

Importancia de las probabilidades preprueba en el uso de pruebas diagnósticas

Patricio Herrera L.¹; Gastón Duffau T.¹; Rosanna Lagos Z.²

Resumen

Las pruebas diagnósticas son una herramienta habitual para tomar decisiones clínicas, a menudo sesgadas por factores, entre los cuales uno es no ajustar los índices variables publicados según las probabilidades preprueba del paciente individual. *Objetivo:* mostrar las variaciones de las probabilidades postprueba y sus implicaciones clínico-epidemiológicas, cuando se consideran las probabilidades preprueba de infección del tracto urinario en niños. *Diseño y método:* En dos grupos de niños bajo sospecha clínica de infección urinaria basada en signos inflamatorios de la vía urinaria o fiebre de origen no determinado después de la anamnesis y el examen físico, sumados en una tabla 2 x 2 única, según los resultados de probar el comportamiento del examen macroscópico y de una tira reactiva en muestras de orina fresca, se calcularon la sensibilidad, especificidad y razones de verosimilitud de la combinación de las pruebas para descartar infección de la vía urinaria. Los niños fueron luego estratificados por edad y sexo para calcular sus valores predictivos, ventajas [odds] y probabilidades de enfermedad postprueba según las prevalencias determinadas por estas variables. *Resultados:* se registraron moderadas a grandes variaciones de los valores predictivos y probabilidades postprueba asociados a la edad y sexo, respectivamente. Las razones de verosimilitud, usadas para calcular las probabilidades postprueba, se comportaron de modo similar a los valores predictivos. La mayor utilidad de las razones de verosimilitud reside en permitir estos ajustes cuando es necesario calcularlos a partir de una tabla no dicotómica (2 x n). Se subraya la importancia del conocimiento de las probabilidades preprueba para el uso correcto de pruebas diagnósticas.

Palabras clave: pruebas diagnósticas, razones de verosimilitud.

Diagnostic tests: importance of pre-test probabilities

Diagnostic tests for clinical purposes are often biased by factors like failure to adjust known variable indexes to individual pre-test probabilities. *Objective:* to show variations in posttest probabilities, and their clinical and epidemiological implications, after introducing pre-test probabilities of urinary tract infection in children. *Patients and methods.* Two groups of children clinically suspected of urinary tract infection by urinary tract inflammatory signs or fever of unrecognizable origin after history and physical, were selected and then summed up into a single two by two table, after testing results of naked eye examination of fresh urine specimens plus those with a reactive strip test. The combined tests sensitivity, specificity and likelihood ratios for urinary tract infection were recorded. Children were stratified by age and gender-specific predictive values and posttest odds and probabilities of disease. *Results:* wide variations of predictive values and post-test probabilities of urinary tract infection associated to age and gender groups respectively were recorded. Likelihood ratios behaved in a similar way than predictive values, their main advantage being to allow inclusion of post-test probabilities of disease when they cannot be estimated from not dichotomous tables (2 x n). The importance of pre-test probabilities for proper use of diagnostic tests is stressed.

Key words: diagnostic tests, liability ratios.

1. Universidad de Chile, Facultad de Medicina, Centro de Epidemiología Clínica (INCLEN). Departamento de Pediatría, Campus Norte.
2. Servicio de Salud Metropolitano Norte, Hospital Roberto del Río.

Proyecto Fondecyt N° 19400 49.

El uso y ensayo de pruebas diagnósticas como instrumento del trabajo clínico común y especializado requieren detenida atención por la importancia del papel que desempeñan en las decisiones tomadas sobre los pacientes y por el riesgo de distorsión de tales decisiones, debido

a los numerosos sesgos potenciales que las afectan¹⁻⁹.

Uno de los sesgos comunes en la interpretación del comportamiento de las pruebas diagnósticas es su aplicación, con criterio intuitivo, basada sólo en la sensibilidad y especificidad declaradas por los autores que proponen las pruebas diagnósticas, sin reparar que tales índices son, a menudo, poco confiables¹⁰. O bien, también sólo sobre bases intuitivas, en consideración sólo de los valores predictivos incluidos en la publicación respectiva, calculados a partir de la muestra en que se ensayó la prueba.

El ejercicio que corresponde al clínico, una vez examinada la validez de los resultados derivados del ensayo de una prueba diagnóstica, es analizar la utilidad que tiene ésta en la población en la que se desempeña clínicamente^{11,12}. Para ello, es necesario ajustar los valores predictivos según la prevalencia de la enfermedad en la población que atiende³.

El objetivo principal del presente estudio es ilustrar la importancia de las variaciones de la prevalencia, como parte de los atributos del paciente individual ("probabilidad preprueba"), sobre los índices variables de una prueba diagnóstica, así como sus implicaciones clínico-epidemiológicas, utilizando los resultados de una experiencia real como modelo. Secundariamente, examinar otra manera de usar el comportamiento de una prueba diagnóstica, con otros índices de connotación predictora menos conocidos entre nosotros: la razón de verosimilitud ("likelihood ratio" o "LR").

Pacientes y Métodos

La prueba diagnóstica y los pacientes analizados son parte de una serie de niños con infección del tracto urinario (infección urinaria) comprobada por urocultivos y sedimentos de orina según criterios especificados^{13,14}, ya analizados con otros fines^{15,16}.

De dicha serie se eligieron los niños que fueron referidos a una clínica especializada por padecer de signos de inflamación de las vías urinarias (grupo A), fiebre sin causa demostrable luego de la anamnesis y examen físico (grupo B) o signos indirectos de infección del tracto urinario (grupo C). A todos estos niños se les examinó la orina mediante una tira reactiva y por examen macroscópico directo de la orina recién emitida¹⁴. Como la sensibilidad y especificidad del examen directo de orina y tira reactiva difieren entre los grupos, se hizo un examen de comparabilidad estadística por medio de intervalos de confianza de 95%, comparación de proporciones con prueba de Z y aná-

lisis de heterogeneidad con la prueba de Mantel Haenszel¹⁷. Luego de este análisis se construyó una tabla de 2 x 2 a partir de la suma de los grupos A y B y se calcularon los valores de sensibilidad, especificidad y razones de verosimilitud, según las técnicas habituales para los resultados positivos y negativos de la prueba³. La prevalencia se analizó según los grupos de edad, sexo y la variante clínica representada por el grupo C, a partir de valores obtenidos de uno de los estudios preliminares practicados en estos niños¹³, según la fórmula: n de infecciones urinarias confirmadas / n de pacientes referidos por sospecharse infección urinaria, en cada segmento de edad, sexo y de la variante clínica (grupo C).

Resultados

Se incluyeron en el estudio 1 204 niños, 1 005 corresponden a la suma de los grupos A y B (AB) y 199 al grupo C¹⁴. Las prevalencias por edad y sexo del grupo AB aparecen en la tabla 1. Estos valores son considerados en este análisis como probabilidades preprueba. Las tablas correspondientes a las distribuciones determinadas por el comportamiento de la prueba en estudio en los grupos de niños con signos inflamatorios de las vías urinarias (grupo A) y con fiebre de origen no precisado por la anamnesis y examen físico (grupo B), aparecen en la tabla 2, en la que se incluyen sus índices fijos, además del resultado de las pruebas usadas en examinar su homogeneidad. Ambas tablas fueron combinables porque la prueba de heterogeneidad, así como los intervalos de confianza de 95% y la prueba de Z impiden considerarlas provenientes de universos diferentes, con niveles de probabi-

Tabla 1

Probabilidades preprueba (prevalencia)
según la edad y sexo¹³

Grupos por edad:				
Edad (meses)	0-23	24-47	48-71	> 71
n referidos	196,0	251,0	168,0	390,0
% confirmados	34,0	49,0	60,0	63,0
Grupos por sexo:				
Sexo	Varones		Mujeres	
n referidos	221,0		784,0	
% confirmados	33,0		59,0	

Tabla 2

Tablas de origen y tabla construida en 821 niños referidos por sospecha de infección de la vía urinaria¹³

Tabla de origen

Tira reactiva y aspecto orina	A Con signos inflamatorios			B Con fiebre		
	Infección urinaria			Infección urinaria		
	Presente	Ausente	Total	Presente	Ausente	Total
(+)	286	86	372	31	89	120
(-)	14	183	197	3	129	132
Total	300	269	569	34	218	252
Índices		IC 95%			IC 95%	
Sensibilidad	0,953	0,921 a 0,973		0,912	0,750 a 0,970	
Especificidad	0,680	0,620 a 0,735		0,592	0,523 a 0,657	

Prueba de heterogeneidad de Mantel-Haenszel: $\chi^2 = 2,38$; $p > 0,10$.

Prueba de Z: Sensibilidad de A vs. sensibilidad de B: $Z = 0,625$; $p > 0,5$.

Especificidad de A vs. especificidad de B: $Z = 1,924$; $p > 0,05$.

Tabla de la suma de los niños bajo sospecha (A+B)

Tira reactiva y aspecto orina	Infección urinaria		
	Presente	Ausente	Total
(+)	317 (a)	175 (b)	492
(-)	17 (c)	312 (d)	329
Total	334	487	821
Sensibilidad	0,949		
Especificidad	0,640		
LR+: 2,64			
LR-: 0,08			

LR+: Razón de verosimilitud para prueba positiva: $(a/(a+c))/(b/(b+d))$.

LR-: Razón de verosimilitud para prueba negativa: $(c/(a+c))/(d/(b+d))$.

lidades $< 0,05$. No ocurrió lo mismo con el grupo C, que se reservó para estimar los valores de los índices variables en el grupo con más baja prevalencia. De este modo, la tabla 3 es originada por la combinación de los dos grupos sumados y a partir de ella se calcularon sus índices fijos y sus razones de verosimilitud para resultados positivos y negativos (LR+ y LR-). Los cálculos de las variaciones de probabilidades pre y postprueba están estimados a partir de esta tabla, usando las diferentes prevalencias por

edad o sexo, respectivamente. En la tabla 3 se anotan los cálculos de las probabilidades pre y postprueba, examinados según los índices fijos sensibilidad y especificidad y razones de verosimilitud, según las probabilidades preprueba de cada grupo etario. En la tabla 4 se presentan los cálculos según el sexo y se anotan las fórmulas empleadas para los cálculos. En la tabla 5 se presentan las probabilidades pre y postprueba al aplicarla al grupo con signos indirectos de infección urinaria.

Tabla 3

Utilización diagnóstica del examen macroscópico de orina y una tira reactiva en niños con síntomas clínicos de infección del tracto urinario: probabilidades pre y postprueba según prevalencia dependiente de la edad¹⁴

a) Análisis predictivo basado en sensibilidad y especificidad

Probabilidades preprueba:

Edad (meses)	0 a 23	24 a 47	48 a 71	> 71
Probabilidad preprueba	0,34	0,49	0,60	0,63
Sensibilidad (+): 0,95				
Especificidad (-): 0,64				
Valor predictivo positivo	0,57	0,720	0,799	0,82
Valor predictivo negativo	0,96	0,93	0,89	0,88

b) Análisis predictivo basado en razón de verosimilitud

Edad (meses)	0 a 23	24 a 47	48 a 71	> 71
Probabilidad preprueba	0,34	0,49	0,60	0,63
Ventaja preprueba	0,52	0,96	1,50	1,70
LR+: 2,64				
Ventaja postprueba	1,36	2,54	3,96	4,50
LR-: 0,08				
Ventaja <i>postprueba</i>	0,04	0,08	0,12	0,14
Probabilidad postprueba (+):	0,57	0,72	0,80	0,82
Probabilidad postprueba (-):	0,04	0,07	0,11	0,12

Ventaja preprueba = probabilidad preprueba/(1-probabilidad preprueba).

Probabilidad postprueba = ventaja postprueba/(1 + ventaja postprueba).

Ajuste de probabilidad preprueba usando razón de verosimilitud: ventaja postprueba = ventaja preprueba x razón de verosimilitud.

LR: razón de verosimilitud para prueba positiva (+) o negativa (-).

Tabla 4

Utilización diagnóstica del examen macroscópico de orina y una tira reactiva en niños con síntomas clínicos de infección del tracto urinario: probabilidades pre y postprueba según prevalencia dependiente del sexo

a) Análisis predictivo basado en sensibilidad y especificidad

Grupo por sexo:	Varones	Mujeres
Probabilidad preprueba	0,33	0,59
Sensibilidad (+): 0,95 Especificidad(-): 0,64		
Valor predictivo positivo	0,57	0,791
Valor predictivo negativo	0,96	0,90

b) Análisis predictivo basado en razón de verosimilitud

Grupos por sexo:	Varones	Mujeres
Probabilidad preprueba	0,33	0,59
Ventaja preprueba LR+: 2,64	0,49	1,44
Ventaja postprueba LR-: 0,08	1,3	3,8
Ventaja postprueba	0,04	0,12
Probabilidad postprueba (+)	0,57	0,79
Probabilidad postprueba (-)	0,04	0,1

LR: razón de verosimilitud para prueba positiva (+) o negativa (-)

Tabla 5

Utilización diagnóstica del examen macroscópico de orina y una tira reactiva en niños con síntomas clínicos de infección del tracto urinario (probabilidades pre y postprueba de infección urinaria según prevalencia en una categoría de presentación clínica)

a) Análisis predictivo basado en sensibilidad y especificidad

Probabilidad preprueba	0,15
Sensibilidad (+): 0,95 Especificidad (-): 0,64	
Valor predictivo positivo	0,31
Valor predictivo negativo	0,99

b) Análisis predictivo basado en razón de verosimilitud

Probabilidad preprueba	0,15
Odds preprueba LR+: 2,64	0,17
Odds postprueba LR-: 0,08	0,45
Odds postprueba	0,01
Probabilidad postprueba	0,31
Probabilidad postprueba	0,01

LR: razón de verosimilitud para prueba positiva (+) o negativa (-).

Comentario

Cuando se estudian los principios sobre el comportamiento de una prueba diagnóstica, los ejemplos suelen presentarse de modo que los números de casos del grupo que tiene la enfermedad (a + c) y el grupo de casos que no la tiene (b + d) son iguales, es decir, la prevalencia, en el grupo experimental, es 50% (1 : 1). En los grupos de la literatura en que se proponen pruebas diagnósticas es común que, si esta razón no es 1 : 1, de todos modos la prevalencia de la tabla publicada (tabla experimental) resulta cercana a esta proporción. Los valores predictivos (índices variables) calculados en estas condiciones, con alta probabilidad no serán útiles para

nuestro trabajo clínico, sobre todo si no es muy especializado, ya que éste se lleva a cabo en poblaciones en las que la prevalencia de la enfermedad es más baja, o es variable. Como los índices fijos (sensibilidad, especificidad, razón de verosimilitud) son considerados estables y no dependientes de la prevalencia, nos es posible ajustar los valores predictivos en cada situación. Esta es la razón por la cual los índices variables correspondientes no aparecen en la tabla 2, que debe ser considerada experimental, porque su prevalencia es sólo la "cruda" y sus valores predictivos deben ser ajustados según características de cada paciente, que es el ejercicio que se desarrolla más adelante.

El examen de los valores derivados de la tabla 2 muestran el típico comportamiento de los índices variables (valores predictivos, probabilidades postprueba) con las variaciones de la prevalencia (tablas 3 y 5). Así es como la prevalencia afecta los valores predictivos y, en general, las probabilidades postprueba, de modo que las diferencias de prevalencia tienen efecto sobre los valores predictivos, tanto mayores cuanto mayor sea la magnitud de tales diferencias. Los conceptos analizados y su valor operacional tienen consecuencias importantes en aspectos clínicos y epidemiológicos.

La primera consideración necesaria es recordar que estamos tratando con hechos reales, con un grupo de pacientes que incluye niños con signos inflamatorios de las vías urinarias, fiebre de origen no precisado después de conocer su anamnesis y examen físico o signos indirectos de infección de la vía urinaria. Ello implica tener presente que, usando un modelo real con posibilidades de aplicación directa, derivamos generalizaciones que deben entenderse como hechas a partir de este modelo en particular (v.g., las decisiones clínicas que aparecen no están, necesariamente, ligadas a los resultados del comportamiento de cualquier otra prueba o cualquier otra enfermedad). Debe advertirse, además, que el análisis que sigue reconoce algunas restricciones inherentes a todo modelo clínico real^{18, 19} pero las ignora, ya que, además de no invalidar necesariamente la utilización del modelo y las conclusiones principales, la sujeción a la totalidad de las restricciones hipotéticas haría imposible la aplicación clínica de toda prueba diagnóstica.

El ajuste de probabilidades preprueba a las de postprueba, tiene la importancia de dar sentido práctico a las pruebas diagnósticas que tanto apreciamos y usamos los clínicos. En este contexto, los términos "prevalencia" o "probabilidades preprueba" se refieren a la probabilidad específica de determinado paciente de sufrir la enfermedad que nos interesa, en este caso, infección urinaria. El primer hecho que cabe hacer notar, es que la "prevalencia" $((a+c)/(a+b+c+d))$ en la tabla 2 x 2 en que se estudió el comportamiento de la prueba diagnóstica (tabla 2) es 40,7%, que no representa, ni la prevalencia de la infección en niños del área norte de Santiago, ni la probabilidad preprueba de cualquier niño de esta población tomado al azar, sino sólo un va-

lor resultante de una situación experimental. La probabilidad individual, diferente de la probabilidad de la población general (v.gr., de niños del área norte de Santiago) y de la situación experimental, está determinada de modo empírico, en el modelo analizado, por hechos de la anamnesis y examen físico, tales como la edad, el sexo y una cierta categoría clínica que hace suponer infección del tracto urinario. Por ejemplo, en un niño del grupo "0 a 23 meses" —cuya probabilidad preprueba es 0,34— el valor predictivo positivo de padecer la enfermedad es 0,57. Es decir, en este caso, la prueba es poco informativa o aclaradora porque la probabilidad está cercana a 50: 50%. La probabilidad postprueba —usando las razones de verosimilitud— le asigna, a su vez, una probabilidad semejante, lo que implica que la de infección urinaria, para este niño, sigue estando cerca de 50% y que la probabilidad postprueba equivale al valor predictivo negativo. En cambio, para un niño del grupo "mayor de 71 meses", cuya probabilidad preprueba es 0,63, el valor predictivo positivo y la probabilidad postprueba llegan a 0,82. En este caso, la probabilidad de infección urinaria es aproximadamente 4 a 1. De modo semejante, en un niño del grupo "0 a 23 meses", con un resultado negativo de esta prueba, dada su probabilidad preprueba, el valor predictivo negativo es 0,96, lo que implica que la probabilidad de esa infección es casi nula (con error de 4%). En el niño del grupo "mayor de 71 meses", en cambio, el valor predictivo negativo es 0,88 y la probabilidad postprueba negativa, 0,12. Este resultado, que puede parecer razonablemente suficiente para descartar infección de la vía urinaria, puede no serlo dependiendo de la naturaleza de la enfermedad en estudio, es decir, a la vista de las consecuencias de aceptarlo para excluir la enfermedad o para no considerarlo suficiente para ello (v.gr., tratarlo o no tratarlo, proseguir el estudio o no, etc.).

Si la edad representa un aspecto del paciente individual que requiere ajustar los valores predictivos de esta prueba diagnóstica, el ajuste por sexo resulta más ilustrativo aun de la importancia de hacerlo. Un varón con el síndrome descrito, con su probabilidad preprueba 0,33, el resultado positivo le asigna la probabilidad 0,565 (56,5%) de tener, efectivamente infección urinaria, lo cual no resulta del todo concluyente. En cambio, el resultado negativo implica valor pre-

dictivo negativo = 0,963, es decir, riesgo de la infección = 0,037 o 3,7% ($1-0,963$), lo que sí es ilustrativo: muy probablemente, el clínico no enviará este niño a hacerse más exámenes ni le iniciará (es de esperar) tratamiento. En el caso de una mujer, el problema es diferente porque sus probabilidades preprueba son altas (mayores que el 50%, de modo que un examen positivo tendrá valor predictivo positivo de casi 80% (4 : 1 a favor de infección), por lo que probablemente se iniciará el tratamiento y se la referirá para el resto de los exámenes necesarios. Un resultado negativo, en esta mujer, dejará un margen de 10% de error por presencia de la enfermedad (valor predictivo negativo = 0,90). La decisión, en este caso, dependerá del clínico y de posibles otros antecedentes a la mano. Pero, en forma quizás diferente de la situación de un niño con probable ITU, 10% de duda es demasiado si la enfermedad amenaza la vida del paciente, de modo que deba ignorarse este margen de error y se prosiga el estudio y se haga terapia, como si sólo se pudiera confiar en valores predictivos negativos = 1 (100%) lo que, como se puede observar, esta prueba para ITU no proporciona. En el caso del grupo con signos indirectos de ITU puede apreciarse, del mismo modo, que los valores predictivos negativos tienen valores predictivos más extremos, debido a la baja prevalencia de infección urinaria en el grupo (valor de la probabilidad preprueba). Debe señalarse, sin embargo, que esta última estimación se incluye sólo para ilustrar las variaciones de los índices variables según la prevalencia pero, en este caso, el ajuste por edad o sexo sería más inexacto que los anteriores, debido a la reducción del número de casos al estratificar el grupo por estas variables.

Siguiendo con el modelo en estudio se puede comprender el alcance de la extensión epidemiológica de este análisis. En los grupos de baja prevalencia de infección urinaria, por ejemplo 0,34 (ya definidas las condiciones clínicas y en el grupo de 0 a 23 meses), la aplicación de esta prueba permite descartar la enfermedad en el 96,1% de los casos cuando su resultado es negativo. En otras palabras, de resultados negativos en 100 niños con probabilidad preprueba 0,34 se puede evitar el envío de estos pacientes al hospital (por ejemplo, para sedimento urinario, cultivo, antibiograma, recuento de colonias y otras consecuencias fáciles de prever del diag-

nóstico de la afección), con probabilidad de error de no haber enviado sólo a 4 niños con la enfermedad verdadera (obviamente, todos estos niños deben ser objeto de vigilancia clínica por su médico, en su consultorio). Ello podría evitar un exceso de tratamientos antibióticos, de exámenes de laboratorio más complejos, de ansiedad de los padres, entre otras.

Las razones de verosimilitud (LR) expresan cuanto más probable es que cierto resultado positivo o negativo provenga de una persona con (LR +) o sin (LR -) la enfermedad. Su desarrollo y cálculo resultan algo más engorrosos que el de los valores predictivos, porque en ello están involucrados dos conceptos poco familiares: la conversión de "probabilidades simples" (proporciones o porcentajes) a ventaja ("odds") y viceversa, así como el concepto de "verosimilitud", que no es sino otra manera de expresar probabilidades. En suma, el proceso consiste en lo siguiente: a) transformación de probabilidad en ventaja (ventaja preprueba), b) corrección de éste (multiplicación) por la razón de verosimilitud (LR) correspondiente, y c) conversión del resultado (en ventaja) a probabilidades simples (proporción o porcentaje)³. Hay autores que están asignando mayor importancia al uso de LR que a los índices calculados a partir de la sensibilidad y especificidad, aduciendo varias ventajas de los primeros sobre los segundos^{3, 11, 12}, lo cual podría o no ser aceptado por nosotros. Sin embargo, una clara ventaja de las razones de verosimilitud es la posibilidad de calcular las probabilidades postprueba a partir de pruebas diagnósticas que no entregan resultados dicotómicos, es decir, que en vez de tablas 2 x 2, usan tablas 2 x n, como podrían ser las categorías de probabilidad de cierta enfermedad. Cuando se usa en esta circunstancia, la solución por medio de razones de verosimilitud permite, además, conservar valiosa información diagnóstica si se la compara con la solución consistente en reducir tablas 2 x n a dicotómicas, variando el "punto de corte" en la escala de categorías^{20, 21}.

Sin embargo, el uso de valores predictivos parece tener ventaja sobre el uso de predicciones diagnósticas basadas en razones de verosimilitud, pero ello es sólo aparente si se considera que los cálculos se hacen en tablas de carácter experimental. Al momento de ajustar las probabilidades preprueba y conociendo sólo la sensibilidad y especificidad de cierta prueba

para obtener las probabilidades postprueba en un caso individual, los procedimientos aritméticos pueden ser igualmente engorrosos para, finalmente y expresando las ventajas postprueba en probabilidades simples, tener resultados equivalentes a los de los valores predictivos.

El examen de este modelo con los fines anotados no puede terminar sin algunos alcances necesarios. Primero, es que el uso del término "prevalencia" se justifica porque se refiere a la proporción en que cierto fenómeno (enfermedad) está presente en una población definida. Es necesaria esta explicación, porque el uso general de "prevalencia" puede sugerir la referente a la existencia de casos de una enfermedad en determinada población general que, en este caso, está representada por la tasa de casos de infección urinaria incidentes en niños de la población adscrita al Servicio de Salud Metropolitano Norte, a través del estudio referido y que fue $3,7/1\ 000 < 15$ años¹³. Esta aclaración es importante porque el clínico que usará pruebas diagnósticas no debe buscar el dato "probabilidad preprueba" en estudios de prevalencia o incidencia poblacionales de ciertas enfermedades sino, más bien, en estudios clínicos epidemiológicos especialmente dirigidos a reconocer riesgos diferenciales en grupos de pacientes definidos clínicamente como presuntamente afectados por la enfermedad que interesa, y para la cual se ha propuesto una determinada prueba (v.gr., la examinada como modelo en este análisis).

Si bien la prueba aumentó la exactitud del diagnóstico clínico según los grupos etarios y el sexo, es posible que el mayor aporte de ella lo constituya la baja probabilidad de la enfermedad cuando su resultado es negativo, ya que el valor predictivo negativo alcanza, sobre todo en los grupos de menor prevalencia, a más de 96%, lo que implica que el riesgo de existir la enfermedad es $< 4\%$ (1-0,96). Este aspecto hace de su validación un conveniente objetivo en el futuro.

Es fácil deducir de este ejercicio que, a mayor información cuantitativa sobre las características de determinado paciente (valor de probabilidad preprueba determinado por diversas variables, por ejemplo, biográficas), mayor la exactitud que se obtendrá al aplicar determinada prueba diagnóstica. En general, en pediatría, pese a la gran cantidad de trabajos descriptivos

presentados a congresos o publicados, no es fácil encontrar aquellos que ofrezcan estimaciones válidas de incidencias o prevalencias según variables de interés en relación a la aplicación e interpretación de pruebas diagnósticas, elemento indispensable para el correcto uso de éstas.

Agradecimientos

Al Dr. Carlos Valenzuela Y., por la revisión del original y sus valiosas sugerencias.

Referencias

1. *Ransohoff DF, Feinstein AR*: Problems of spectrum and bias in evaluating the efficacy of diagnostic tests. *NEJM* 1978; 299: 926-930.
2. *Riegelman RK*: Studying a study and testing a test. Little, Brown and Co., Boston 1981.
3. *Sackett DL, Haynes RB, Tugwell P*: Clinical Epidemiology. Little Brown and Co., Boston 1985.
4. *Feinstein AR*: On the sensitivity, specificity, and discrimination of diagnostic tests. *Clin Pharmacol Therap* 1975; 17: 104-116.
5. *Harris JM*: The hazards of bedside Bayes. *JAMA* 1981; 246: 2602-2605.
6. *Valenstein PN*: Evaluating diagnostic tests with imperfect standards. *Am J Clin Pathol* 1990; 93: 252-258.
7. *Sackett DL, Haynes RB, Tugwell P*: Clinical epidemiology Little, Brown & Co., Boston 1985.
8. *Weinstein MC, Fineberg HV*: Clinical decision analysis. W.B. Saunders Co., Philadelphia, 1980.
9. *Herrera P, Lagos R*: Contribución al estudio de pruebas diagnósticas: Sobre sus índices fijos y valores predictivos. *Rev Chil Pediatr* 1995; 66: 209-216.
10. *Herrera P, Duffau G*: Pruebas diagnósticas revisión de algunos aspectos cuantitativos para su desarrollo e interpretación. *Rev Chil Pediatr* 1995; 66: 335-340.
11. *Jaeschke R, Guyatt GH, Sackett DL*: User's guide to the medical literature. How to use an article about a diagnostic test. A. Are the results valid?. *JAMA* 1994; 271: 389-391.
12. *Jaeschke R, Guyatt GR, Sackett DL*: User's guide 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 my patients?. *JAMA* 1994; 271: 703-707.
13. *Lagos R, Carter J, Benavente C, et al*: Epidemiología de las infecciones del tracto urinario en niños y riesgo de recurrencia y alteraciones nefrourológicas. *Rev Chil Pediatr* 1995; 66: 1-12.
14. *Lagos R, Carter J, Herrera P*: Utilidad de una tira reactiva y del aspecto macroscópico de la orina para descartar la sospecha clínica de infección del tracto urinario en niños ambulatorios. *Rev Chil Pediatr* 1994; 65: 88-94.
15. *Herrera P, Lagos R, Muñoz A, et al*: Asociación de marcadores eritrocitarios (ABO, MNSs, rH, Lewis, P1)

- con recurrencias y anomalías anatómicas y funcionales en niños con infección del tracto urinario *Rev Chil Pediatr* 1996; 67: 109-111.
16. *Lagos R, Herrera P, Sepúlveda A, et al*: Factores de urovirulencia bacterianos: Asociación con recurrencias y anomalías anatómicas y funcionales en niños con infección del tracto urinario. *Rev Med Chil* 1966; 124: 1211-1218.
 17. *Schlesselman JJ*: Case-control studies. Oxford University Press, NY, 1982.
 18. *Herrera P, Lagos R*: Contribución al estudio de pruebas diagnósticas: Sobre sus índices fijos y valores predictivos. *Rev Chil Pediatr* 1995; 66: 209-216.
 19. *Herrera P, Duffau G*: Pruebas diagnósticas: Revisión de algunos aspectos cuantitativos para su desarrollo e interpretación. *Rev Chil Pediatr* 1995; 66: 335-340.
 20. *Jaeschke R, Guyatt G, Sackett DL*: User's guides to the medical literature. III. How to use an article about a diagnostic test. A. Are the results valid?. *JAMA* 1994; 271: 389-391.
 21. *Jaeschke R, Guyatt G, 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.

AVISO A LOS AUTORES

Con el objeto de dar prioridad a los trabajos de investigación, en vista de las limitaciones de espacio de la Revista Chilena de Pediatría, el Comité Editorial ha acordado restringir la impresión de casos clínicos a un máximo de dos por cada número.