176	25,1
Fallecidos	38	5,4

El 89,2% (625/700) de los pacientes requirió hospitalización por 2 o más días, de los cuales el 7,6% (48/625) requirió ser hospitalizado en la Unidad de Cuidados Intensivos Pediátricos (UCIP). La media de días de hospitalización en sala y UCIP fue de 11,04 días (DS 14,85 días) y 16,57 (DS 23 días), respectivamente. El 25,1% (176/700) tuvo algún grado de discapacidad o secuela y el 5,4% (38/700) falleció (tabla 3).

Los costos directos por hospitalización por día en sala y en UCIP fueron de \$ 275,4 y \$ 737,2, respectivamente, siendo los costos directos por accidentes de moto en el año 2016 de \$ 2.587.179,2 (tabla 4), lo cual representa el 0,009% del PIB del país. Los años de vida potencialmente perdidos (AVPP) en el año 2016, fueron de 2159 años (tabla 5).

Discusión

Los traumatismos y muertes causadas por los accidentes en motocicletas constituyen un problema creciente de salud pública y afecta de forma considerable a las personas jóvenes y familias de quienes la padecen por los costos y la discapacidad asociada. Muchas de estas familias se suman en la pobreza a consecuencia de dichos costos, que no han estimado el impacto y el sufrimiento humano que estos representan sobre todo en países de bajos y medianos ingresos.

Los motociclistas son un grupo particularmente vulnerable en la vía pública. Algunos estudios indican que el riesgo de sufrir lesiones en motocicleta es entre 10 y 30 veces superior al correspondiente de los conductores

Tabla 2. Grupo de edad de los accidentados según condición de conductor o acompañante.

Grupo de edad	n = 700	Conductores		Acompañantes	
		n = 450	%	n = 250	%
0 - 4	26 (3,7)	0	0	26	10,4
5 - 9	34 (4,8)	0	0	34	13,6
10 - 14	110 (15,7)	54	12,0	56	22,4
15 - 19	530 (75,7)	396	88	134	53,6

Tabla 4. Características demográficas de los accidentados.

Costos médicos directos	Total de días de hospitalización	Costo total (\$)
Sala	7635	2.102.679
UCIP	668	492.450
TOTAL	8303	2.595.129

Tabla 5. Años de vida potencialmente perdidos (AVPP).

Grupo de edad (años)	Punto medio de intervalo	Factor de ponderación	N (%) de muertes	AVPP
1 a 4	2,5	70,5	1 (2,6)	70,5
5 a 9	7,5	65,5	2 (5,2)	131
10 a 14	12,5	60,5	3 (7,8)	181,5
15 a 19	17,5	55,5	32 (84,0)	1776
TOTAL			38	2159

de automóviles. Esto se debe no solo a la forma del vehículo, que mantiene el cuerpo a la intemperie y limita, en comparación con los automóviles, la seguridad pasiva (como el cinturón de seguridad o la cabina del vehículo), sino que, además de la falta de protección contra choques, están expuestos a no ser vistos por otros conductores de automóviles y a los impactos con barreras de seguridad que han sido diseñadas para otro tipo de vehículos⁽¹⁾.

Los resultados del presente estudio muestran que los accidentes de moto fueron más frecuentes en el sexo masculino (78%), al igual que lo reportado por otros autores⁽¹²⁻¹⁴⁾. La mayoría de los accidentados era conductor (64,2%) con una edad media de 17 ± 4,3 años y con un rango de edad de 11 a 19 años. Este resultado coincide con el estudio realizado en Tailandia donde la media de la edad de accidentados de moto fue de 13,5 ± 15 años con un rango de edad de 7 años 10 meses y 14 años 11 meses⁽¹⁴⁾.

Paraguay cuenta con una Ley N° 5016/14 Nacional de Tránsito y Seguridad Vial, que establece la edad reglamentaria para conducir, así como la obligatoriedad del uso del casco y otros elementos de protección⁽²⁰⁾. El

Informe Mundial de Seguridad de Vial de la OMS, refiere que solamente 44 países, entre los cuales se encuentra el nuestro, cuentan con leyes relativas al uso del casco que se aplican a todos los conductores y pasajeros⁽¹⁾.

Sin embargo, los resultados del presente estudio, demuestran que no existe un control del cumplimiento de la mencionada Ley, por parte de los organismos municipales. Es así que solo el 50,4% (227/450) tenía la edad reglamentaria para obtener licencia de conducir y solo el 7,7% (54/695) de los accidentados tenía casco al momento del accidente.

Existen varios estudios que demuestran el efecto protector del uso del casco, el cual puede reducir el riesgo de muerte en casi un 40% y el riesgo de sufrir traumas graves en aproximadamente un 70%⁽¹⁵⁻¹⁹⁾.

En el presente estudio, la mayoría de los accidentados (89,2%), requirió ser hospitalizada, y 7,6% tuvo que ser ingresado a la UCIP, lo cual muestra que los accidentes fueron de moderados a severos, con una mortalidad del 5,4% y con resultado de algún grado de discapacidad el 25,1% (176/700).

Según un estudio sobre la carga de morbilidad global realizado por la Organización Mundial de la Salud, en el mundo, los accidentes de tránsito representaron la décima causa, entre las principales enfermedades y daños con la mayor cantidad de Años de Vida Potencialmente Perdidos en el año 1990, y alcanzó 9.600.000 AVPP. Mientras que en el año 2010, los accidentes de tránsito alcanzaron la quinta posición entre las 50 principales causas de mortalidad prematura, con una pérdida total de 5.900.000 AVPP⁽¹⁷⁾. En el presente estudio, en el periodo de un año, los AVPP fueron 2.159 en ≤ 19 años y solo por accidentes de moto.

Este estudio solo reporta los costos directos por accidentes de moto en ≤ 19 años, sin embargo, los mismos alcanzan un total de \$ 2.595.129, solo en el periodo de un año. Por otro lado, el hecho de que la mayoría de los accidentados es del sexo masculino y si esta tendencia actual continúa, más jóvenes adultos en el grupo económicamente productivo seguirán muriendo o quedando con discapacidades como resultado de un accidente de moto. Este hecho reduce la productividad en este grupo poblacional y puede tener enormes consecuencias económicas negativas para las familias y para el país en su conjunto.

Los accidentes en moto no solo representan una carga importante en la morbilidad y mortalidad a la que se enfrenta el sistema de salud sino que, impactan negativamente desde el punto de vista económico, debido al volumen de recursos financieros, materiales y humanos que demandan dentro y fuera del sector salud, para su control, tratamiento y rehabilitación.

A pesar de las limitaciones del estudio al no incluir costos indirectos y costos intangibles como pena, sufrimiento, pérdida de trabajo, entre otros; constituye el primer estudio de costos por accidentes de moto en la edad pediátrica realizado en nuestro país. Además proporciona información útil sobre la carga de los accidentes de este tipo, la cual puede ser utilizada como referencia para llevar a cabo otras investigaciones y diseño de programas de intervención. Así mismo podría orientar a intervenciones efectivas de salud pública para reducir significativamente la carga de por accidentes de tránsito. Finalmente, los resultados del presente trabajo, constituyen un sólido fundamento para que los organismos municipales de control, definan acciones estratégicas para el cumplimiento de la Ley N° 5016/14⁽²⁰⁾.

Conclusiones

Los accidentes de motos fueron más frecuentes en el sexo masculino; la mayoría requirió ser hospitalizado, y se observó una mortalidad y discapacidad elevadas. El impacto de las altas tasas de mortalidad y discapacidad, así como de los AVPP por las lesiones causadas por accidentes de moto en ≤ 19 años, solo en un año, representa un costo económico y social extremo derivado de una causa de muerte prevenible.

Referencias bibliográficas

1. **OMS.** Lesiones causadas por el tránsito. (Internet). OMS; 2018. Citado el 19 de febrero de 2018. Recuperado a partir de: <http://bit.ly/19zLNCQ>
2. **OMS.** Diez estrategias para preservar la seguridad de los niños en las carreteras. OMS; 2015.
3. **World Health Organization; UNICEF.** World Report on Child Injury Prevention. Summary. Geneva: WHO; 2008.
4. **Miranda J, Huicho L, López Rivera LA, Paca A, Luna D, Rosales E, et al.** Lesiones más frecuentes asociadas a accidentes de tránsito; severidad, letalidad y factores asociados a esta severidad y letalidad. Lima; 2009.
5. **United Nations.** Sixty-Second General Assembly Plenary 87th Meeting. New York: United Nations; 2008. (General Assembly Adopts Resolution on Easing Global Road Safety Crisis).
6. **Peden M, McGee K, Sharma G.** The Injury Chart Book: A Graphical Overview of the Global Burden of Injuries. Geneva: World Health Organization; 2002.
7. **García-Altés A, Pérez K.** The economic cost of road traffic crashes in an urban setting. *Inj Prev* 2007; 16:65-8.
8. **Marracino C, Royer ME, Irurzun A, García V, Capentti R.** Programa VIGIA Ministerio de Salud de la Nación: carga global de enfermedad e impacto económico por accidentes de transporte ocurridos en la ciudad de Buenos Aires. 2003.
9. **Agencia Nacional de Tránsito y Seguridad Vial.** Informe estadístico del observatorio vial: registro de datos Dra. Mercedes Maldonado Banks. ANTSV; 2015.

10. **MSPyBS.** Datos del Departamento de Estadísticas: Hospital Manuel Giagni, MSPyBS y Dpto de Ingresos. Paraguay: MSPyBS; 2016.
11. **Organización Panamericana de la Salud.** Cascos: manual de seguridad vial para decisores y profesionales. Washington: OPS, 2008. (Publicación Científica y Técnica n° 628).
12. **Berrones-Sanz LD.** Análisis de los accidentes y las lesiones de los motociclistas en México. *Gac Med Mex.* 2017;153:662-671
13. **Mendonça MFD, Santana Cabral Silva I AC, Lima de Castro CC.** Análise espacial dos acidentes de trânsito urbano atendidos pelo Serviço de Atendimento Móvel de Urgência: um recorte no espaço e no tempo. *Rev Bras Epidemiol Our-Dez;* 20(4): 727-741.
14. **Tunthanathip T, Phuenpathom N.** Impact of road traffic injury to pediatric traumatic brain injury in Southern Thailand. *J Neurosci Rural Pract* 2017;8:601-8
15. **GBD 2013 Mortality and Causes of Death Collaborators.** Global, regional, and national age-sex specific all-cause and cause-specific mortality for 240 causes of death, 1990-2013: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2013. *Lancet.* 2015 January 10; 385(9963): 117-171.
16. **Olson Z, Staples JA, Mock C, Nguyen NP, Bachani AM, Nugent R, et al.** Helmet regulation in Vietnam: impact on health, equity and medical impoverishment. *Prev.* 2016 Aug; 22(4):233-8.
17. **Adams NS, Newbury PA, Eichhorn MG, Davis AT, Mann RJ, Polley JW, et al.** The Effects of Motorcycle Helmet Legislation on Craniomaxillofacial Injuries. *Plast Reconstr Surg.* 2017 Jun; 139(6):1453-1457.
18. **Khor D, Inaba K, Aiolfi A, Delapena S, Benjamin E, Matsushima K, et al.** The impact of helmet use on outcomes after a motorcycle crash. *Injury.* 2017 May;48(5):1093-1097.
19. **Gupta S, Iv V, Sam N, Vuthy D, Klaric K, Shrimel MG, et al.** Impact of Helmet Use on Severity of Epidural Hematomas in Cambodia. *World Neurosurgery.* 2017 Apr; 100:267-270.
20. **Congreso de la Nación Paraguaya.** Ley N° 5016: Nacional de Tránsito y Seguridad Vial. 2014.

Correspondencia: Dr. Luis Báez.
Correo electrónico: lubaeza70@yahoo.es



Mortalidad prenatal en el Centro Hospitalario Pereira Rossell, Montevideo. Análisis de 845 casos de autopsia entre 2005 y 2016

Stillbirth at Pereira Rossell Hospital in Montevideo. Analysis of 845 autopsies between 2005 and 2016

Pilar Beltramo¹, Carmen Gutiérrez², Ángeles Rodríguez³, Natalia Maciel⁴

Resumen

Antecedentes: con la mejora de la atención del embarazo se ha reducido el número de mortinatos en el mundo desarrollado. Pero en los países subdesarrollados y en vías de desarrollo constituyen un problema sanitario.

Objetivo: conocer las patologías que subyacen en los casos de autopsia de mortinatos del Centro Hospitalario Pereira Rossell, a los efectos de contribuir a la reducción de la mortalidad fetal.

Material y método: se realiza un estudio observacional, descriptivo de recolección de información en forma retrospectiva de las autopsias de los de mortinatos del Centro Hospitalario Pereira Rossell de los últimos 12 años (2005-2016). Las autopsias y las placentas fueron realizadas de acuerdo al protocolo habitual en patología perinatal. Los datos del estudio se analizaron conjuntamente.

Resultados: se constataron malformaciones congénitas en 17,7% e infección congénita en la autopsia en 20,4%. La infección en conjunto (en autopsia y/o placenta) se identificó en 383 casos

(45,3%). Se identificó lúes en 10,5% de los mortinatos. Había elementos fetales de asfixia en 11,5% y una miscelánea de patologías en 3,5% de los casos. En 50,4% la autopsia propiamente dicha no tenía alteraciones, pero en 90% de ellas se identificaron lesiones placentarias que pudieron ser responsables de la muerte fetal. Se observó bajo flujo sanguíneo útero placentario en 14,2% de las placentas, corioamnionitis en 30,5% de las placentas, y hematoma retroplacentario en 26,6% de las placentas. La muerte fue indeterminada en 4,9% de los casos. **Conclusiones:** un elevado porcentaje de los casos tienen patologías evitables y tratables. Se identificaron patologías potencialmente recurrentes y enfermedades que ameritan tratar a la madre. Los estudios de los mortinatos deben ser considerados en los protocolos sanitarios a los efectos de reducir la mortalidad fetal.

Palabras clave: Mortalidad fetal
Mortinato
Autopsia
Causas de muerte

1. Médica Pediatra. Médica Anatomopatóloga. Patóloga Pediátrica. Laboratorio Patología Pediátrica. CHPR.

2. Prof. Agda. Anatomía Patológica. Patóloga Pediátrica. Jefe Laboratorio Patología Pediátrica. CHPR.

3. Prof. Adj. Anatomía Patológica. Patóloga Pediátrica. Laboratorio Patología Pediátrica. CHPR.

4. Médica Anatomopatóloga. Diplomatura en Anatomía Patológica Pediátrica. Facultad Medicina. UDELAR. Laboratorio Patología Pediátrica. CHPR.

Trabajo inédito.

Declaramos no tener conflictos de intereses.

Fecha recibido: 23 junio 2017.

Fecha aprobado: 23 noviembre 2017.

Publicado en: Arch Pediatr Urug 2018; 89(1): 5-14