

CARTAS AL EDITOR

Lepra en Yucatán, estudio clínico retrospectivo de 63 años (1950–2013)

Señor editor: comunicamos los resultados de un estudio realizado en el Centro Dermatológico de Yucatán (CDY) Dr. Fernando Latapí, a lo largo de 63 años, con el fin de presentar un panorama sobre lepra en esta institución.

En México, en 1990 la prevalencia de lepra fue de 16 694 casos (2.6 por 100 000 habitantes), con alta frecuencia en el foco peninsular, conformado por Campeche y Yucatán.^{1,2} Primero, los enfermos fueron atendidos en el Hospital de San Juan de Dios; después, en el Hospital O' Horán y, desde 1950, en el Centro Dermatológico de Yucatán, fundado en 1949.³ Con las estrategias de eliminación se logró la reducción, con 0.19 por cada 100 000 habitantes en 2011.^{2,4,5}

Realizamos un estudio observacional, descriptivo y retrospectivo basado en la revisión de todos los expedientes a partir de tarjetas de registro y control existentes en el archivo del hospital (1950-2013); analizamos las siguientes variables: características clínicas, baciloscópicas e histológicas, de un total de 196 pacientes (180 para Yucatán y 16 para Campeche), de los cuales 120 eran hombres y 76 mujeres, de estratos socioeconómicos medios y bajos, con un promedio de edad de 48 años. Desde 1980, a los pacientes

activos con lepra dimorfa se les aplicó intradermorreacción con lepromina. Se determinaron las reacciones leprosas, secuelas, grados de incapacidad y estado actual. Se utilizó estadística descriptiva.

Respecto a edades y relación hombre-mujer, concordamos con lo reportado a nivel nacional: de 50 a 59 años y 1,56:1, en Mérida, y entre 45 y 65 años, con 1.7:1, en el resto del país.⁵ El paciente más antiguo se diagnosticó en 1931 y el más reciente en 2012. Del total de los pacientes, 17.35% tenía un caso antecedente.

El cuadro I muestra la clasificación: 68.37% fueron casos multibacilares, de igual forma que en otros estados (74%).²

Sesenta pacientes diagnosticados entre 1950 y 1984 recibieron monoterapia sulfónica, pero siguieron activos

hasta 1985, cuando recibieron poliquimioterapia (PQT) durante dos años, con curación. A partir de este año, los siguientes 136 pacientes recibieron PQT durante dos años, para los casos de lepra lepromatosa (LL), dimorfo-lepromatosa (DL) y dimorfo-dimorfo (DD), y durante 6 a 12 meses, para los casos de lepra tuberculoide (LT) y dimorfo tuberculoide (DT). Sin embargo, en 14 pacientes LL y en cinco pacientes dimorfos multibacilares (DL y DD) la PQT duró de 32 a 49 meses debido a baciloscopías positivas constantes.

Veintidós pacientes presentaron reacciones medicamentosas adversas. Con dapsona: anemia hemolítica en 12 casos, hepatotoxicidad en tres y metahemoglobinemia en uno. Con rifampicina, dos pacientes tuvieron síndrome catarral y uno cefalalgia;

Cuadro I
CLASIFICACIÓN DE LOS PACIENTES CON LEPRA, POR SEXO Y FORMA CLÍNICA DE LA ENFERMEDAD. YUCATÁN, 1950-2013

Clasificación	LI	LL	DL	DD	DT	LT
Hombres	6	71	11	11	7	14
Mujeres	4	29	3	10	12	18
Subtotal	10	100	13	21	20	32
Porcentajes	5.11	51.07	27.56			16.32
Total: 196 pacientes						

LI: lepra indeterminada, LL: lepra lepromatosa, DL: dimorfo-lepromatosa, DD: dimorfo-dimorfo, DT: dimorfo-tuberculoide, LT: lepra tuberculoide

Fuente: tarjetas de registro y expedientes del archivo del Centro Dermatológico de Yucatán

uno cursó con fotosensibilización por clofazimina. Presentaron reacciones leprosas 71 pacientes (cuadro II).

El cuadro III muestra el estado clínico de los casos a diciembre de 2013, momento de término del estudio. Cinco pacientes no concluyeron tratamiento por efectos secundarios como hemólisis, hepatotoxicidad o exacerbación de comorbilidades (hepatitis B, cirrosis, epilepsia e insuficiencia renal), y terminaron un periodo de vigilancia extendida (10 años), sin actividad del padecimiento; trece fueron diagnosticados en el CDY y en la actualidad 11 continúan en Campeche (originarios) y 2 en el Instituto Mexicano del Seguro Social

(afiliados). Un caso renuente (LT) curó de forma espontánea.

Lo anterior refleja un buen control de los pacientes; sin embargo, persisten los prejuicios y recursos materiales y humanos insuficientes para una cobertura adecuada, por lo que la educación comunitaria, el seguimiento estrecho y la investigación epidemiológica continúan formando parte de la atención.

Agradecimientos

Al enfermero Rafael Moguel Marín, por su amistad y apoyo incondicionales, y por su dedicación constante a los enfermos de lepra durante 55

años de incansable trabajo dentro y fuera del Centro Dermatológico de Yucatán Fernando Latapí.

Carlos Atoche, Dermat.⁽¹⁾
 Edoardo Torres-Guerrero, Dermat.⁽¹⁾
 drlalo2005@hotmail.com,
 lalotorresg@yahoo.com.mx
 Felipe Vargas, Dermat.⁽²⁾
 Roberto Arenas, Dermat.⁽²⁾

(1) Centro Dermatológico de Yucatán Dr. Fernando Latapí, Yucatán, México.

(2) Sección de Micología, Hospital Dr. Manuel Gea González, Ciudad de México

Cuadro II
ESTADOS REACCIONALES DURANTE EL TRATAMIENTO DE LOS PACIENTES.
YUCATÁN, 1950-2013

Reacciones leprosas	Durante monoterapia	Transición de monoterapia a poliquimioterapia	Durante poliquimioterapia	Total de pacientes
Eritema nudoso (EN)	18	8	14	39
Eritema multiforme (EM)	0	2	1	3
Fenómeno de Lucio	1	1		2
Reacción de reversa	1	0	22	23
EN más EM	0	3	0	3
Orquitis y condritis	0	0	1	1
Total				71

Fuente: expedientes del archivo del Centro Dermatológico de Yucatán

Cuadro III
ESTADO CLÍNICO DE LOS PACIENTES AL TÉRMINO DEL ESTUDIO.
YUCATÁN, 1950-2013

Situación actual	Vigilancia terminada	En vigilancia	En tratamiento	Tx. en Campeche o IMSS	Post vigilancia Tx. incompleto	Fallecidos	Renuente	Perdido
Núm. de pacientes	148 (75.52%)	12 (6.13%)	8 (4.08%)	13 (6.64%)	5 (2.56%)	8 (4.08%)	1 (0.51%)	1 (0.51%)
Cura sin secuelas	160 (81.55%)							
Secuelas grado 1	17 (8.75%)							
Secuelas grado 2	19 (9.75%)							
Total: 196 pacientes								

Ningún fallecido murió por causas relacionadas con el padecimiento (casos antiguos, nacidos entre 1921 y 1931) o con comorbilidades (un paciente hepatópata y uno más diabético descontrolado)

Secuelas de grado 1: disestesias y parestesias. Grado 2: alteraciones tróficas, motoras y visuales⁶

Fuente: expedientes del archivo del Centro Dermatológico de Yucatán

Referencias

- Arenas R. Dermatología. Atlas, diagnóstico y tratamiento. 5ta. ed. México: McGrawHill, 2013:421-435.
- Secretaría de Salud, Subsecretaría de Prevención y Promoción de la Salud. Lepra, programa de acción específico 2007-2012. México: Secretaría de Salud, 2008.
- González-Urueña J. La lepra en México. Buenos Aires: Editorial El Ateneo, 1941:84-90, 700-704.
- Rodríguez LC, Lockwood D. Leprosy now: epidemiology, progress, challenges, and research gaps. Lancet Inf Dis 2011; 11(6):464-470.
- Secretaría de Salud. Distribución de casos nuevos de enfermedad por grupos de edad. México: SUJVE, Secretaría de Salud, 2011.
- Shen J. Current situation of leprosy colonies/leprosia and their future in P.R. China Lepr Rev 2007;78(3):281-289.

Condición física saludable y riesgo cardiovascular en jóvenes con discapacidad intelectual

Señor editor: en la presente adjuntamos los resultados de un estudio preliminar que pretendió evaluar el nivel de condición física saludable (CFS) y riesgo cardiovascular incrementado (RCVI) en jóvenes españoles con discapacidad intelectual (DI).

En España, aunque no hay estadísticas precisas, se estima que la población con DI podría rondar las 400 000 personas.¹ Como ocurre con el resto de la población dependiente, su atención implica elevados costos económicos, tal y como se ha constatado en España² y en otros países.³ Sin

embargo, quedan todavía algunas incógnitas por develar en relación con el estudio de su estado de salud; el papel de la condición física es una de ellas. La CFS parece ser un marcador predictivo válido de riesgo de enfermedad cardiovascular en la juventud⁴ y altos niveles de CFS se han relacionado con una mejor salud en personas con DI.⁵ No obstante, existe evidencia limitada sobre el nivel CFS de jóvenes con DI en España y, en parte, podría ser debido a la escasez de pruebas desarrolladas específicamente para esta población. Esta circunstancia aconsejó realizar un estudio para valorar el nivel de CFS de jóvenes españoles con DI y analizar su posible asociación con RCVI.

El estudio midió peso, talla, perímetro de cintura (PC), presión arterial y frecuencia cardíaca en reposo a 29 individuos (15 mujeres y 14 hombres) con edad media de 19.4 años, de los cuales 20.7% eran jóvenes con síndrome de Down (SD). Se calculó RCVI a partir de índice masa corporal (IMC) y PC. La CFS se valoró mediante 11 pruebas siguiendo el protocolo estandarizado de la batería "Brockport Physical Fitness Test" para jóvenes con DI.⁶ Los individuos con IMC correspondiente a sobrepeso (25.0–29.9 kg/m²) y obesidad (≥30.0 kg/m²) y

hombres y mujeres con valores de PC>102 y >88 cm, respectivamente se incluyeron en el grupo de RCVI. Asimismo, la muestra se dividió en dos grupos en función del nivel de DI en leve y moderada, según criterios de consenso.

Los resultados obtenidos mostraron que el nivel de DI no pareció una variable que afectara de manera significativa al estado de CFS de la muestra, a excepción de la flexibilidad (cuadro I). Sin embargo, pertenecer al grupo de DI moderada se asoció con un mayor riesgo de enfermedad cardiovascular (*p*=0.042). Respecto a grupos por riesgo cardiovascular, no se encontraron diferencias significativas en relación con puntuación en CFS. El valor de IMC tampoco mostró correlación con las puntuaciones de CFS, con la excepción lógica de la variable composición corporal. El principal hallazgo de nuestro estudio fue que el grado de DI parece tener influencia sobre el RCVI pero no así sobre la CFS. A nuestro entender, éste es el primer estudio que ha evaluado CFS y RCVI conjuntamente en una muestra de jóvenes con DI, incluidos sujetos con SD. Por lo tanto, los datos obtenidos podrían ser de interés para el futuro desarrollo de las estrategias

de salud pública dirigidas a este colectivo. La falta de estudios similares ha limitado las oportunidades de comparación y discusión de nuestros resultados.

Rodolfo Iván Martínez-Lemos, D en C del Deporte,⁽¹⁾
ivanmartinez@urigo.es
Carlos Ayán-Pérez, D en C del Deporte,⁽¹⁾
José M^o Cancela-Carral, D en C del Deporte.⁽¹⁾

(1) Facultad de CC.EE. e do Deporte,
Departamento de Didácticas Especiales,
Universidad de Vigo, Galicia, España

Cuadro I
PUNTUACIÓN EN CONDICIÓN FÍSICA SALUDABLE EN FUNCIÓN DEL NIVEL DE DISCAPACIDAD INTELECTUAL

Variable	Todos (N=29) X ± SD	DI ligera (n=15) X ± SD	DI moderada (n=14) X ± SD	<i>p</i> value	<i>T</i> student (IC95%)
STCSF _(mm)	39.65 ± 14.95	36.49 ± 15.91	43.05 ± 13.60	0.245	-6.55(-17.87 to 4.75)
TAMT _(min)	5.25 ± 6.84	5.43 ± 7.19	5.07 ± 6.71	0.890	0.36(-4.94 to 4.75)
TLT _(cm)	25.91 ± 5.78	26.77 ± 5.02	25.00 ± 6.58	0.421	1.76(-2.67 to 6.20)
MCUT _(rep)	4.31 ± 4.36	4.80 ± 5.33	3.79 ± 3.14	0.542	1.01(-2.35 to 4.38)
EAHT _(sec)	10.23 ± 18.96	13.12 ± 23.46	7.15 ± 12.74	0.407	5.97(-8.56 to 20.50)
DGST _(kg/cm2)	15.31 ± 9.91	15.87 ± 10.81	14.71 ± 9.23	0.760	1.15(-6.53 to 8.84)
BSSRTL _(cm)	8.05 ± 8.31	4.77 ± 5.44	11.57 ± 9.55	0.025*	2.86(-12.67 to 0.93)
BSSRTR _(cm)	7.56 ± 7.83	4.53 ± 4.93	10.82 ± 9.17	0.028*	2.70(-11.84 to -0.73)

Composición Corporal (STCSF); test de función aeróbica (TAMT); test de fuerza de extensión y flexibilidad de tronco (TLT); test de fuerza-resistencia abdominal (MCUT); test de fuerza de miembros superiores (EAHT),(DGST); flexibilidad (BSSRTL), (BSSRTRF)

* 0.05, nivel de significancia

Referencias

- Martinez-Leal R, Salvador-Carulla L, Gutiérrez-Colosia MR, Nadal M, Novell-Alsina R, Martorell A, et al. Health among persons with intellectual disability in Spain: the European POMONA-II study. *Rev Neurol* 2011;53(7):406-414.
- Sosvilla-Rivero S, Moral-Arce I. Estimation of the number of individuals entitled to dependency benefits and of the associated cost of care in Spain for 2007-2045. *Gac Sanit* 2011;25 suppl 2:66-77.
- Urquieta-Salomón JE, Figueroa JL, Hernández-Prado B. El gasto en salud relacionado con la condición de discapacidad: un análisis en población pobre de México. *Salud Publica Mex* 2008;50(2):136-146.
- Ruiz JR, Castro-Pinero J, Artero EG, Ortega FB, Sjostrom M, Suni J, et al. Predictive validity of health-related fitness in youth: a systematic review. *Br J Sports Med* 2009;43(12):909-923.
- Oppewal A, Hilgenkamp TI, van Wijck R, Evenhuis HM. Cardiorespiratory fitness in individuals with intellectual disabilities: a review. *Res Dev Disabil* 2013;34(10):3301-3316.
- Winnick J, Short FX. *The Brockport Physical Fitness Test*. Champaign, IL: Human Kinetics, 1999.

Regarding articles about Cali Cancer Registry I

Dear editor: With great interest we read the series of papers produced by the population-based cancer registry of Cali in Colombia on the situation in breast, colorectal and prostate cancer in this country.¹⁻³

The Cali Cancer Registry has been of great value for cancer information and resource planning in Colombia for more than 50 years now. Besides providing valuable

information on cancer incidence in an unbiased population, it has relatively recently also began to provide estimates of cancer survival on a population-basis. This is extremely important as knowing the prognosis of cancer patients, particularly in different population groups, gives us important information on the state of cancer diagnosis and treatment in a population, as it is influenced by stage at diagnosis (in its turn potentially influenced by early detection and timely access to healthcare facilities) and access to and quality of care.

However, as always, the survival statistics presented in the previously mentioned papers should, in our opinion, be interpreted with caution, particularly when comparing two different time periods. In all three referenced manuscripts, the 1, 3 and 5 year survival is reported for the period 1995-2004, with a follow-up period until December 31st, 2006 for the papers on breast and colorectal cancer (for the prostate cancer paper the end of follow-up is not described). Although it is unclear why the follow-up was not extended to a later period as crosses were made with the mortality databases until 2010 and the SISBEN database of 2008, this end of follow-up until 2006 already means that for part of the population included in the survival analyses, 5-year survival information is not available, since follow-up for a person diagnosed in 2004 could have maximally been 3 years. Therefore, 5 year survival estimates are based on persons diagnosed longer ago, which is important to mention.

More importantly, on colorectal cancer, the authors divided the observation period into two (1995-1999 and 2000-2004) and conclude that the 5-year relative survival improved significantly in men and women from Cali.¹ Indeed, the estimates show statistically significant improvements, for example from 28 to 56% in males under 50 years of age. This is a doubling in survival time, and if it were

true, would be very good news. However, these calculations are based on one cohort with complete follow-up (the 1995-1999 cohort) and one cohort in which only the patients diagnosed in 2000 and 2001 have reached 5 years follow-up. Patients diagnosed in the subsequent years were presumably censored at December 31st 2006. Incompleteness of follow-up is known to generally cause inflated survival estimates,⁴ and this artificial fact may be causing part of the very large increases in survival. This seems likely to have happened, as we see smaller, although still large improvements occurring for the 1 year relative survival rates, and intermediate improvements in the 3 year survival rates presented in this paper. Indeed, the 2000-2004 cohort does not have complete follow-up at three years either. As the authors do not report to have used period-based relative survival models,⁵ we presume the presented results are the traditional cohort-based ones and therefore the second one is incomplete in follow-up.

Of course, real increases in survival may have occurred, but having such a large increase within just a few years on a population-level should be carefully evaluated. Changes in follow-up practices, coding, etc., may also be underlying such changes.

In addition there is an error in the multivariate survival analysis methodology causing difficulty in its interpretation: Cox proportional hazards models were constructed to perform analyses investigating the effects of age, stage, socioeconomic status and period of diagnosis. The most important underlying assumption of Cox proportional hazards modeling is that the hazards are proportional.⁶ The authors performed a statistical test to evaluate if this assumption applied to their data, and this test clearly showed that in certain subgroups, the proportional hazards assumption was violated. Whereas this impedes continuing with conventional Cox proportional

hazards modeling and calls for performing either stratified analyses or a time-dependent exposure models,⁶ the authors ignored the violation and presented their results without consideration on it. Depending on the exact underlying data, this may result in invalid conclusions and therefore we feel that the results presented on the hazards of dying for the covariates should not be interpreted at all.

We consider the point highly relevant, as the idea of performing multivariate analyses on survival of cancer in Colombia in a population-based setting is of major interest, particularly referring to socioeconomic differences.

We hope that the registry will have the opportunity to clarify some of the points we have presented as well as to improve statistical analysis in future studies.

Esther de Vries, PhD,⁽¹⁾
 edevries@cancer.gov.co
 Raul Murillo, MD, MPH.⁽²⁾

⁽¹⁾ Grupo Vigilancia Epidemiológica del Cáncer, Instituto Nacional de Cancerología. Bogotá, Colombia
⁽²⁾ Dirección General, Instituto Nacional de Cancerología. Bogotá, Colombia

References

1. Bravo L, García L, Carrascal E, Rubiano J. Burden of breast cancer in Cali, Colombia: 1962-2012. *Salud Publica Mex* 2014;56(5):448-456.
2. Cortés A, Bravo L, García L, Collazos P. Incidencia, mortalidad y supervivencia por cáncer colorrectal en Cali, Colombia, 1962-2012. *Salud Publica Mex* 2014;56(5):457-464.
3. Restrepo J, Bravo L, García-Perdomo H, García L, Collazos P, Carbonell J. Incidencia, mortalidad y supervivencia al cáncer de próstata en Cali, Colombia, 1962-2011. *Salud Publica Mex* 2014;56(5):440-447.
4. de Vries E, Karim-Kos HE, Janssen-Heijnen ML, Soerjomataram I, Kiemeny LA, Coebergh JW. Explanations for worsening cancer survival. *Nat Rev Clin Oncol* 2010;7(1):60-63.
5. Brenner H, Gefeller O, Hakulinen T. Period analysis for 'up-to-date' cancer survival data: theory, empirical evaluation, computational realisation and applications. *Eur J Cancer* 2004;40(3):326-335.
6. Kleinbaum DG, Klein M. *Survival Analysis: A Self-Learning Text*, Third Edition. 3 ed. New York, Dordrecht, Heidelberg, London: Springer, 2012.

Regarding articles about Cali Cancer Registry 2

Dear editor: With great interest we read the reports on incidence, mortality and particularly survival trends for breast, cervical, colorectal and prostate cancer in Cali, Colombia reported in the September/October 2014 issue of *Salud Pública de México*.¹⁻⁴ We applaud the intention of the authors in their attempts to provide, besides the standard measures, indications of survival by socioeconomic status. This is a topic of interest of many countries, but particularly in Latin America which is the continent with largest socioeconomic differences and Colombia within the continent being one of the most unequal countries.⁵ Since information on the population distribution of the social strata (SS) by age, sex and calendar years is not available for the different municipalities in Colombia, it is unfortunately not possible to provide incidence or mortality differences by SS. For the same reason it is not possible to construct life-tables by SS, inhibiting providing SS-specific relative survival rates (RSR). The authors of the articles have provided RSR by SS, using the general population life-tables, which however conceal substantial differences in all-cause mortality between the different strata, as is shown on macro level by the differences in life-expectancy for the different departments in the country, which show differences of more than 10 years in male life-expectancy for the period 2000-2005.⁶ Unfortunately, using relative survival methods to show differences in survival by socioeconomic levels, without using separate life tables for the different socioeconomic level causes has been shown to cause bias in the estimates.⁶ Since socioeconomic differences in life-expectancy are large, the bias may be substantial as well. Relative survival based on average probabilities of dying, regard-

less of SS, will result in overestimates of survival of the highest SS, and underestimates of survival of the lowest SS. However, as the lower SS is in the majority, the survival estimates for the lower SS will be probably less biased than those of the highest SS.

The data based on the Cox proportional hazards models, as presented in the papers, does not suffer from this problem, but seem to be based on cancer-specific survival, which is highly dependent on quality of death certification, which likely varies by social class. In fact, in the absence of specific life-tables by SS, it is recommended to use cancer-specific survival.⁷ However, the hazard ratios by SS presented in the paper are not reliable, as the proportional hazards assumption was violated in one or more of the SS for colorectal, prostate, and breast cancer. In order to obtain valid estimates, time-dependent or stratified Cox models should have been used. In the case of highly aggressive cancers, even general survival may give a good reflection of the existing differences, as most patients will die soon after diagnosis, and most likely because of their cancer.

The Cali cancer registry has shown with the published papers already to be able to collect information by SS for a large majority of their patients but because of the lack of population information by SS this information is of little use. It is unfortunate and difficult to understand that in Colombia, no reliable data on population distribution by SS or other socioeconomic indicators, such as social security type, are known, even though SS is a measure used by governmental institutions for all kind of reimbursement systems and the country is supposed to have the "universal" health system. We would applaud the Colombian authorities for making an effort in reliably collecting and providing these data to cancer registries and other institutions to be able to monitor socioeconomic

differences in health. This would also allow evaluation of policies and regulations, including the evaluation of the effects of the introduction on the universal health insurance on socioeconomic differences in health and mortality.

Esther de Vries, PhD,⁽¹⁾
edevries@cancer.gov.co
Raúl Murillo, MD, MPH.⁽²⁾

⁽¹⁾ Grupo Vigilancia Epidemiológica del Cáncer, Instituto Nacional de Cancerología. Bogotá, Colombia
⁽²⁾ Dirección General, Instituto Nacional de Cancerología. Bogotá, Colombia

References

1. Bravo L, García L, Carrascal E, Rubiano J. Burden of breast cancer in Cali, Colombia: 1962-2012. *Salud Publica Mex* 2014;56(5):448-456.
2. Cortés A, Bravo L, García L, Collazos P. Incidencia, mortalidad y supervivencia por cáncer colorrectal en Cali, Colombia, 1962-2012. *Salud Publica Mex* 2014;56(5):457-464.
3. Muñoz N, Bravo L. Epidemiology of cervical cancer in Colombia. *Salud Publica Mex* 2014;56(5):431-439.
4. Restrepo J, Bravo L, García-Perdomo H, García L, Collazos P, Carbonell J. Incidencia, mortalidad y supervivencia al cáncer de próstata en Cali, Colombia, 1962-2011. *Salud Publica Mex* 2014;56(5):440-447.
5. Lopez JH, Perry G. Policy Research Working Paper 4504: Inequality in Latin America: Determinants and Consequences. The World Bank Latin America and the Caribbean Region. Office of the Regional Chief Economist [accessed on February 2008]. Available at: <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/6368/wps4504.pdf>
6. DANE. Proyecciones de población 2005-2020. Colombia. Tablas de mortalidad nacionales y departamentales 1985-2020. Bogotá, Colombia: DANE, 2007.
7. Dickman PW, Auvinen A, Voutilainen ET, Hakulinen T. Measuring social class differences in cancer patient survival: is it necessary to control for social class differences in general population mortality? A Finnish population-based study. *J Epidemiol Community Health* 1998;52(11):727-734.

Response to Dr. de Vries

Dear Dr. de Vries: We appreciate your interest in our work and are grateful for your valuable contributions and comments to clarify the methodology

and to facilitate the results interpretation. Your comments relate to two main aspects of the methods used in our estimates and we have focused our response to your two letters in these two aspects:

1 - Five-year relative survival estimates

The Cancer Registry of Cali (RPCC) was part of the Concord-2 Study.¹ This participation allowed us to evaluate the quality of information² and optimize the process of linkage between different databases: Cancer registry, mortality, hospital discharges and affiliation to the health insurance system in Cali. Data quality indicators: Morphologically verified: 87.4%, non-specific morphology: 13.3%, lost to follow-up: 0%, censored: 19.5%.²

Five-year relative survival for patients diagnosed during the periods 1995–99 and 2000–04, was estimated using the classic cohort approach with follow-up until 2009. All-cause mortality data were obtained from the *Secretaría Municipal de Salud* of Cali. We constructed life tables of all-cause mortality from the general population of Cali, stratified by age (single year), sex, and calendar year of death. The intraclass correlation

coefficient value was high (0.9937) when comparing estimates of life tables obtained from the teams of RPCC vs. Concord-2 groups. Table I shows the comparison between the estimates of relative survival achieved by our working group and those obtained by the team of the London School of Hygiene & Tropical Medicine for the Concord-2 Study.¹ In general the results are similar, but our estimates are slightly lower than those obtained by Concord-2, especially for prostate cancer because we did not use the recently developed Pohar Perme estimator for net survival,³ which takes into account the competing risks of death, and these are higher for elderly cancer patients.

2 - Assumption of proportional hazards

With certain types of cancer such as cervical and breast there was no problem with our estimates using the Cox proportional hazards model because there were important explanatory variables such as staging. The Cox proportional hazards model relies on the assumption that the effect of a given covariate does not change over time. Rates nonetheless depend on the particular biological process

and the shape of their change over time for the main effect is the most important issue. Violation of the PH assumption for the main effect would effectively invalidate the findings, but the examination of subgroups calls for a more careful examination, where a particular test is less important than the shape of the rates over time. The graphical depiction of the lack of proportionality is probably the best way to assess departures from the assumption. The so-called Arjas plot is generally the most effective at detecting this issue, and the maximum deviation (Kolmogorov-Smirnov like) criterion for rejection the best test.⁸ Figure 1 shows the Arjas plot of estimated cumulative hazard versus number of failures in each stratum of SES and period for prostate and colorectal cancer in Cali, Colombia.

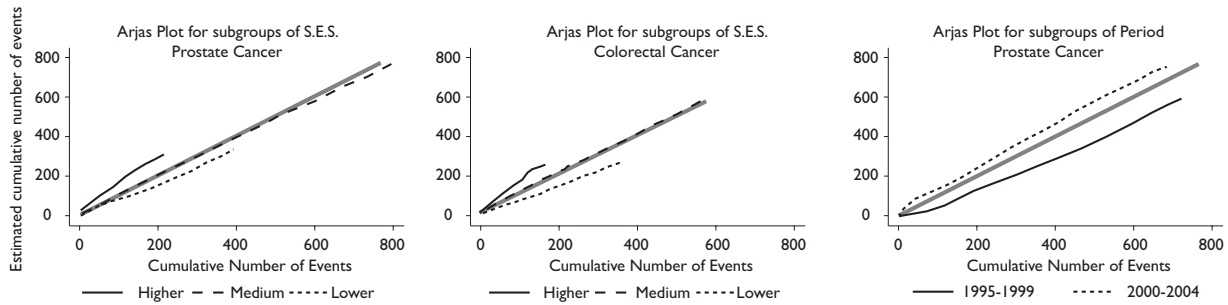
The curves may differ from the 45 degree line as seen in figure 1, but they are still fairly linear. Arjas plot therefore rises the doubt that proportional hazards assumption for these variables is not so heavily questionable.

Our suggestion in the case of a major departure in the proportionality assumption would be Poisson regression.⁸ Excess hazards can be incorporated by introducing a time-dependent interaction term for

Table I
CANCER REGISTRY OF CALI, COLOMBIA. FIVE-YEAR RELATIVE SURVIVAL ESTIMATES (5Y-RS)
FOR SELECTED CANCER SITES FROM 1995 TO 2004. COMPARISON WITH CONCORD-2 STUDY

Period	Cervix uteri ⁴		Breast ⁵		Prostate ⁶		Colon ¹⁷	
	5Y-RS	95%CI	5Y-RS	95%CI	5Y-RS	95%CI	5Y-RS	95%CI
1995-1999 [‡]								
SPM	48.0	[45-52]	62.0	[59-65]	63.0	[60-67]	29.7	[25.9-33.7]
Concord-2	50.5	[46.3-54.6]	65.7	[61.0-70.3]	66.7	[62.6-70.8]	27.5	[23.1-31.9]
2000-2004 [‡]								
SPM	57.0	[53-61]	69.0	[66-71]	74.0	[70-76]	39.8	[36.0-43.6]
Concord-2	57.1	[53.3-61.0]	69.2	[65.7-72.7]	80.3	[77.4-83.3]	43.3	[38.7-48.0]
2005-2009 ^{##}								
Concord-2	59.2	[54.8-63.5]	73.1	[69.2-77.1]	78.7	[75.4-82.0]	44.1	[39.3-48.9]

SPM= Salud Pública de Mexico(4, 5, 6, 7); [†]C18-C19, [‡] Cohort-based analysis (1995-2004)
Concord-2 Study (1); [†]C18, [‡] Cohort-based analysis (1995-2004). ^{##} Period-based analysis (2005-2009)



Arjas plot for subgroups of SES, adjusted for age, period and sex (colon) and for subgroups of period

SES: Socioeconomic status

FIGURE I. CANCER REGISTRY OF CALI, COLOMBIA. ARJAS PLOT FOR SUBGROUPS OF SES FOR SELECTED CANCER SITES THROUGH 1995-2004

Table II
ESTIMATED EXCESS HAZARD RATIOS (HR) FOR COLORECTAL AND PROSTATE CANCER DIAGNOSED IN CALI, COLOMBIA DURING 1995-2004

	Colorectal				Prostate				
	HR	SE	p	Delta Cox Model %	HR	SE	p	Delta Cox Model %	
Sex									
Male	1								
Female	0.87	0.06	0.03	-1.5					
Age (years)									
<50	1				1				
50-69	1.24	0.11	0.02	1.3	0.94	0.23	0.81	7.5	
70+	2.24	0.21	0.00	-8.4	1.79	0.44	0.02	-21.4	
SES									
Higher	1				Lower				
Medium	1.60	0.16	0.00	6.7	Medium	0.90	0.07	0.17	23.7
Lower	2.41	0.26	0.00	14.2	Higher	0.58	0.06	0.00	33.1
Unknown	0.67	0.12	0.022	-6.1					
Periodo									
2000-2004	1				1995-1999	1			
1995-1999	1.31	0.09	0.09	-11.2	2000-2004	0.70	0.05	0.00	-5.0
Deviance:	298.61					203.60			
Df:	275					175			
p:	0.16					0.07			

SES: Socioeconomic status

‡ Generalized Linear Model where the observed number of deaths is assumed Poisson distribution, link: log, offset: logarithm of person-time

There is no evidence of lack-of-fit for the model fitted to the prostate and colorectal cancer data since the deviance is similar in magnitude to the residual degrees of freedom (Df)

that covariate. Table II shows the estimated excess hazard ratios (HR) for colorectal and prostate cancer trough 1995-2004 in Cali, Colombia. The HRs obtained with the Cox model have the same direction as those achieved with the GLM-Poisson but with different magnitude, specially for prostate cancer.

Limitations of our estimates: RPCC was not actively tracking participants, and Cali lacked reliable statistics on the migrant population.⁴ Cause of death information is available to the RPCC via death certificates, but they are often vague and it is difficult to determine whether or not cancer is the primary cause of death. Life tables for Cali and Colombia, according to socioeconomic strata, were not available; therefore, the effect of SES on excess mortality due to cancer may be overestimated. During the study period there were changes in follow-up practices. In cases of prostate and breast cancer, there were specific projects that contributed to better tracking compared to colon cancer. Implementation of the new health system in our country improved availability of personal identification number. Since 2000, follow-up practices are similar for all types of cancer. These changes in the practices of follow-up could have caused underestimation of survival for the period 1995-1999, especially for colon cancer. Like any exploratory ecological study, our results must be validated with other designs.

Luis Eduardo Bravo, MD, MSc, Patol,⁽¹⁾
bravo.luiseduardo@gmail.com

Luz Stella García, Admon de Empresas, Epidem,⁽¹⁾

Edwin Carrascal, Path,^(1,2)

Jaime Rubiano, MSc,⁽²⁾

Armando Cortés, MD, Pat Clin,⁽²⁾

Paola Collazos, Ing Sist,⁽¹⁾

Nubia Muñoz, MD, MPH,⁽⁴⁾

Jaime Alejandro Restrepo, MD Uról,⁽³⁾

Herney Andrés García-Perdomo, MD, MSc, Uról,⁽³⁾

Jorge Carbonell, MD Uról,⁽³⁾

⁽¹⁾ Registro Poblacional de Cáncer de Cali, Departamento de Patología, Universidad del Valle. Cali, Colombia.

⁽²⁾ Departamento de Patología, Universidad del Valle. Cali, Colombia.

⁽³⁾ Departamento de Cirugía, Universidad del Valle. Cali, Colombia.

⁽⁴⁾ Instituto Nacional de Cancerología. Bogotá, Colombia.

References

- Allemani C, Weir HK, Carreira H, Harewood R, Spika D, Wang XS, et al. Global surveillance of cancer survival 1995-2009: analysis of individual data for 25 676 887 patients from 279 population-based registries in 67 countries (CONCORD-2). *Lancet* 2014 Nov 26;pii: S0140-6736(14)62038-9.
- Allemani C, Weir HK, Carreira H, Harewood R, Spika D, Wang XS, et al. Global surveillance of cancer survival 1995-2009: analysis of individual data for 25676887 patients from 279 population-based registries in 67 countries (CONCORD-2). *Lancet* 2014; published online Nov 26. [http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736\(14\)62038-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736(14)62038-9).
- Pohar-Perme M, Henderson R, Stare J. An approach to estimation in relative survival regression. *Biostatistics* 2009;10: 136-146.
- Muñoz N, Bravo L. Epidemiology of cervical cancer in Colombia. *Salud Publica Mex* 2014;56(5):431-439.
- Bravo L, García L, Carrascal E, Rubiano J. Burden of breast cancer in Cali, Colombia: 1962-2012. *Salud Publica Mex* 2014;56(5):448-456.
- Restrepo J, Bravo L, García-Perdomo H, García LS, Collazos P, Carbonell J. Incidencia, mortalidad y supervivencia al cáncer de próstata en Cali, Colombia, 1962-2011. *Salud Publica Mex* 2014;56(5):440-447.
- Cortés A, Bravo L, García L, Collazos P. Incidencia, mortalidad y supervivencia por cáncer colorrectal en Cali, Colombia, 1962-2012. *Salud Publica Mex* 2014;56(5):457-464.
- Persson, I. Essayson the Assumption of Proportional Hazards in Cox Regression [Elektronisk resurs]. *Acta Universitatis Upsaliensis, Uppsala*, 2002. Available at: <http://uu.diva-portal.org/smash/get/diva2:161225/FULLTEXT01.pdf>

Sobrecarga del cuidador principal como factor de riesgo para caídas en pacientes geriátricos

Señor editor: Enviamos resultados de un estudio de casos y controles realizado en un hospital de tercer nivel del noreste de México con el objetivo de identificar si la sobrecarga del cuidador principal es un factor de

riesgo para la presencia de caídas en pacientes geriátricos.

El envejecimiento de la población adquiere una importancia cada vez mayor en las políticas públicas. Para 2025, más de la mitad de los países latinoamericanos tendrán al menos 10% de población anciana.¹ En países desarrollados, las mejoras en términos de nutrición han aumentado la expectativa de vida de 49.24 años, en 1900, a 77.3 años, en 2002. Para 2030, se espera que 20% de la población tenga más de 65 años.²

Lo anterior ha provocado un incremento en el número de personas dependientes que requieren cuidados de larga duración y en las necesidades de asistencia de los sistemas formal e informal.² Los cuidadores informales dispensan cuidados sin recibir compensación económica, no poseen formación formal, pertenecen al entorno próximo de las personas a las que cuidan y ayudan a éstas de forma regular, por lo general durante todo el día.²

La sobrecarga del cuidador se refiere a las dificultades financieras y psicosociales que resultan de cuidar a un miembro de la familia que padece una condición médica. Muchos familiares que se encuentran al cuidado de un adulto mayor reportan realizar cambios en su estilo de vida y sacrificios personales.³

Se realizó un estudio de 20 casos y 20 controles, en el que se incluyó a pacientes mayores de 60 años, índice de Barthel menor a 70, que hubieran experimentado caídas durante los últimos seis meses y cuyos domicilios estuvieran bajo la supervisión de un cuidador principal. A los cuidadores se les aplicó la escala de Zarit para valorar el grado de sobrecarga.

Se utilizaron media, mediana y desviación estándar como medidas de tendencia central y frecuencias y porcentajes. El contraste de hipótesis se realizó mediante prueba de χ^2 para variables categóricas y mediante t de Student, para numéricas. Se

Cuadro I
ASOCIACIÓN ENTRE CAÍDAS Y SOBRECARGA ESTRATIFICADA
POR GRADOS DE DEPENDENCIA. MÉXICO

	Sobrecarga	Casos %	Controles %	Valor	p*
Dependencia total	No	6 (46.2)	7 (53.8)	0.125	.649
	Sí	2 (66.7)	1 (33.3)		
Dependencia grave	No	2 (33.3)	4 (66.7)	0.000	0.000
	Sí	1 (33.3)	2 (66.7)		
Dependencia moderada	No	5 (83.3)	1 (16.7)	0.125	1.000
	Sí	2 (100.0)	0 (0.0)		
Dependencia leve	No	2 (28.6)	5 (71.4)	‡	
	Sí	0 (0.0)	0 (0.0)		
Total	No	15 (46.9)	17 (53.1)	.100	.797
	Sí	5 (62.5)	3 (37.5)		

* Tau-c de Kendall

‡ No se han calculado porque no hay casos

determinó la razón de momios para estimar el riesgo con un intervalo de confianza a 95%.

Encontramos un mayor porcentaje de pacientes con dependencia total (40%), al que siguieron en frecuencia pacientes con dependencia grave (22.5%), dependencia moderada (20%) y dependencia leve (17.5%) ($p=0.60$).

El estudio mostró que la mayor cantidad de pacientes que sufrieron caídas (15) contaba con cuidadores que no padecían sobrecarga, en comparación con una menor cantidad de pacientes que sufrieron caídas (5), cuyos cuidadores sí presentaban sobrecarga. Sin embargo, al hacer el análisis estratificado de asociación para variables ordinarias, de acuerdo con el grado de dependencia (leve, moderada, grave y total) mediante el estadístico Tau-c de Kendall, se encontró que la dependencia grave sí estuvo asociada con el aumento en las caídas ($p=0.000$) (cuadro I).

Arnoldo Salas-Delgado, M Int,⁽¹⁾
Emma Peschard-Sáenz, M Int Geriatr,⁽¹⁾
Alejandra Martínez-Moreno,⁽¹⁾
ale.martinezm@live.com.mx

⁽¹⁾ Unidad Médica de Alta Especialidad No. 25,
Instituto Mexicano del Seguro Social, Monterrey,
Nuevo León, México.

Referencias

1. Dueñas E, Martínez MA, Morales B, Muñoz C, Viáfara AS, Herrera J. Síndrome del cuidador de adultos mayores discapacitados y sus implicaciones psicosociales. *Colomb Med* 2006;37:31-38.
2. Stevens J, Corso P, Finklestein E, Miller T. The costs of fatal and non-fatal falls among older adults. *Inj Prev* 2006;12(5):290-295.
3. Garlo K, O'Leary J, Van Hess P, Fried T. Caregiver burden in caregivers of older adults with advanced illness. *J Am Geriatr Soc* 2010;58(12):2315-2322.

Propuesta de un nuevo modelo para analizar un antiguo mito: ¿la luna influye en la frecuencia de los nacimientos?

Desde tiempos ancestrales, el ser humano ha creído que los astros poseen un poder sobre el comportamiento o sobre las enfermedades. Particularmente, al analizar los mitos de la cosmovisión latinoamericana que datan de la época prehispánica, destacan las reiteradas referencias a la relación de la luna con las mujeres y la fertilidad.¹ Hoy en día la medicina se ha despojado de la mayoría de estas supersticiones al basarse en la evidencia científica obtenida mediante investigaciones rigurosas, aunque éstas no siempre puedan dar respuesta a todos los problemas. Una

situación cotidiana en la atención a la salud es la percepción de los médicos, especialmente del área de urgencias o de ginecoobstetricia, de la existencia de días o épocas con gran cantidad de personas que demandan atención, y que se alternan con periodos de tranquilidad con escasos pacientes. Esta situación, que parece simplemente anecdótica, ha motivado algunas investigaciones al respecto que tratan de asociarla con factores climatológicos, ambientales y, en última instancia, con las fases lunares; sin embargo, los resultados son poco concluyentes y a veces contradictorios.^{2,3}

En este contexto surgió la idea de desarrollar un nuevo modelo de análisis que, además de las fases lunares, tomara como punto de referencia el efecto gravitatorio de la luna sobre la tierra, conocido como "efecto tidal".⁴ Las mareas del océano son el mejor ejemplo de la existencia y del poder del efecto tidal; basta recordar que el agua es el principal componente del cuerpo humano y que además, durante su desarrollo, el feto se encuentra en el útero materno rodeado de líquido amniótico. Aún no es posible cuantificar con precisión el efecto tidal, pero sabemos que se encuentra en función de la distancia entre la luna y la tierra. Una forma indirecta de conocer la distancia del astro respecto a la tierra, y al mismo tiempo conocer la fase lunar, es a partir de la estimación de la luminosidad, información que está disponible en páginas web astronómicas.⁵ El modelo propuesto enfrenta la variable independiente (luminosidad lunar) en el eje x con la variable dependiente (número de nacimientos) en el eje y. Para poner a prueba este modelo, se empleó una cohorte retrospectiva compuesta por 25 152 registros de nacimientos (muestra superior a la empleada en reportes similares) ocurridos en dos hospitales del Estado de México durante enero de 2009 a junio de 2013.

La gráfica resultante se muestra en la figura 1, donde se aprecia una

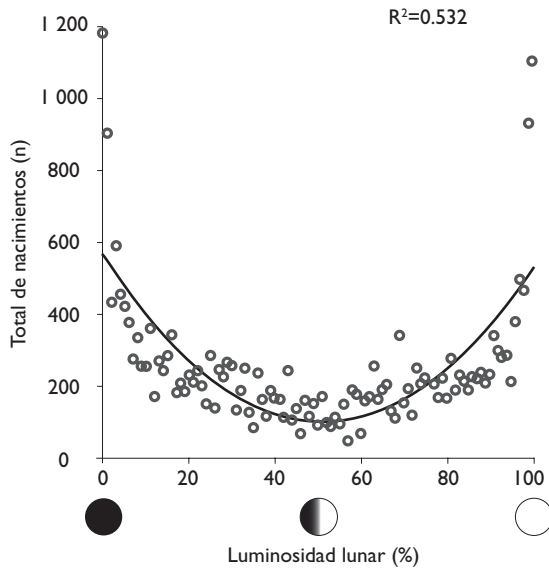


FIGURA 1. DIAGRAMA DE PUNTOS DE DISPERSIÓN DEL TOTAL DE NACIMIENTOS ACORDE EL PORCENTAJE DE LUMINOSIDAD LUNAR

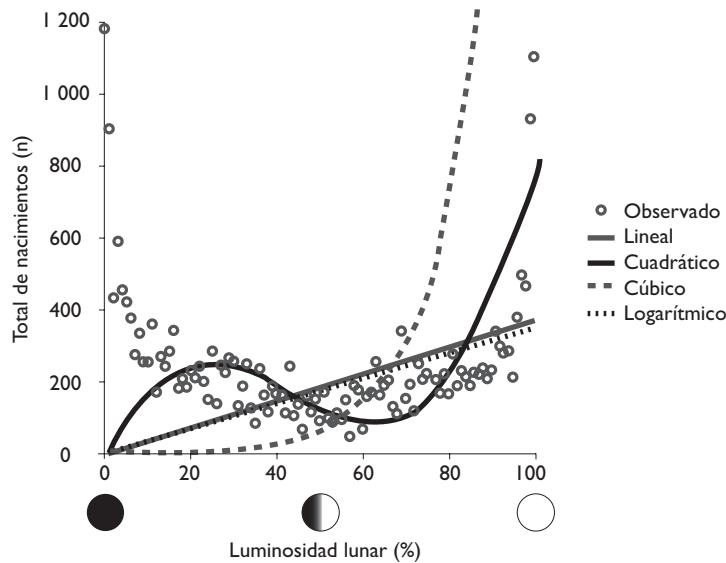


FIGURA 2. ANÁLISIS DE REGRESIÓN (LINEAL, CUADRÁTICO, CÚBICO Y LOGARÍTMICO) ENTRE EL TOTAL DE NACIMIENTOS Y EL PORCENTAJE DE LUMINOSIDAD LUNAR

distribución parabólica ($R^2=0.532$, $p=0.000^*$, 95%IC); el punto de inflexión, es decir, con menor número de nacimientos, se situó a una luminosidad lunar de 41.52%. Los puntos críticos que registraron mayor

frecuencia de nacimientos ocurrieron cuando existía una luminosidad de 5% ($n=147$) y 96% ($n=162$). Al evaluar la curva obtenida mediante el software GeoGebra, se obtuvo la siguiente función polinómica que

describe el comportamiento lunanacimientos: $y = 0.1783x^2 - 18.253x + 566.68$. Adicionalmente, se ejecutaron modelos de regresión lineal, cúbica y de crecimiento (figura 2) mediante test Anova para el contraste de hipótesis ($p=0.000$ en todos los modelos).

Finalmente, lejos de afirmar que nuestro modelo evidencia el efecto positivo que ejerce la cercanía de la luna sobre los nacimientos, el mensaje de esta comunicación es recordar que los modelos matemáticos siempre son perfectibles, especialmente para situaciones multifactoriales.

Christian Omar Ramos-Peñañiel, M en C Med,⁽¹⁾
 leukemiachop@hotmail.com
 Adrián Santoyo-Sánchez, Pasante de M,⁽²⁾
 Rosa M Quispe-Siccha, PhD C Biol de la Salud,⁽³⁾
 José Antonio García-García, M Pediatr,⁽³⁾
 Ignacio Reyes-Hernández, M Pediatr,⁽⁴⁾
 Irma Olarte-Carrillo, PhD en C Biol y de la Salud,⁽¹⁾
 Shelly Ramírez-Duarte,^(4,5)
 Adolfo Martínez-Tovar, D en Gen y Biol Mol.⁽¹⁾

⁽¹⁾ Servicio de Hematología, Hospital General de México Dr. Eduardo Liceaga. México.

⁽²⁾ Unidad de Medicina Experimental, Facultad de Medicina, Universidad Nacional Autónoma de México. México.

⁽³⁾ Dirección de Investigación, Hospital General e México Dr. Eduardo Liceaga. México.

⁽⁴⁾ Departamento de Pediatría, Hospital General de Jilotepec, Instituto de Salud del Estado de México. México.

⁽⁵⁾ Departamento de Pediatría, Hospital General de Cuautitlán, Instituto de Salud del Estado de México.

Referencias

- Spence L. The Myths of Mexico and Peru. New York, USA: Dover Publications, 1995.
- Ochiai AM, Gonçalves FL, Ambrizzi T, Fiorentino LC, Wei CY, Soares AV, et al. Atmospheric conditions, lunar phases, and childbirth: a multivariate analysis. *Int J Biometeorol* 2012;56:661-667.
- Bharati S, Sarkar M, Haldar PS, Jana S, Mandal S. The effect of the lunar cycle on frequency of births: a retrospective observational study in Indian population. *Indian J Public Health* 2012;56:152-154.
- Coughenour CL, Archer AW, Lacovara KJ. Tides, tidalites, and secular changes in the Earth-Moon system. *Earth-Science Reviews* 2009;97:59-79.
- Calendario de fases lunares [Internet web site]. México: Interastro SA de CV, 2014 [Consultado 15 octubre 2013]. Disponible en: <http://www.sbmexico.com/calendarioLunar.php>