

Propuesta de escala predictora de muerte de Mayabeque para infarto cerebral agudo en pacientes hospitalizados

Proposal of a predictive death scale in Mayabeque for acute brain infarct in hospitalized patients

^IDr. Marcel Deniel Mendieta Pedroso 

^{II}DrC Juan Enrique Bender del Busto 

^{III}DrC. Lic. Verena Torres Cárdenas 

^{IV}Dra. Isairis González López 

^IEspecialista de II grado en Medicina Interna y Medicina General Integral. Máster en Urgencias Médicas en Atención Primaria de Salud. Investigador Agregado. Profesor Auxiliar. Hospital Docente "Leopoldito Martínez". San José de las Lajas, Cuba. Correo electrónico: marcel@infomed.sld.cu

^{II}Doctor en Ciencias Médicas. Especialista de I y II grado en Neurología. Investigador Titular. Profesor Titular y Consultante. Centro Internacional de Restauración Neurológica. La Habana, Cuba. Correo electrónico: jebender@infomed.sld.cu

^{III}Lic en Matemática. Especialista en bioestadística. Investigadora Titular. Profesora Auxilliar Adjunta. Instituto de Ciencia Animal. Güines, Cuba. Correo electrónico: vtorres@ica.co.cu

^{IV}Especialista de I grado en Medicina Física y Rehabilitación y en Medicina General Integral. Máster en Atención Primaria de Salud. Asistente. Policlínico "Osvaldo Sánchez". Güines, Cuba. Correo electrónico: isairisgl@infomed.sld.cu

Autor para la correspondencia. Dr. Marcel Deniel Mendieta Pedroso.  Correo electrónico: marcel@infomed.sld.cu

RESUMEN

Introducción:

Las muertes por enfermedad cerebrovascular aguda son frecuentes en la tercera edad. Las escalas predictoras existentes se basan en la evaluación de la esfera neurológica, y predicen el pronóstico rehabilitador y de vida, pero no evalúan integralmente al paciente.

Objetivo:

Elaborar una propuesta de escala predictora para estimar el riesgo de muerte en los pacientes con infarto cerebral isquémico agudo ingresados en los hospitales de Mayabeque.

Métodos:

Se realizó un estudio exploratorio, de corte transversal, explicativo, y multicéntrico en los pacientes internados en el área hospitalaria. El universo estuvo constituido por 750 pacientes

con infarto cerebral agudo y la muestra por 300 pacientes que padecieron la enfermedad. Se aplicó un análisis multivariado de Componentes Principales Categórico, que permitió la selección de las variables a estudiar. La aplicación del escalonamiento óptimo a través del dendograma favoreció la creación de los grupos de riesgos.

Resultados:

El análisis del impacto de las variables arrojó la media en 0 y la desviación estándar en 1. El índice de Alfa de Cronbach fue de 0.9. Se crearon los grupos de alto y bajo riesgo de muerte. La presencia de estupor o coma, neumonías, insuficiencia cardíaca, tromboembolismo pulmonar, desequilibrio hidroelectrolítico, cefalea, hipertensión arterial maligna, déficits neurológicos focales, edad mayor de 65 años, infarto cerebral previo, la glucemia elevada, antecedentes de hipertensión arterial, ataque transitorio de isquemia, diabetes mellitus, constituyeron la escala.

Conclusiones:

La Escala de riesgo de Mortalidad de Mayabeque para el Infarto Cerebral Agudo propuesta permite estimar el riesgo de mortalidad con exactitud en los pacientes con infarto cerebral isquémico agudo.

Palabras claves: pronóstico de mortalidad, ictus, enfermedad cerebrovascular, infarto cerebral agudo

Descriptores: pronóstico; accidente cerebrovascular/mortalidad; infarto cerebral/mortalidad; indicadores de salud

ABSTRACT

Introduction:

Death because of acute cerebrovascular diseases are frequent in the third age patients. There are predictive scales that are based on the evaluation neurologic sphere, and predict the rehabilitator and life prognosis but they do not evaluate completely the patient.

Objective:

To elaborate proposal of a predictive death scale to estimate the risk of death of patients with acute ischemic brain infarct admitted patients in hospitals from Mayabeque.

Methods:

An exploratory, cross sectional, explicative, and multicentric study was carried out in admitted patients of the hospital area. The universe was formed by patients with acute ischemic brain infarct and the sample was constituted by 300 patients who suffered from the disease. A multivariate analysis of Categorical Main Components was applied, it allowed the selection of the variables to study. The application of the optimal stepping through the dendogram favored la creation of the risk groups.

Results:

The analysis of the impact of the variables showed the mean in 0 and the standard deviation in 1. The Alfa de Cronbach index was of 0.9. Groups of high and low risk of death were created. The presence of stupor or coma, pneumonias, cardiac failure, pulmonary thromboembolism, hydro electrolytic unbalance, headache, malignant hypertension, focal neurological deficits, age older than 65 years old, previous brain infarcts, high glycemia, personal history of hypertension, transitory ischemic attack, diabetes mellitus, constituted the scale.

Conclusions:

The proposed scale of mortality risk from Mayabeque for the acute brain infarct allows to estimate the risk of mortality with accuracy in patients with acute ischemic cerebral infarct.

Key words: prognosis of mortality, ictus, cerebrovascular disease, acute cerebral infarct

Descriptor: prognosis; stroke/mortality; cerebral infarction/mortality; health status indicators

Historial del trabajo.

Recibido: 05/04/2020

Aprobado: 18/07/2020

INTRODUCCIÓN

El siglo XX trajo consigo el conocimiento de las enfermedades cardiovasculares a través de los estudios en Framingham⁽¹⁾. Estas enfermedades ocupan las principales causas de muerte en los Estados Unidos de América llegando a ser consideradas la epidemia más grande del mundo ⁽¹⁾.

A partir de esta investigación surgen numerosos estudios que intentan identificar los principales factores de riesgo cardiovasculares, con el objetivo de lograr un descenso en la mortalidad, lo que revoluciona el conocimiento fisiopatológico y mejorado las terapéuticas que hasta ese momento se tenían. ⁽¹⁾

Estos estudios abren el camino para la creación en los años 90 de los primeros estimadores pronósticos. Se destacaron entre ellos el Acute Physiology and Chronic Health Evaluation (APACHE) incluyendo todas sus versiones, Simplified Acute Physiology Score (SAPS) que es un predictor de severidad de las enfermedades, Rapid Acute Physiology Score (RAPS) que incluyó la evaluación neurológica mediante la Escala de Coma de Glasgow entre otros.⁽²⁾ Todos estos modelos tenían el inconveniente de no ser específico y empleaban un sin número de variables, por tanto, su capacidad evaluadora era compleja y poco específica. Posteriormente se desarrolló la National Institutes of Health Stroke Scale (la escala NIHSS)⁽²⁾ de gran valor para el diagnóstico, y pronóstico en la enfermedad cerebrovascular dando paso a la creación de numerosas escalas de gran valor predictivo de recurrencia, evaluación funcional y de mortalidad.

Por otra parte, los ancianos van pasando a ser la mayor parte de la población mundial. ⁽³⁾ Esta situación demográfica trae aparejada una cantidad variada de problemas clínicos y epidemiológicos asociados a edades avanzadas, uno de estos, lo constituyen las enfermedades cerebrovasculares.⁽³⁾ Anualmente se calcula entre 15 a 16 millones de personas que sufren esta enfermedad, de ellas, mueren 5 millones y otra cifra similar queda con una discapacidad severa.⁽⁴⁾

Cuba, en sus estadísticas muestra similitud con esta problemática pues desde el año 2000 hasta la fecha, esta entidad constituye la tercera causa de muerte, con tasas de incidencia que oscilan alrededor de 88.1 por 100 mil habitantes.⁽⁵⁾ En Mayabeque el anuario estadístico del 2018, reporta una tasa bruta de mortalidad de 98.1 por 100 mil habitantes.⁽⁶⁾ Por tanto, predecir la muerte es prioridad.

Las escalas existentes, se basan en datos fundamentalmente del sistema neurológico y no tiene una visión integral para predecir el pronóstico de mortalidad en los pacientes. Esa es la causa por la que los autores deciden crear una propuesta para estimar el riesgo de muerte para los pacientes con infarto cerebral isquémico agudo ingresados en los hospitales de Mayabeque.

MÉTODOS

Se realizó un estudio exploratorio, de corte transversal, explicativo, multicéntrico en los pacientes internados en los Hospitales Docentes Clínicos Quirúrgicos "Aleida Fernández Chardiet" y "Leopoldito Martínez" en el período comprendido entre el 1 de enero del 2014 al 31 de diciembre del 2018.

El universo estuvo constituido por los 750 pacientes que tuvieron infarto cerebral agudo y la muestra estuvo conformada por 300 pacientes que cumplieron con los criterios de selección, lo cual constituyó el 40 % del universo. Se utilizó el método irrestricto aleatorio simple.

Criterios de Inclusión:

- Pacientes con infarto cerebral agudo en edades igual o mayor a 60 años.
- La historia clínica estuviera certificada al ingreso por un especialista en Medicina Interna, Neurología, Terapia Intensiva del Adulto o Geriátrica y Gerontología.
- Las reseñas ofrecidas por el documento fueran suficientes para la obtención del 100 % de los datos necesarios.
- Tener en cuenta la confirmación diagnóstica por Tomografía Axial Computadorizada (TAC) en las primeras 72 horas al ingreso.

Criterios de exclusión: Historias clínicas de los pacientes que fueron trasladados fuera de provincia antes de las 72 horas.

Variables utilizadas:

- Edad: cualitativa politómica, se consideró cuando fue mayor de 60 años en los pacientes en estudio.
- Sexo: cualitativa nominal dicotómica, clasificado en femenino y masculino.
- Antecedentes patológicos personales, cualitativa nominal politómica, sus categorías fueron: hipertensos, diabetes mellitus, ataque transitorio de isquemia, infarto cerebral previo, hábito de fumar, insuficiencia renal crónica, migraña. todas se tomaron como sí, si estaba presente y no si no lo estuvo.
- Signos clínicos relacionados con las variaciones de la tensión arterial. Se clasificó como hipertensión arterial maligna, cuando la tensión sistólica superó los 220 mmHg y tensión arterial diastólica mayor a 120 mmHg, hipertensión sistodiastólica cuando

la tensión sistólica superó los 140 mmHg y los 90 mmHg de diastólica, presión de pulso cuando fue superior a 80 mmHg, presión arterial media y se consideró alta cuando fue mayor de 140 mmHg y normal cuando estuvo entre los valores anteriores.

- Signos neurológicos focales, cualitativa nominal politómica, se clasificó con las siguientes categorías: hemiplejias o hemiparesias, déficit sensitivo cuando estuvo alterada cualquiera de las formas de la sensibilidad, trastornos del lenguaje cuando se alteró el habla en cualquier modalidad, la presencia de parálisis facial, disfagia y otras alteraciones de los pares craneales.
- Complicaciones neurológicas cualitativa nominal politómica, se clasificó con cefalea, crisis epiléptica, estupor y coma. Se consideraron sí estuvieron presentes o no.
- Las complicaciones no neurológicas, cualitativas nominal politómicas, y sus categorías fueron:
 - Neumonía, confirmada con un cuadro clínico típico y la realización de un RX de tórax, tromboembolismo pulmonar confirmado con el cuadro clínico y la presencia de un dímero D positivo, desequilibrio hidroelectrolítico diagnosticado con un ionograma y gasometría.
 - Química sanguínea, cualitativa nominal politómica, se tuvo en cuenta la glicemia alterada: Para pacientes no diabéticos valores mayores a 6.9 mmol/l y para diabéticos superiores a 11.1 mmol/l, en ayunas.
 - Creatinina: Se consideró aumentada cuando tuvo valores mayores a 102 mmol/l en la mujer y 135 mmol/l en el hombre. Por debajo de estas cifras se consideró normal.
 - Urea se consideró aumentada cuando estuvo mayor a 7mmol/l Menor o igual a estas cifras se consideró normal.
 - Ácido úrico: Se consideró aumentada cuando tuvo valores mayores a 357 mmol/l en la mujer y 428 mmol/l en el hombre. Por debajo de estas cifras se consideró normal.
- Estado al ingreso, cualitativa nominal dicotómica y se clasificó en graves y de cuidados, y Estado al egreso, cualitativa nominal dicotómica y se clasificó en vivos y fallecidos.

En la investigación se aplicó la técnica de análisis multivariado de Componentes Principales Categórico (ACPcat). Este método, se empleó como una técnica exploratoria de reducción de las dimensiones, lo que permitió procesar la base de datos incorporando variables nominales y ordinales de la misma manera que las numéricas, este procedimiento cuantificó simultáneamente las variables categóricas a la vez que redujo la dimensionalidad de los datos.⁽⁷⁾

El dato primario fue la matriz de datos $H_{300 \times 34}$, la cual contiene las puntuaciones observadas de 300 casos en las 43 categorías de variables contenidas en las historias clínicas de los pacientes. Cada variable denotó un vector h_j de 300×1 con $j=1...34$. Como las variables h_j no tuvieron un nivel de medición numérico, la relación entre ellas no fue lineal, por lo que fue necesario aplicar una transformación no lineal.

La transformación de cada categoría obtuvo un valor escalado óptimo, denominado cuantificación categórica H , la cuales fue reemplazada por una matriz $Q_{300 \times 34}$ que contiene las variables transformadas $q_j = \phi_j(h_j)$. En la matriz Q , las puntuaciones observadas de los

casos se reemplazaron por las cuantificaciones categóricas. El modelo ACPcat, permitió la captura de las posibles no linealidades de las relaciones entre las variables en las transformaciones.

El objetivo del ACPcat se alcanzó minimizando la denominada función de pérdida, la cual acomoda las ponderaciones de acuerdo a las transformaciones nominales múltiples. A las puntuaciones de los casos en las componentes principales obtenidas se le denominó puntuaciones de los objetos en ACPcat, a estos componentes multiplicados por el conjunto de ponderaciones óptimas se le nombró saturaciones en componentes y aproximó los datos originales tan cerca cómo fue posible.

Si $X_{300 \times p}$ es la matriz de las puntuaciones de las componentes, siendo p el número de las componentes, y si $A_{34 \times p}$ es la matriz de las saturaciones en componentes, donde su j -ésima fila indicó que a_j , la función de pérdida (stress), la minimización de la diferencia entre los datos originales y las componentes principales fué expresada como:

$$L(Q, A, X) = n^{-1} \sum_{j=1}^m \text{tr} ([q_j a_j - X] [q_j a_j - X]^T)$$

Esta función de pérdidas está sujeta a un número de restricciones, primero, las variables transformadas son estandarizadas, a fin de que $q_j' q_j = 300$. Tal restricción es necesaria para resolver la indeterminación entre q_j y a_j en el producto escalar $q_j a_j'$. Esta normalización implica que q_j contenga z-scores y garantice que las saturaciones en componentes en q_j estén correlacionadas entre las variables y las componentes. Para evitar la solución trivial $A = 0$ y $X = 0$, las puntuaciones de los objetos se limitan y se requiere que: $X'X = 300I$ donde I es la matriz identidad. Se necesita además que las puntuaciones de los objetos estén centradas, por lo tanto: $1'X = 0$ donde el 1 representa el vector unidad. Las dos restricciones anteriores implican que las columnas de X (componentes) son z-scores ortonormales (su media es cero, su desviación estándar es uno) y están incorrelacionadas.

Para los niveles no lineales (nominal y ordinal), $q_j = \phi_j(h_j)$ denotan una transformación acorde con el nivel de medición seleccionado para la variable j . La función de pérdida se minimiza aplicando los mínimos cuadrados alternantes, actualizando cíclicamente uno de los parámetros X, Q, A . Según Young,⁽⁷⁾ Portillo Mar⁽⁸⁾ y Torres⁽⁹⁾, esta metodología de mínimos cuadrados alternantes contempla la transformación de cualquier variable cualitativa en variables de naturaleza cuantitativa a través del escalamiento óptimo.

Con las saturaciones numéricas de las cinco dimensiones seleccionadas en el ACPcat para los 300 pacientes, se aplicó un análisis de clasificación para dos grupos utilizando el método de agrupación de Ward y la medida de distancia euclidiana.

Estos resultados se mostraron a través del Dendrograma correspondientes y se identificaron y caracterizaron los dos grupos formados, utilizando el test de Independencia a través de la dística χ^2 para analizar la bondad de ajuste binomial⁽¹⁰⁾, según la igualdad

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^m \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}}$$

Donde O_{ij} : es la frecuencia observada en la columna i ; fila j

Eij: es la frecuencia esperada en la columna i; fila j.

Finalmente se eliminaron las variables que definían mal los grupos formados y su valor de impacto fue menor de 100. Se estableció una escala con puntuación del uno al tres basado en los rangos de las medias de los impactos: de 100 a 299 y se le asignó un punto, de 300 a 599 se le asignó dos puntos y de 600 o más se le asignó tres puntos pues fue el mayor puntaje empleado.

El estudio cumplió con la II Declaración de Helsinki y con la legislación vigente en Cuba, de acuerdo con lo establecido en el Sistema Nacional de Salud y previsto en la Ley No.41 de Salud Pública. El desarrollo de la investigación contó con la aprobación del Consejo Científico y el Comité de Ética de la investigación de la Facultad de Ciencias Médicas de Mayabeque, y los hospitales de la provincia. Los datos brindados se utilizaron con fines científicos donde se garantizó la seguridad y custodia de la información.

RESULTADOS

El total de variables estudiadas fueron convertidas a variables cuantitativas a través del escalonamiento óptimo, creándose una matriz de similitudes. Se realizó una reducción euclidiana en cinco dimensiones. Los rangos arrojaron valores positivos y negativos. El análisis de la media fue de 0 con una desviación estándar en 1, en todas las dimensiones. Los 300 pacientes aportaron los datos necesarios, tabla 1.

Tabla 1. Comprobación del impacto de las variables

Dimensión de las variables	N	Mínimo	Máximo	Media	Desviación estándar
1	300	-1.92	2.83	.0000	1.00167
2	300	-1.67	3.23	.0000	1.00167
3	300	-1.56	5.26	.0000	1.00167
4	300	-2.09	5.51	.0000	1.00167
5	300	-2.77	2.55	.0000	1.00167
N válido (por lista)	300				

Las cinco dimensiones explican el 49.6 % de la matriz de similitud. El alfa de Cronbach total asume un valor de 0.95, tabla 2.

Tabla 2. Aplicación del Alfa de Cronbach

Dimensión de las variables	Alfa de Cronbach	Varianza contabilizada para	
		Total (autovalor)	% de varianza
1	.7	3.4	14.4
2	.6	2.6	11
3	.6	2.2	9.2
4	.5	1.8	7.7
5	.4	1.8	7.3
Total	.956^a	11.9	49.6

Según el riesgo de morir y la capacidad discriminativa de las variables y sus categorías, los signos clínicos relacionados con las variaciones de la tensión arterial, la hipertensión arterial maligna, fue la que discriminó los grupos adecuadamente, existieron 16 pacientes en el grupo de bajo riesgo y 111 en el grupo de alto riesgo; dentro de las complicaciones

neurológicas el estupor mostró una adecuada discriminación donde no se ubicó ningún paciente en el grupo de bajo riesgo y 32 individuos conformaron el grupo de alto riesgo, así en el grupo que se analizó el coma, seis paciente conformaron el grupo de bajo riesgo y 46 el grupo de alto riesgo, tabla 3.

En las complicaciones no neurológicas la insuficiencia cardíaca descompensada mostró, en el grupo de bajo riesgo tres pacientes y en el de alto riesgo 17 pacientes, la neumonía también aportó una adecuada discriminación donde 18 enfermos ocuparon el grupo de bajo riesgo y 49 el grupo de alto riesgo. En los antecedentes patológicos personales, los ataques transitorios de isquemia definieron mejor los grupos no existiendo pacientes en el grupo de bajo riesgo y conformando el grupo de alto riesgo ocho pacientes, con respecto a la química sanguíneas, los tres análisis aportaron una adecuada discriminación entre los grupos. La prueba de X^2 fue menor de 0.05 en casi todas las variables por lo que existe dependencia entre las variables, tabla 3.

Tabla 3. Distribución de los pacientes según el riesgo de morir y la capacidad discriminativa de las variables y sus categorías.

Variables y Categorías		Grupo bajo riesgo		Grupo alto riesgo		Chi cuadrado
		No	%	No	%	
Estupor	No	128	100	140	81,40	<0.0001
	Si	0	0	32	18,60	
Hipertensión arterial maligna	No	118	95.16	126	71,59	<0.0001
	Si	16	13.7	101	86.3	
Glicemia	A	104	81.25	109	63.37	<0.0001
	N	24	18.75	63	36.63	
Antecedentes patológicos personales de hipertensión arterial	No	23	17.97	26	15.12	0.5086
	Si	105	82.03	146	84.88	
Neumonía	No	110	85.94	123	71.51	0.003
	Si	18	14,6	49	28.49	
Antecedentes patológicos personales de Diabetes Mellitus	No	113	88.28	153	88.95	0.8558
	Si	15	11.72	19	11.05	
Antecedentes patológicos personales de ATI	No	128	100	164	95.35	0.0134
	Si	0	0	8	4.65	
Antecedentes patológicos personales de Infarto cerebral	No	128	100	166	96.51	0.0328
	Si	0	0	6	3.49	
Insuficiencia cardíaca descompensada	No	125	97.66	155	90.12	0.0096
	Si	3	2.34	17	9.88	
Cefalea	No	128	100	162	94.19	0.0055
	Si	0	0	10	5,81	
Signos neurológicos focales	No	13	10.16	59	34.30	<0.0001
	Si	115	89.84	119	69.19	
Coma	No	122	95.31	126	73.26	<0.0001
	Si	6	4.69	46	26.74	
Tromboembolismo pulmonar	No	91	71.09	117	68.02	<0.0001
	Si	10	37	17	62.9	
Desequilibrio hidroelectrolítico	No	91	71.09	117	68.02	<0.0001
	Si	10	37	17	62.9	

Se muestran las variables que conformaron la escala. La sumatoria de los puntos alcanzó un máximo de 33 puntos. Las variables de mayor impacto y que obtuvieron mayor puntuación

fueron: el coma, la presencia de neumonía, la presencia de tromboembolismo o un desequilibrio hidroelectrolítico y la presencia de cefalea.

Tabla 4. Ilustración del Estimador de Riesgo de Mortalidad con Infarto Cerebral Agudo en enfermos Mayabequense (ERMMICA)

Ítems	Impacto de la variable	Rango del Impacto de la variable	Valor asignado
Estupor	489	300 - 599	2
Coma	778	Mayor de 600	3
Neumonía	749	Mayores de 600	3
Insuficiencia cardiaca descompensada	548	300 - 599	2
Tromboembolismo pulmonar	612	Mayores de 600	3
Desequilibrio hidroelectrolítico	612	Mayores de 600	3
Cefalea	629	Mayores de 600	3
Hipertensión arterial maligna	587	300 - 599	2
Déficits neurológicos focal	442	300 - 599	2
Edad	531	300-599	2
Infarto cerebral previo	400	300-599	2
Antecedentes patológicos personales de HTA	342	300 - 599	2
Antecedentes patológicos personales de ATI	292	100 - 299	1
Antecedentes patológicos personales de DM	275	100 - 299	1
Glucemia alta	364	300 - 599	2

DISCUSIÓN

Para el proceso de validación de la escala se parte de considerar, el modelo de regresión categórica, una herramienta alternativa de análisis para valorar la incidencia de cada una de las variables que se seleccionan. Contribuye a explicar la potencia, y se evidencia la fuerte relación negativa entre ésta.⁽¹¹⁾ Este procedimiento de escalonamiento multidimensional permite a los datos de proximidad, un espacio de pocas dimensiones.⁽¹²⁾

En la presente investigación los valores oscilan entre numeraciones positivas y negativas con las medias en 0 y la desviación estándar en 1 en todas las dimensiones, lo que afirma que la matriz y el proceso de escalonamiento, es correcto.

Para evaluar la cohesión interna de las variables se utiliza en la presente investigación el alfa de Cronbach. Esta herramienta estadística se comienza a emplear hace más de 60 años, para demostrar que los ítems de un instrumento están correlacionados.

Una correcta consistencia interna de la escala debe mostrar valores entre 0.7 a 0.9. El análisis de la escala de este estudio obtiene el valor 0.95 por lo que es válida para ser usada. Existen descritos otros instrumentos como, la fórmula 20 propuesta por Kuder-Richardson, que se recomienda para medir la consistencia interna de una escala cuando los ítems son respuestas dicotómicas.⁽¹³⁾

Existen diferentes coeficientes que se emplean para medir la consistencia interna de una escala, entre ellos: el coeficiente de Kristof que se utiliza para estimar la consistencia interna de un test de tres partes altamente correlacionados, por lo que a criterio de los autores no es útil para el instrumento que se usa en la presente esta investigación; el coeficiente de

Angoff-Feldt que se aplica cuando una escala puede ser dividida en dos partes de tamaño arbitrario, siendo homogénea en el contenido, pero a su vez con limitaciones que pueden sobrestimar la verdadera consistencia interna, lo que ofrece limitaciones pues los datos que se utilizan en este estudio son heterogéneos.⁽¹³⁾

El coeficiente beta propuesto por Raju, que pondera la consistencia interna de una escala cuando este es dividido en dos o más partes disímiles, pero cuando falta interacción en los componentes de la escala, puede subestimar la consistencia interna; el coeficiente de Feldt-Glimer es una variante cuando la escala es dividida en tres o más partes iguales por lo que no se aplica en la investigación por no ser considerada confiable.⁽¹³⁾

Los autores consideran que el coeficiente más útil para este tipo de estudio es el coeficiente alfa; el mismo utiliza los promedios de las correlaciones entre los ítems que son parte de un instrumento, por medio de análisis del perfil de las respuestas. Autores señalan que, para aplicaciones clínicas, los valores más altos son los útiles, siendo 0.90 como mínimo y 0.95 como valor deseable, coincidiendo nuestra investigación con estos valores propuestos.⁽¹³⁾

Sin embargo, a pesar del extendido uso de este coeficiente y su utilidad, autores no prefieren su uso.⁽¹⁴⁾ Se considera en la presente investigación que el coeficiente alfa de Cronbach, es útil y demuestra la fuerte correlación entre las variables.

Para la selección de las variables los autores tienen en cuenta investigaciones previas en la población de Mayabeque, así como el análisis multivariado de componentes principales categóricos que permite la asignación de un valor numérico a las variables categóricas, por tanto, se eliminan las variables con menor valor o impacto, así también se excluyen aquellas que tienen un sustento teórico no bien documentado.

Otro elemento que permite eliminar variables fue el dendograma que a partir de la formación de los grupos de riesgo conforman la escala las variables que mejor definen los grupos.

Las diferencias de resultados, tanto internacionales, como cubanos hacen que no exista uniformidad en cuanto a la selección de las variables. Un estudio en la India⁽¹⁴⁾ en pacientes con infarto cerebral en fase aguda, identifica que la presentación tardía en un centro hospitalario, la presencia de fiebre, la presión diastólica baja, la presencia de hipoxia, puntuación en la escala NIHSS mayor de 15 puntos, tener más de tres puntos en la escala mortality-related predictive factors in hospitalized patients with ischemic stroke (MRS) y la presencia de hiperglucemia, fueron las principales variables que definieron el riesgo de muerte. Existen grandes diferencias y similitudes con la investigación actual en cuanto a metodología y variables a utilizar.

Con respecto a la hiperglucemia, coincide con los autores de este trabajo, que la identifica, como de valor en la predicción de la muerte, en cuanto a la evaluación de la esfera neurológica, en el estudio foráneo, se utiliza la escala NIHSS y usan otras escalas,⁽¹⁵⁾ que en esta investigación no se emplean. Además, también se concuerda, que variables como el antecedente de un infarto cerebral previo o ataque transitorio de isquemia, así como el

antecedente de diabetes mellitus e hipertensión arterial, tiene alto poder de predicción de la muerte, pues en la investigación, el estudio multivariado le asigna valores de impacto altos.

La presente investigación coincide con autores brasileños⁽¹⁶⁾ que evalúan el valor predictor de la neumonía, en pacientes con enfermedad cerebrovascular y muestra ser una variable independiente para el riesgo de muerte. A su vez, otra investigación⁽¹⁷⁾ señala que la neumonía se asocia a la alta mortalidad en estos pacientes, resaltando el valor predictor, concordando con este estudio.

Otra complicación que alcanza valor predictor es el desequilibrio hidroelectrolítico. El más frecuente de ellos es la hiponatremia que tiene valor independiente como variable para la predicción, las complicaciones tanto neurológicas como hipertensión intracraneal, así como las no neurológicas como la neumonía marcan el pronóstico,⁽¹⁸⁾ lo que coincide con esta investigación. Hay que señalar que la presencia de cefalea, que es frecuente en la serie de ese estudio, aunque no se registra como factor de mal pronóstico, la hipertensión intracraneal puede ser la causa de este fenómeno, así como la extensión o repetición del infarto cerebral, por lo que el predominio de pacientes con hipertensión intracraneal en esa investigación en Polonia, puede tener relación con el estudio que se presenta.

La escala propuesta por Gattringer⁽¹⁹⁾ señala la edad, la severidad del infarto cerebral que se estima por la escala NIHSS que evalúa la esfera neurológica y describe alteraciones de pares craneales, sensibilidad, estado de conciencia y alteraciones motoras, teniendo en cuenta, además, la existencia de alteraciones cardiovasculares, diabetes mellitus previa, ataque transitorio de isquemia previo. Todas estas variables marcan en este estudio, el riesgo de muerte e identifican la hipertensión arterial, cefalea, la presencia de hemiplejía o hemiparesia y la presencia de coma, como variables de mal pronóstico, coincidiendo estos resultados con los de esta investigación.

Por tanto, se considera que, en la metodología para la selección de las variables, en los diferentes estudios, los autores emplean elementos de descripción, estudios multivariados y utilizan escalas que llevan implícito numerosos ítems. Los ítems que se seleccionan tienen similitud con lo que se describe en la literatura, por tanto, tienen un sustento teórico adecuado.

Por último, queda conformada la propuesta de la Escala de Riesgo de Mortalidad de Mayabeque para el Infarto Cerebral Agudo (ERMMICA), para pacientes que sufren un infarto cerebral agudo después de las 48 horas de ingreso hospitalario y para pacientes de 60 años y más. Es una escala integral, diferente a las existentes en la literatura, que tiene ítems que son prevenibles y modificables, por lo que genera un pronóstico dinámico capaz de cambiar la situación inicial, al actuar sobre las variables.

Por otra parte, el paciente grave se asocia a complicaciones, cambios de la química sanguínea, el impacto de los antecedentes personales, que pueden ensombrecer el pronóstico. La visión integral del paciente facilita estimar el riesgo con mejor exactitud, no

recomienda el análisis del papel de las variables de forma aislada, independiente, sino que la interacción entre los diferentes factores es lo que aporta el verdadero valor en la predicción.

A criterio de los autores la edad mayor de 60 años, los pacientes en estupor, coma, cefalea, sufrir una insuficiencia cardiaca descompensada, neumonía, desequilibrio hidroelectrolítico, tromboembolismo pulmonar, tener antecedente patológico de diabetes mellitus, un ataque transitorio de isquemia, hipertensión arterial, infarto cerebral previo, déficit neurológico focales, hipertensión maligna y la glicemia elevada son predictores de mortalidad en el infarto cerebral agudo.

Se concluye que la ERMmica propuesta permite estimar el riesgo de mortalidad con exactitud en los pacientes con infarto cerebral isquémico agudo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. SIDCA [Internet]. Panamá: Universidad de Panamá; 2017 [citado 27 Ene 2020]. Disponible en: <http://up-rid.up.ac.pa/1571/1/eyda%20escudero.pdf>
2. Francia Santamaría E. Predicción de la mortalidad intrahospitalaria en Medicina Interna [Internet]. Barcelona: Universidad Autónoma de Barcelona, Departamento de Medicina; 2012 [citado 28 Ene 2020]. Disponible en: https://ddd.uab.cat/pub/tesis/2011/hdl_10803_108094/efs1de1.pdf
3. Piloto González R, Herrera Miranda GL, Ramos Aguila YC, Mujica González DB, Gutiérrez Pérez M. Caracterización clínica-epidemiológica de la enfermedad cerebrovascular en el adulto mayor. Rev Ciencias Médicas Pinar del Río [Internet]. 2015 [citado 28 Ene 2020];19(6). Disponible en: http://www.revcompinar.sld.cu/index.php/publicaciones/article/view/2316/html_146
4. Ministerio de Salud Pública. Anuario estadístico de salud 2017 [Internet]. La Habana: MINSAP; 2018 [citado 7 Dic 2018]. Disponible en: <files.sld.cu/dne/files/2018/04/Anuario-Electronico-Español-2017-ed-2018.pdf>
5. Centro Nacional de Información de Ciencias Médicas, Biblioteca Médica Nacional. Accidente cerebrovascular: estadísticas mundiales. Factográfico de Salud [Internet]. 2017 Oct [citado 28 Ene 2020];3(12). Disponible en: <http://files.sld.cu/bmn/files/2017/12/factografico-de-salud-diciembre-2017.pdf>
6. Linting M. Nonparametric inference in nonlinear principal components analysis: exploration and beyond [Tesis]. Leiden: Leiden University; 2007 [citado 28 Ene 2020]. Disponible en: <https://openaccess.leidenuniv.nl/handle/1887/12386>
7. Young FW. Análisis cuantitativo de datos cualitativos. CEO [Internet]. 2005 [citado 28 Ene 2020];12. Disponible en: <https://revistas.udea.edu.co/index.php/ceo/article/view/7489/6895>
8. Portillo F, Mar C, Martínez T. Métodos no lineales de escalado óptimo: una aplicación al análisis del empleo en la compañía ferroviaria MZA. Doc de Trabajo del Departamento de Economía y Empresa [Internet]. 2007 [citado 28 Ene 2020];2. Disponible en: <https://publicaciones.unirioja.es/ojs/index.php/dtdee/article/view/669/632>
9. Torres V, Ramos N, Lizazo D, Monteagudo F, Noda A. Modelo estadístico para la medición del impacto de la innovación o transferencia tecnológica en la rama agropecuaria. Revista Cubana de Ciencia Agrícola [Internet]. 2008 [citado 27 Ene 2020];42(2):133-9. Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=193015494003>

10. Steel RG, Torrie IH. Bioestadística principios y procedimientos. México: McGraw-Hill Interamericana; 1998. p.740.
11. Guerra W, Herrera M, Fernández L, Rodríguez Álvarez N. Modelo de regresión categórica para el análisis e interpretación de la potencia estadística. Cuban J Agric Sci [Internet]. 2019 [citado 27 Ene 2020];53(1):13-20. Disponible en: http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2079-34802019000100013&lng=es&nrm=iso&tlng=es
12. López González E, Hidalgo Sánchez R. Escalamiento Multidimensional No Métrico. Un ejemplo con R reemplazando el algoritmo SMACOF. Estudios sobre Educación [Internet]. 2010 [citado 16 Ene 2020];18:9-35. Disponible en: <https://revistas.unav.edu/index.php/estudios-sobre-educacion/article/view/4650>
13. Cascaes da Silva F, Gonçalves E, Valdivia Arancibia BA, Bento Gisele G, Silva Castro TL da, Soleman Hernandez SS, et al. Estimadores de consistencia interna en las investigaciones en salud: el uso del coeficiente alfa. Rev Perú Med Exp Salud Pública [Internet]. 2015 [citado 16 Ene 2020];32(1):129-38. Disponible en: http://www.scielo.org.pe/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1726-46342015000100019
14. Contreras Espinoza S, Novoa-Muñoz F. Ventajas del alfa ordinal respecto al alfa de Cronbach ilustradas con la encuesta AUDIT-OMS. Rev Panam Salud Pública [Internet]. 2018 [citado 16 Ene 2020];42:e65. Disponible en: <https://www.scielosp.org/article/rpsp/2018.v42/e65#>
15. Mittal S, Govil T. Identification of mortality-related predictive factors in hospitalized patients with ischemic stroke. N Downloaded [Internet]. 2015 [citado 15 Ene 2020];1(4). Disponible en: http://www.astrocyte.in/temp/Astrocyte14272-5209521_142815.pdf
16. Almeida Sara RM, Bahia Mariana M, Lima Fabrício O, Paschoal Ilma ., Cardoso Tânia AM , Min Li . Predictors of pneumonia in acute stroke in patients in an emergency unit. Arq. Neuro-Psiquiatr [Internet]. 2015 May [citado 11 Ago 2020];73(5):415-419. Disponible en: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0004-282X2015000500008&lng=en
17. Şimşek BK, Özer G. Evaluation of stroke mortality and related risk factors: A single-center cohort study from Gaziantep, Turkey. J Surg Med [Internet]. 2019 [citado 15 Ene 2020];3(3):231-34. Disponible en: <http://jsurgmed.com/en/download/article-file/665137>
18. Gala Błodzińska A, Czarnot J, Kaczorowski R, Braun M, Gargas K, Bartosik-Psujek H. Mild hyponatremia discovered within the first 24 hours of ischemic stroke is a risk factor for early post stroke mortality. Adv Clin Exp Med [Internet]. 2019 [citado 8 Ene 2020];28(10). Disponible en: <http://www.advances.umed.wroc.pl/pdf/2019/28/10/1321.pdf>
19. Fekadu G, Chelkeba L, Kebede A. Risk factors, clinical presentations and predictors of stroke among adult patients admitted to stroke unit of Jimma university medical center, south west Ethiopia: prospective observational study. BMC Neurology [Internet]. 2019 [citado 15 Ene 2020];19(1):187. Disponible en: https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC6685251/pdf/12883_2019_Article_1409.pdf

Conflicto de intereses.

Los autores declaran que no existen conflictos de intereses para la publicación del artículo.

Citar como: Mendieta Pedroso MD, Bender del Busto JE, Torres Cárdenas V, González López I. Propuesta de escala predictora de muerte de Mayabeque para infarto cerebral agudo en pacientes hospitalizados. Medimay [Internet]. 2020 [citado: fecha de citado];27(3):312-25. Disponible en: <http://www.medimay.sld.cu/index.php/rcmh/article/view/1731>

Contribución de autoría

Todos los autores participaron en la elaboración del artículo y aprobaron el texto final.

Este artículo se encuentra protegido con [una licencia de Creative Commons Reconocimiento- No comercial 4.0 Internacional](#), los lectores pueden realizar copias y distribución de los contenidos, siempre que mantengan el reconocimiento de sus autores.

