

Valencia 13 de febrero de 2003

Ciudadana:

Dra. Jacqueline Saulny de Jorges
 Directora-Editora de la Revista de Obstetricia y
 Ginecología de Venezuela.
 Su Despacho.

Me dirijo a usted muy respetuosamente con la finalidad de acusar recibo del número 3 (Vol. 62) de la Revista de Obstetricia y Ginecología de Venezuela y de la que es Directora-Editora. Me ha llamado la atención el artículo original de este número, el cual he leído con sumo detenimiento y sobre el cual tengo una serie de observaciones, sobre las que de inmediato paso a referirme:

1. El diseño seleccionado por los autores (Quintero y col.) encaja en lo que se conoce como "metodología bayesiana", la cual para su mejor aplicación exige elaborar una hipótesis a priori, una recolección de datos, un cálculo de la verosimilitud (*Likelihood ratio*) y luego determinar los valores predictivos sobre los que se elabora la hipótesis *a posteriori*, que dará pie a las conclusiones, aceptando, rechazando,

fortaleciendo o actualizando la hipótesis a partir de la cual se inició el estudio. Ninguno de los enunciados aparece en el marco teórico ni en el Material y Métodos del trabajo analizado.

2. Los datos recolectados son presentados en tablas de contingencia de 2 x 2 y 2 x 3 que no reúnen los requisitos en cuanto a dicotomización de las variables y su presentación, para favorecer la aplicación de las fórmulas para obtener los valores de sensibilidad, especificidad, valor predictivo positivo y negativo. En el cuadro (¿o tabla?) 1, la Variable Incisura debería ser dicotomizada en Incisura Presente e Incisura Ausente, las cuales deben ser contrastadas con la variable HIE Presente o Ausente. En este caso sólo bastaría un asterisco sobre los 14 casos que presentaron la muesca o incisura para destacar al pie de la tabla, que en 2 de ellos la muesca fue unilateral. En el cuadro (¿o tabla?) 2, la dicotomización del índice S/D está bien, pero no el de la HIE (la alternativa >26 semanas no tiene cabida en ninguna de las tablas), sobre las tablas 3 y 4 se tienen las mismas observaciones: la dicotomía del CFR (presente-ausente, o peso: CFR- Normal)
3. En cuanto a los cálculos reportados por los autores en cada tabla, aplicamos el calculador disponible en la web para diseños bayesianos y el resultado fue el que sigue: 1. Cuadro (¿?) 1

Enter data into the boxes TP(True positive), FP(False positive), FN(False negative), TN(True negative),

		Test condition	
		Present	Absent
Total test positive=	14	TP = 5	FP = 9
Total test negative=	86	FN = 3	TN = 83
Total	100	8	92

Sensitivity = $\frac{0.625}{0.08}$ Specificity = $\frac{0.90217}{0.92}$ Likelihood ratio = $\frac{6.38868}{0.08}$ Prevalence of test condition = $\frac{0.08}{0.08}$

Calculated post test odds = $\frac{0.50000}{0.08}$ (Pre-test odds x likelihood ratio)

Actual post test odds = $\frac{0.50000}{0.3571}$ (True pos / false pos) Actual post test risk (True pos / test positive) = $\frac{0.3571}{2.8}$ risk = 1 in 2.8

This shows the effect of applying a LR which has been generated in a population with a different prevalence from the one under test. The currently generated LR will be used in the calculations below.

Enter pretest risk (prevalence) 1 in $\frac{0.08}{0.08}$ Pretest odds = 1: $\frac{-0.92}{0.08}$ Post test odds = 1: $\frac{-0.144}{0.056}$ Post test risk = 1 in $\frac{0.056}{0.056}$

La sensibilidad y el valor predictivo negativo reportada por los autores son correctos, la especificidad es incorrecta al igual que el valor predictivo positivo.

Es obvio que no reportan los otros cálculos y lo que es más grave, no corrigen sus resultados en función de la prevalencia real de cada una de las entidades consideradas (HAIE, CFR) y que de haberlo hecho tendrían un riesgo de HIE asociado a la incisura de la OVF de arteria uterina solo de =1:0,856, lo cual hace inaceptable la conclusión 3 que aparece en la página 158. (¿Algo similar ocurre con el CFR?).

Para el resto de los resultados valdrían la mayoría de las observaciones referidas previamente y es obligatorio para los autores el tratar de aclararlas.

Obviamente este tipo de detalle debe ser abordado por los autores o por su respectivo asesor estadístico, en la sección de cartas al editor, que sin duda alguna darán más brillo y prestancia a la revista que usted tan acertadamente dirige. Sin otro particular a que hacer referencia,

Atentamente:

Dr. Alberto Sosa Olavarría

Caracas, 14 de abril de 2003

Dra. Jacqueline Saulny de Jorges.
Directora-Editora.
Revista de Obstetricia y Ginecología de Venezuela.

Por medio de la presente nos dirigimos a usted con la finalidad de responder a las observaciones realizadas por el Dr. Sosa Olavarría sobre el artículo publicado en el Volumen 62, número 3 de la Revista de Obstetricia y Ginecología de Venezuela en el mes de septiembre de 2002, denominado: Velocimetría Doppler de la arteria uterina como factor de predicción de preeclampsia y crecimiento fetal restringido del cual somos autores.

El trabajo fue sometido a una nueva evaluación por un especialista en estadística médica de la Universidad Central de Venezuela, quien establece que el diseño metodológico es adecuado y de tipo descriptivo, prospectivo y transversal, con sistema de hipótesis implícito al final de la introducción,

donde se plantea como investigación “la utilidad del análisis cualitativo y cuantitativo de la onda espectral Doppler de la arteria uterina, como factor de predicción de preeclampsia y crecimiento fetal restringido en gestantes sanas”...

En cuanto a la presentación de los datos recolectados, queremos agradecer las sugerencias del Dr. Sosa Olavarría luego de una lectura en extremo detallada del trabajo, ya que las tablas de contingencia 2 x 2 facilitan el análisis de las variables y favorecen definitivamente la aplicación de fórmulas, para conocer el origen de los valores de sensibilidad, especificidad, valor predictivo positivo y valor predictivo negativo, razón por la cual se muestran los Cuadros 1 a 4 con sus respectivos cálculos.

Como podemos observar en los cuadros los índices de validación: sensibilidad, especificidad, valor predictivo positivo y valor predictivo negativo fueron exactamente calculados en el trabajo original y consideramos que los errores descritos por el Dr. Sosa Olavarría pudieron tener relación con un descuido de transcripción en los mismos; por ejemplo la especificidad del Cuadro 1 es de 90,2 fue transcrito en el trabajo como 92,2, esta diferencia no modifica el análisis de los datos, ni las comparaciones hechas en la discusión del trabajo.

Cuadro 1

Incisura diastólica y predicción de hipertensión inducida por el embarazo.

Parámetros	*HIE	*HIE	
	presente	ausente	
Incisura presente	5	9	** 14
Incisura ausente	3	83	86
Total	8	92	100

*Hipertensión inducida por el embarazo.

**2 presentaron incisura unilateral.

Sensibilidad: 62,5 (28,9–96,0)

Especificidad: 90,2 (84,1–96,3)

Valor predictivo positivo: 35,7 (10,6–60,8)

Valor predictivo negativo: 96,6 (92,6–100,0)

Prevalencia verdadera: 8,0 (2,7–13,3)

Valores entre paréntesis: intervalos de confianza al 95 %.

CARTAS AL EDITOR

Cuadro 2

Índice sístole/diástole y predicción de hipertensión inducida por el embarazo.

Parámetros	*HIE	*HIE	
	presente	ausente	
Índice S/D anormal	3	5	8
Índice S/D normal	5	87	92
Total	8	92	100

*Hipertensión inducida por el embarazo.
 Sensibilidad: 37,5. (4,0–71,0)
 Especificidad: 94,5. (89,9–99,2)
 Valor predictivo positivo: 37,5. (4,0–71,0)
 Valor predictivo negativo: 94,5. (89,9–99,2)
 Prevalencia verdadera: 8,0. (2,7–13,3)
 Valores entre paréntesis: intervalos de confianza al 95 %.

Cuadro 4

Incisura diastólica y predicción de crecimiento fetal restringido.

Parámetros	CFR	CFR	
	presente	ausente	
Índice S/D presente	7	7	14
Índice S/D ausente	1	85	86
Total	8	92	100

Sensibilidad: 87,5 (64,6–100,0)
 Especificidad: 98,9 (96,8–100,0)
 Valor predictivo positivo: 87,5 (64,6–100,0)
 Valor predictivo negativo: 98,9 (96,6–100,0)
 Prevalencia verdadera: 8,0 (2,7–13,3)
 Valores entre paréntesis: intervalos de confianza al 95 %.

Cuadro 3

Incisura diastólica y predicción de crecimiento fetal restringido

Parámetros	*CFR	*CFR	
	presente	ausente	
Incisura presente	7	7	14
Incisura ausente	1	85	86
Total	8	92	100

* Crecimiento fetal restringido.
 Sensibilidad: 87,5 (64,6–100,0).
 Especificidad: 92,4 (87,0–97,8)
 Valor predictivo positivo: 50,0 (23,8–76,2)
 Valor predictivo negativo: 98,8 (96,6–100,0)
 Prevalencia verdadera: 8,0 (2,7–13,3)
 Valores entre paréntesis: intervalos de confianza al 95 %

La prevalencia real de la enfermedad fue establecida desde el inicio del diseño metodológico de la investigación, como se observa en los cuadros y no afectó los cálculos, de manera que la conclusión número 3 que señala: “la persistencia de la incisura diastólica bilateral constituye un grupo de alto riesgo para el desarrollo de complicaciones como HIE y CFR” está respaldada por una sensibilidad de 64,5 % y un valor predictivo positivo de 35,7 % en relación a HIE; en cuanto a CFR la sensibilidad alcanza el 87,5 % y el valor predictivo positivo el 50 %, por lo tanto consideramos que esta conclusión es muy válida.

Nos sentimos realmente complacidos que el Dr. Sosa Olavarría, pionero en el estudio de la velocimetría Doppler en nuestro país, haya analizado con tanto detenimiento nuestra investigación, ya que, con sus sugerencias facilitó la interpretación y comprensión del trabajo, que constituye el primero publicado en Venezuela con los objetivos antes descritos.

Atentamente:

Dra. Janeth Quintero.
 Dr. Julio Brito.
 Lic. Douglas Angulo.

CARTAS AL EDITOR

Caracas: 4 de marzo de 2003.

Dra. Jacqueline Saulny de Jorges
 Editora de la Revista de Obstetricia y Ginecología
 de Venezuela.
 Presente.

Apreciada Dra. Jorges:

He tenido la oportunidad de revisar, la carta del Dr. Sosa Olavarría en relación al trabajo de los Drs. Quintero y col. publicado en la Revista de Obstetricia y Ginecología, Vol.62(3):153-159, de 2002. Agradezco su deferencia al solicitar mi opinión y en efecto tengo algunas observaciones, las cuales paso a comentar.

1. Como se supone que la mayoría de los lectores conocen que los trabajos de determinación de la sensibilidad y especificidad de las pruebas y signos diagnósticos, se basan en la "metodología bayesiana", parece innecesario enunciar estos principios en el trabajo. Sin embargo, más adelante haré referencia al comentario del Dr. Sosa.
2. Si bien Rivas González define los "cuadros" como tabulaciones de una columna matriz y una sola columna y las "tablas" a las formadas por la columna matriz y el cuerpo, el cual está compuesto por más de una columna, reconoce que el primer término es el más generalizado (1). En este caso, la denominación de "cuadro" en lugar de "tabla" es una decisión de la Revista, la cual debe respetarse.

Los datos recolectados para obtener valores

de sensibilidad y especificidad se analizan necesariamente en tabulaciones de 2 x 2, si los resultados de las pruebas diagnósticas son únicamente dos. Pero si son más de dos, las tabulaciones serán de 2 x el número de resultados de las pruebas. Por supuesto, que en estos casos no se calculan sensibilidad y especificidad sino razones de verosimilitud (2,3).

Estoy de acuerdo en que, en el Cuadro 1, era preferible dicotomizar la variable incisura en presente y ausente.

En realidad "la alternativa >26 semanas" se refiere a la columna de "total". Sin embargo, es aceptable que la tabulación podría comprenderse mejor con la sugerencia del Dr. Sosa: HIE (o CFR) presente o ausente.

3. La especificidad del Cuadro 1 estuvo bien calculada aunque probablemente ocurrió un error de transcripción: 92,2 en lugar de 90,22 (83/92). En cuanto al valor pos test +, difiere por haber sido calculado como 5/12 en lugar de 5/14.
4. Al repetir los cálculos de los valores pos test y riesgo pos test, diferimos de los presentados por el Dr. Sosa, al variar la prevalencia de la HIE de 0,08 a 0,144, manteniendo constante la razón de verosimilitud (ver Cuadro 1).

Es lógico que al aumentar la prevalencia, aumente el riesgo. Si con una prevalencia de 0.08 el riesgo es de 1 en casi 3 (por redondeo de 2,8), con 0,144 debe ser de 1 en casi 2 (por redondeo de 1,93).

Manteniendo constante la prevalencia y variando la razón de verosimilitud entre sus valores mínimo y máximo, se pueden obtener los riesgos extremos que se presentan en el Cuadro 2.

Cuadro 1

razón pre test	x	razón de verosimilitud	=	razón pos test	Prob. pos test	riesgo
0,144/0,856	x	6,38888	=	1,0748	0,5180	1 en 1,93

Cuadro 2

1) mínimo:	0,144/0,856	x	1,3764	=	0,2315	Prob. pos test =	0,188	riesgo =	1 en 5,32
2) máximo:	0,144 /0,856	x	19,8913	=	3,3462	Prob. pos test =	0,77	riesgo =	1 en 1,3

También es lógico que al aumentar la razón de verosimilitud, el riesgo aumente de 1 en 5 (por redondeo de 5,32) a 1 en casi 1 (por redondeo de 1,3) que sería el máximo posible.

Las razones de verosimilitud mínima y máxima se obtuvieron de los límites de confianza del 95 % de los valores de la sensibilidad y especificidad obtenidos con los datos de la investigación, según la fórmula de Fleiss (4).

El riesgo de 1 en 0,856 generado en el programa disponible en la web correspondería a un riesgo pos test de 1 en una cifra inferior a la unidad. Esto significaría que la probabilidad sería superior a 1 (?).

Por la misma razón señalada en el punto 1, es decir, por considerar que los lectores de estos temas están familiarizados con estos cálculos, no parece necesario incluirlos en el informe. Se piensa también que el médico utilizará los valores de sensibilidad y especificidad (o las razones de verosimilitud) para calcular las probabilidades pos test con las probabilidades pre test (o a priori) que le estime a sus pacientes, de acuerdo su historia y resultados de algunos exámenes (proteinuria), antes de indicar la ecografía.

En otras palabras, calcula una probabilidad a posteriori aún desconocida, con la regla de Bayes, utilizando las probabilidades conocidas: sensibilidad y especificidad de la prueba diagnóstica y la probabilidad a priori.

5. Por consiguiente puede mantenerse la conclusión 3: la persistencia de la incisura diastólica bilateral constituye un grupo de alto riesgo para el desarrollo de complicaciones como HIE y CFR.

Además, los riesgos relativos calculados dividiendo las tasas de HIE (o CFR) en las embarazadas con persistencia de incisura uni o bilateral, entre las tasas de HIE (o CFR) en las embarazadas con ausencia de incisura, resultan todos muy superiores a la unidad, todos son estadísticamente significativos con la prueba exacta de Fisher y sus límites de confianza del 95 % no incluyen el riesgo relativo igual a 1.

Espero que estas observaciones sirvan para aclarar la materia en cuestión y nuevamente agradezco la oportunidad que me brindó de analizar la situación. Considero que la sección de Cartas al Editor es de gran utilidad porque estimula la comunicación entre autores y lectores, siguiendo la recomendación del Comité Internacional de Editores de Revistas Médicas (5).

Atentamente

JM Avilán Rovira

REFERENCIAS

1. Rivas-González E. Estadística General. Segunda edición. Caracas: Ediciones de la Biblioteca Central Universitaria; 1968.
2. Jaeschke R, Guyatt O, Sackett DL. User's guides to the medical literature III. How to use an article about a diagnostic test. A. Are the results of the study valid? JAMA 1994;271 :389-391.
3. Jaeschke R, Guyatt O, Sackett DL. User's guides to the medical literature III. How to use an article about a diagnostic test. B. What are the results and will they help me in caring for my patients? JAMA 1994;271:703-707.
4. Fleiss JL. Statistical methods for rates and proportions. Segunda edición. Nueva York: John Wiley & Sons; 1981.
5. Comité Internacional de Editores de Revistas Médicas. Requisitos uniformes para los manuscritos enviados a revistas biomédicas. Rev Obstet Ginecol Venez 2000; 60:267-281.

Cartas al Editor
 Dra. Jacqueline Saulny de Jorges
 Directora –Editora

En la revista por usted eficazmente dirigida he leído una “Carta al Editor” (2002;62:294) firmada por el distinguido ginecólogo y amigo, Dr. Froino Gartner K, en la cual se queja de la omisión de su nombre y el de Pedro Paolini en la lista de referencias del trabajo “Síndrome de Meyer-Rokitansky-Kuster-Hauser” (SMRKH) de Nancy Sandoval Talavera y Pedro Marín Jiménez (1). Tiene razón el Dr. Gartner: en las listas de 20 referencias del citado trabajo sólo hay dos de autores venezolanos (2,3). Señala Gartner que en su publicación fueron los primeros, en Venezuela, en utilizar la designación SMRKH (4). Después aparecieron las comunicaciones de Perfetti (5,6) y de Salazar (7).

Este último indica que “aparte del trabajo presentado por Gartner y Paolini, y de un caso presentado por Perfetti, no conocemos ninguna otra comunicación en Venezuela” (en la discusión de su comunicación Rodríguez Armas (8) informó de cinco operados).

Sin embargo, en la literatura venezolana hay otros casos que parecen llenar los requisitos de la entidad, aun cuando no se empleó la expresión SMRKH. El más notable de estos casos es el descrito por el gran cirujano ginecólogo, Manuel María Ponte en 1877 (9) de una mujer con ausencia de vagina y útero, cuya actividad sexual se desarrollaba a través de la uretra. Aparentemente, es ésta la primera descripción sobre agenesia de vagina y útero, después de la cual hay otras nueve relativas a agenesia/atresia útero-vaginal que habría que evaluar para ubicarlas adecuadamente.

Con estos comentarios queremos insistir en la necesidad de indagar más cuidadosamente en la bibliografía médica nacional.

Atentamente

Oscar Agüero

REFERENCIAS

1. Sandoval Talavera N, Jiménez PM. Síndrome de Meyer-Rokitansky-Kuster-Hauser. *Rev Obstet Ginecol Venez* 2001;61:275-278.
2. Terán Dávila J, Moreno Bonet H, Navarrete JJ, Chávez B, Mutchinick O, Lisker R, et al. Diagnóstico clínico erróneo de síndrome de feminización testicular incompleto en una paciente con síndrome de Rokitansky. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1984;44:237-240.
3. Terán Dávila J, Zimmer Logothetti E, Arcia O, Figueroa A, Febres F. Síndrome de Rokitansky. Variaciones fenotípicas raras. Evaluación del eje hipotálamo-hipófisis-ovario. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1969;49:88-91.
4. Gartner F, Paolini P. Síndrome de Rokitansky-Kuster-Hauser. (Comunicación sobre nuestros 10 primeros casos). *Rev Obstet Ginecol Venez* 1970;30:449-462.
5. Perfetti C. Síndrome de Rokitansky-Kuster-Hauser. Presentación de un caso. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1974;24:295-301.
6. Perfetti C, Nuccio C. Síndrome de Rokitansky-Kuster-Hauser. Comunicación de tres casos. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1983;43:35-39.
7. Salazar JR. Dos casos de síndrome de Rokitansky. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1976;36:191-197.
8. Rodríguez Armas O. Comentarios sobre: dos casos de síndrome de Rokitansky. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1976;36:196-197.
9. Ponte MM. Notable caso de ausencia completa de vagina y de útero. *Gac Cient Venez* 1877;1:88-90.