

estudio de Hoshi et al.<sup>9</sup> se considera una alternativa atractiva el empleo de fármacos BNM no despolarizantes en bajas dosis (rocuronio o vecuronio) revertidos por un nuevo fármaco antagonista de acción inmediata, el sugammadex, en aquellos casos donde la succinilcolina está desaconsejada<sup>8</sup>.

Por último, en referencia al estudio de Martínez-Amorós et al.<sup>1</sup> en cuanto a las alteraciones cognitivas asociadas a los fármacos anestésicos queremos exponer que se están realizando numerosas investigaciones<sup>10,11</sup> aplicando una monitorización con índice bispectral, monitor de la conciencia o profundidad anestésica. Aunque aún no ha podido establecerse un paralelismo entre los valores post-TEC y el tiempo de despertar, sí es cierto que se ha objetivado una buena correlación de los valores del índice bispectral previos a la TEC y la duración de la actividad convulsiva motora y electroencefalográfica<sup>10</sup>. Por otro lado, los valores basales del índice bispectral previos a la TEC son predictores de la duración de las convulsiones y de despertar intraoperatorio<sup>11</sup>. Ello permitiría un ajuste de dosis adecuado, evitando una disfunción cognitiva farmacológica y obteniendo convulsiones de eficacia terapéutica<sup>11</sup>.

Un abordaje multidisciplinar entre psiquiatras y anestesiólogos, integrando estas nuevas aportaciones podría ofrecer mejores resultados clínicos y perfil de seguridad en la TEC.

## Bibliografía

- Martínez-Amorós E, Gálvez Ortiz V, Porter Moli M, Llorens Capdevila M, Cerrillo Albaigés E, García-Parés G, et al. Propofol y pentotal como agentes anestésicos en la terapia electroconvulsiva: Un estudio retrospectivo en el trastorno depresivo mayor. *Rev Psiquiatr Salud Ment*. 2014;7:42–7.
- Bernardo M, coordinador. Consenso español sobre la TEC. Sociedad Española de Psiquiatría. Documento de trabajo revisado el 02.07.99.
- Sanz-Fuentenebro FJ, Vidal Navarro I, Ballesteros Sanz D, Verdura Vizcaino E. Effectiveness and risks of combining antipsychotic drugs with electroconvulsive treatment. *Rev Psiquiatr Salud Ment*. 2011;4:42–52.
- Ding Z, White PF. Anesthesia for electroconvulsive therapy. *Anesth Analg*. 2002;94:1351–64.
- Geretsegger C, Nickel M, Judendorfer B, Rochowski E, Novak E, Aichhorn W. Propofol and methohexital as anesthetic agents for electroconvulsive therapy: A randomized, double-blind comparison of electroconvulsive therapy seizure quality, therapeutic efficacy, and cognitive performance. *J ECT*. 2007;23:239–43.
- Bailine SH, Petrides G, Doft M, Lui G. Indications for the use of propofol in electroconvulsive therapy. *J ECT*. 2003;19:129–32.
- Nishikawa K, Higuchi M, Kawagishi T, Shimodate Y, Yamakage M. Effect of divided supplementation of remifentanyl on seizure duration and hemodynamic responses during electroconvulsive therapy under propofol anesthesia. *J Anesth*. 2011;25:29–33.
- Mirzakhani H, Welch CA, Eikermann M, Nozari A. Neuromuscular blocking agents for electroconvulsive therapy: A systematic review. *Acta Anaesthesiol Scand*. 2012;56:3–16.
- Hoshi H, Kadoi Y, Kamiyama J, Nishida A, Saito H, Taguchi M, et al. Use of rocuronium-sugammadex, an alternative to succinylcholine, as a muscle relaxant during electroconvulsive therapy. *J Anesth*. 2011;25:286–90.
- White PF, Rawal S, Recart A, Thornton L, Little M, Stool L. Can the bispectral index be used to predict seizure time and awakening after electroconvulsive therapy? *Anesth Analg*. 2003;96:1636–9.
- Gombar S, Aggarwal D, Khanna AK, Gombar KK, Chavan BS. The bispectral electroencephalogram during modified electroconvulsive therapy under propofol anesthesia: Relation with seizure duration and awakening. *J ECT*. 2011;27:114–8.

Rosana Guerrero-Domínguez<sup>a,\*</sup>,  
Daniel López-Herrera-Rodríguez<sup>b</sup>,  
Jesús Acosta-Martínez<sup>b</sup> e Ignacio Jiménez<sup>a</sup>

<sup>a</sup> Departamento de Neuroanestesiología, Hospitales Universitarios Virgen del Rocío, Sevilla, España

<sup>b</sup> Departamento de Anestesiología, Hospitales Universitarios Virgen del Rocío, Sevilla, España

\* Autora para correspondencia.

Correo electrónico: rosanabixi7@hotmail.com  
(R. Guerrero-Domínguez).

<http://dx.doi.org/10.1016/j.rpsm.2014.07.004>

## Sobre el uso de la fórmula de Winters en la acidosis metabólica crónica



## On the use of Winters' formula in chronic metabolic acidosis

Sr. Director:

Hemos leído con gran interés la carta publicada en esta Revista por Rubio et al.<sup>1</sup>, y nos gustaría exponer brevemente nuestras ideas sobre sus comentarios.

Al observar el valor de HCO<sub>3</sub>, Rubio et al. calcularon el valor esperado de la pCO<sub>2</sub> mediante la célebre fórmula de Winters<sup>2</sup>, que consiste en una regresión lineal con una pendiente de 1,5 y una intersección de 8,3. Aunque el uso de la fórmula de Winters sigue estando muy extendido, se

trata de una propuesta de los años 60. Una contribución más reciente es la fórmula de Bushinsky et al.<sup>3</sup>, que postula que la disminución de la pCO<sub>2</sub> debería predecirse multiplicando la disminución de HCO<sub>3</sub> por el factor 1,2. La relación entre la pCO<sub>2</sub> y HCO<sub>3</sub> que propusieron Bushinsky et al. se puede encontrar en muchos libros de texto actuales; véase, por ejemplo, Du Bose<sup>4,5</sup>.

No obstante, estas 2 fórmulas no están necesariamente en conflicto. Para demostrarlo, podemos considerar los valores normales de HCO<sub>3</sub> y pCO<sub>2</sub>, a saber, 24 mEq/L y 40 mmHg, respectivamente. Al introducir estos números en la fórmula de Bushinsky et al., la fórmula se reduce a la ecuación pCO<sub>2</sub> = 1,2 \* HCO<sub>3</sub> + 11,2, es decir, una regresión lineal con una pendiente de 1,2 y una intersección de 11,2, lo cual no es muy diferente de la regresión de Winters.

Además, la fórmula de Winters se derivó de una población en la que el valor de HCO<sub>3</sub> rondaba los 9,9 mEq/L, mientras

que Bushinsky et al. analizaron un intervalo más amplio de valores de  $\text{HCO}_3^-$ . Gracias a un análisis estadístico más detallado, en Bushinsky et al.<sup>3</sup> se muestra que si se restringe el intervalo de valores de  $\text{HCO}_3^-$  a valores que no superen los 10 mEq/L, la pendiente de la regresión lineal adquiere un valor de 1,5 (exactamente la misma pendiente reportada por Winters), mientras que la pendiente alcanza 1,2 para valores de  $\text{HCO}_3^-$  situados entre 10,1 y 25 mEq/L.

Resumiendo, en nuestra opinión la manera más precisa de predecir el valor esperado de la  $\text{pCO}_2$  en la acidosis metabólica crónica, y por lo tanto, el modo de deducir correctamente la presencia de trastornos ácido-base mixtos, es utilizar diferentes fórmulas según el intervalo del valor de  $\text{HCO}_3^-$ . Por lo tanto, si el valor de  $\text{HCO}_3^-$  excede los 10 mEq/L, como ocurre a menudo, se debería considerar la fórmula de Bushinsky. El empleo de la fórmula de Winters parece apropiado solo para valores inferiores de  $\text{HCO}_3^-$ .

Por estas razones, en los casos notificados por Rubio et al., en los que el valor de  $\text{HCO}_3^-$  es superior de forma considerable a los 10 mEq/L, aunque la utilización de la fórmula de Winters conduzca a un diagnóstico correcto (es decir, acidosis mixta), consideramos que el enfoque más ortodoxo sería recurrir a la fórmulas de Bushinsky et al.

## Bibliografía

1. Rubio P, Supervia A, Aguirre A, Echarte JL. Acidosis metabólica y topiramato. Utilidad de la fórmula de Winters. *Rev Psiquiatr Salud Ment (Barc)*. 2014;7:96.
2. Albert MS, Dell RB, Winters RW. Quantitative displacement of acid-base equilibrium in metabolic acidosis. *Ann Intern Med*. 1967;66:312-22.
3. Bushinsky DA, Coe FL, Katzenberg C, Szidon JP, Parks JH. Arterial  $\text{PCO}_2$  in chronic metabolic acidosis. *Kidney Int*. 1982;22:311-4.
4. Du Bose TD Jr. Acid-base disorders. En: Brenner BM, editor. *Brenner & Rector's the kidney*. 8th ed. Philadelphia: Saunders; 2008. p. 505-46.
5. Du Bose TD Jr. Acidosis and alkalosis. En: Longo DL, Fauci A, Kasper D, Mauser S, Jameson JL, Loscalzo J, editores. *Harrison's principles of internal medicine*. 8th ed. New York: McGraw-Hill; 2011. p. 363-73.

Marco Marano

*Hemodialysis Unit, Maria Rosaria Clinic, Pompeya, Italia*

Correos electrónicos: [marco.marano@live.it](mailto:marco.marano@live.it),  
[mrnmrc6528@gmail.com](mailto:mrnmrc6528@gmail.com)

<http://dx.doi.org/10.1016/j.rpsm.2014.07.006>

## Suicidios y fuentes médico-forenses en España



### Suicides and forensic pathology sources in Spain

Sr. Director:

Hemos leído con atención el artículo de Giner y Guija sobre la disparidad, en el número de fallecimientos por suicidio, entre el Instituto Nacional de Estadística (INE) y los Institutos de Medicina Legal (IML) de España<sup>1</sup>, cuyas apreciaciones respecto a las dificultades en los flujos de información y la necesidad de continuar mejorando el sistema de registro de causas de muerte compartimos. Aunque los autores asumen que las fuentes médico-forenses no proporcionan datos más válidos que las estadísticas oficiales, en nuestra opinión sus observaciones son compatibles con la literatura sobre la materia, que prefiere a las primeras como estándar de referencia en lo que a mortalidad por suicidio se refiere<sup>2</sup>.

En cuanto a la metodología, proponen un indicador que denominan «número de suicidios identificados provinciales» (NSIP) y definen como «el número más alto de suicidios en una provincia y año», ya sea este del INE o del correspondiente IML. Este indicador se fundamenta en la presunción que «resulta improbable que se [registren] suicidios que no [sean] tales». Sin embargo, sí se ha comprobado la existencia del registro incorrecto como suicidio de defunciones debidas a otras causas, como caídas no intencionadas<sup>3</sup>. Por otra parte, incluso si tanto los datos del INE como los de los IML fueran igualmente exhaustivos y válidos, cabría esperar ligeras discrepancias en sus totales, ya que los primeros

corresponden a residentes en España fallecidos en territorio español según la provincia de residencia, y los segundos a todas las muertes judiciales sucedidas en cada provincia independientemente de la nacionalidad y el lugar de residencia, extremo que ya tuvimos ocasión de señalar con anterioridad<sup>4</sup>.

En cuanto a los resultados, si se analizan los datos de la tabla 2 del artículo de Giner y Guija tomando solamente los valores de las 34 provincias para las que se dispone tanto de datos INE como de datos IML en todos y cada uno de los 5 años de estudio, se observa lo siguiente (fig. 1):

- Como era de esperar, dada la conocida infraestimación de la mortalidad por suicidio en las estadísticas oficiales de mortalidad<sup>3,5</sup>, los datos del INE muestran generalmente un número de casos menor al de los IML. Globalmente, las fuentes IML aportan todos los años más casos que el INE, con diferencias anuales que van de un mínimo del 9,3% en 2006 a un máximo del 18,7% en 2010.
- Los datos del INE y los IML muestran tendencias distintas en la evolución de la mortalidad por suicidio, aspecto este muy relevante en salud pública<sup>6</sup>: según el INE, el número de fallecimientos habría sufrido importantes variaciones anuales para llegar a situarse en 2010 por debajo de los valores de 2006; en cambio, los datos IML reflejarían un aumento sostenido entre 2006 y 2008, y una tendencia decreciente a partir de ese año.

Finalmente, deseamos llamar la atención acerca de que en España, tanto los trabajos científicos como los sistemas de información basados en fuentes médico-forenses utilizan métodos *ad hoc* de acceso o conocimiento directos del resultado del estudio de los cadáveres<sup>2,7-9</sup>. Ello se debe al escaso