ALGUNAS CONSIDERACIONES PARA EL CÁLCULO DE NORMATIVAS DE MATERIALES NO GASTABLES DE USO MÉDICO.

Lic. Ramberto Rogelio Torres Correa

País: Cuba

RESUMEN

El presente trabajo muestra un punto de vista para el cálculo de normativas de materiales no gastables de uso médico. El objetivo fue calcular índices de consumo a partir de las distribuciones teóricas de probabilidades de variable discreta binomial y de Poisson, demostrándose su validez para este propósito y como prueba de indicio.

PALABRAS CLAVE: INFORMACIÓN ESTADÍSTICA; NORMATIVAS DE MATERIALES DE USO MÉDICO; ÍNDICE DE CONSUMO; DISTRIBUCIÓN DE POISSON.

INTRODUCCION

Las bases fundamentales para la elaboración de un presupuesto de gastos son los índices de consumo y los niveles de actividad.

En salud los índices actúan como regulador del consumo de materiales de uso médico para cada servicio con una función normativa y los niveles de actividad se forman a partir del análisis de la información estadística, los estudios de morbilidad,[1] y en dependencia de los recursos humanos, materiales y tecnológicos disponibles.[2]

Pero en salud concurren dos factores que inciden sobre la precisión del presupuesto de gastos materiales: la demanda del servicio es derivada y se

[1] Glosario de términos demográficos, p. 50.
[2] Cuba. Ministerio de Salud Pública, p. 15.

manifiesta la incertidumbre y la ignorancia del consumidor (paciente);[3] además los gastos materiales pueden estar bajo la influencia de perturbaciones estocásticas.[4] Por lo tanto el cálculo de las normativas por lo general es un proceso cuasi determinístico, sin embargo el comportamiento real de estas puede regirse, algunas veces, por el teorema del límite central.[5] El teorema establece que una distribución muestral de estadígrafos[6] tiende a seguir una distribución normal. Pero el modelo probabilístico en cuestión obedece a una variable discreta porque se refiere al gasto en unidades físicas de materiales de uso médico tales como jeringuillas, agujas hipodérmicas y otro instrumental médico que pueden utilizarse más de una vez mientras no se rompan o no se deterioren y al carecer de estas normativas, no se reflejan siempre en estos índices de consumo[7], entonces el problema consiste en cómo calcular normativas para materiales no gastables de uso médico a partir del material empírico y de las distribuciones teóricas de probabilidades de variable discreta binomial y de Poisson, analizando, además, su validez como prueba de indicio.

MATERIALES Y MÉTODOS

El método parte de que el problema es de variable discreta y se adecua a dos comportamientos teóricos de probabilidades: una distribución binomial o una distribución de Poisson.

La distribución binomial [8] parte del binomio p + q, donde **p** es la probabilidad de que un suceso ocurra en un único ensayo y **q** de que no ocurra por lo que **p + q = 1**, entonces la probabilidad de que el suceso ocurra X veces en N ensayos está dada por:

$$p(X) = N! \,/\, X!(N - X)! \, (p^X q^{N-X})$$

Las características fundamentales se muestran en la Tabla 1.

[3] Economía de la salud, p. 53.
[4] Econometría, pp. 35-37.
[5] Kazmier, Leonard J. Análisis estadístico para las empresas y la economía, pp. 242-243.
[6] Informática médica, p. 346.
[7] Cuba. Ministerio de Salud Pública, p. 17.
[8] Spiegel, Murray R. Teoría y problemas de estadística, p. 122

Tabla 1. Algunas propiedades de la distribución binomial.

Media	$\mu = Np$
Varianza	$\sigma^2 = Npq$
Desviación estándar	$\sigma = \sqrt{(Npq)}$
Coeficiente momento de asimetría	$a_3 = q - p/\sqrt{(Npq)}$
Coeficiente momento de curtosis	$a_4 = 3 + [1 - 6qp/\sqrt{(Npq)}]$

Se puede aproximar a la normal si: $Np > 5$ cuando $p \leq ½$ o $Nq > 5$ cuando $p > ½$ y la variable estandarizada está dada por

$$Z = (X - Np) / \sqrt{Npq}$$

La distribución de Poisson[9] parte igualmente del binomio **p + q**, pero se ajusta a la binomial cuando la probabilidad **p** de ocurrencia de un suceso está próximo a cero ($p \approx 0$) y $N \geq 50$, denominado ¨ un suceso raro ¨

La probabilidad de que el suceso ocurra X veces en N ensayos está dada por:

$$p(X) = (\lambda^X e^{-\lambda}) / X!$$

Las características fundamentales se muestran en la Tabla 2.

Tabla 2. Algunas propiedades de la distribución de Poisson.

Lambda	$\lambda = Np$
Media	$\mu = \lambda$
Varianza	$\sigma^2 = \lambda$
Desviación estándar	$\sigma = \sqrt{\lambda}$
Coeficiente momento de asimetría	$\alpha_3 = 1/\sqrt{\lambda}$
Coeficiente momento de curtosis	$\alpha_4 = 3 + 1/\sqrt{\lambda}$

La variable estandarizada como aproximación a la normal está dada por:

$$Z = (X - \lambda) / \sqrt{\lambda}$$

Para el cálculo de $p(X) = N(X)/N(S)$ se toma el material empírico (probabilidad empírica) de un año de las roturas de las jeringuillas de cristal por calibres en una entidad de prestación de servicios de salud y luego se calculan, con el Microsoft Office Excel, los intervalos de probabilidades ($\mu \pm Z\sigma$) para un 95 % de confiabilidad ($Z = 1,96$) con variable normal estandarizada según el tipo de distribución teórica de cada suceso. Finalmente se realiza una prueba de hipótesis bilateral para una proporción como prueba de indicio.

RESULTADOS DEL TRABAJO

[9] Ibídem, p. 124

Tabla 3. Índice de roturas de jeringuillas de cristal
Unidad de medida de p(X): coeficiente

Calibre	N(X)	N(S)	p(X)
1ml	8	48	0,1667
2ml	46	246	0,1870
5 ml	104	344	0,3023
10 ml	16	106	0,1509
20 ml	2	92	0,0217

Fuente: Estadísticas Policlínico Mario Gutiérrez Ardalla

En la Tabla 3 se muestra la probabilidad relativa de las roturas, p(X); la cantidad, N(X), y el total de unidades en servicio, N(S), durante el período, que es la suma del stock en uso y las rotas que fueron reemplazadas. Se interpreta a p(X) como la probabilidad de rotura de una unidad en un año.

Tabla 4. Sucesos con distribución binomial aproximados a la normal

Jeringuillas		□□	□	a_3	a_4	$\mu - Z\sigma$	$\mu + Z\sigma$
1 ml	8,00	6,67	2,58	0,26	3,02	2,94	13,06
2 ml	46,00	37,40	6,12	0,10	3,00	34,02	57,99
5 ml	103,99	72,55	8,52	0,05	3,00	87,30	120,69
10 ml	16,00	13,58	3,69	0,19	3,02	8,77	23,22

Fuente: Tabla 3.

En la Tabla 4 se interpreta a μ como el índice de consumo y a $\mu \pm Z\sigma$ como el índice mínimo y máximo para un 95 % de probabilidades. En la Figura 1 se observa la gráfica del suceso en cuestión relacionado con la jeringuilla de 1 ml.

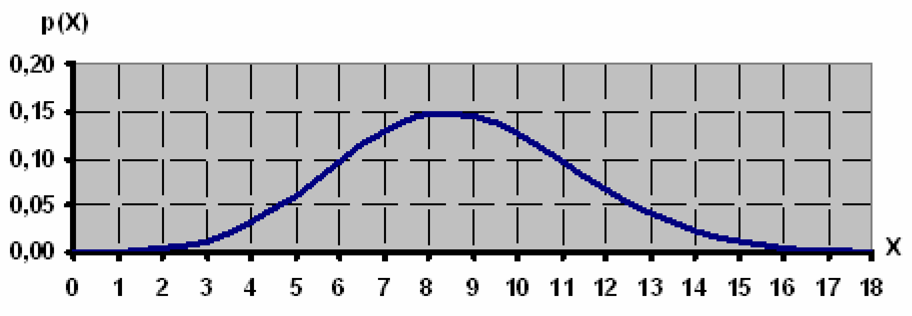

Figura 1

La Tabla 5 muestra un fragmento de la versión de la hoja de cálculo que puede ser utilizada para estos fines con la que se obtienen los datos para la Tabla 4 y la Figura 1.

Tabla 5. Fragmento hoja de cálculo para la distribución binomial.

N =	48	p =	0,1667		
P	Q	X	ÑX	Ṇ /X̣(ÑX̣)	p(X)
0,1667	0,8333	4	44	194580	0,0492
0,1667	0,8333	5	43	1712304	0,0866
0,1667	0,8333	6	42	12271512	0,1242

0,1667	0,8333	7	41	73629072	0,1491
0,1667	0,8333	8	40	377348994	0,1529
0,1667	0,8333	9	39	1677106640	0,1359
0,1667	0,8333	10	38	6540715896	0,1060
0,1667	0,8333	11	37	22595200368	0,0733
0,1667	0,8333	12	36	69668534468	0,0452
0,1667	0,8333	13	35	192928249296	0,0250
0,1667	0,8333	14	34	482320623240	0,0125
0,1667	0,8333	15	33	1093260079344	0,0057

□□□p	8,0016
□□□□pq	6,6677
□□□□□pq	2,5822
a_3=q-p/□Npq	0,2582
a_4=3+(1-6qp/□Npq)	3,0250
$\mu - Z\sigma$	2,9405
$\mu + Z\sigma$	13,0627

Fuente: Tabla 3.

En la siguiente Tabla 6 se muestran los parámetros asociados el evento de la jeringuilla de 20 ml identificado, según la teoría, como ¨ un suceso raro ¨ porque p(X) ≈ 0

Tabla 6. Sucesos con distribución de Poisson aproximados a la normal.

Jeringuillas	□	□□	□	A_3	a_4	$\mu - Z\sigma$	$\mu + Z\sigma$
20 ml	2,00	2,00	1,41	0,71	3,71	- 0,77	4,77

Fuente: Tabla 3.

Note que el mínimo (- 0,77) es negativo, porque el modelo es asimétrico (a_3 = 0,71) y leptocúrtico (a_4 = 3,71) por tanto carece de normalidad, como se observa en la Figura 2, debiendo considerarse la norma desde 0 y hasta 4, donde se encuentra el 0,9477 o 94,77 % de probabilidades de ocurrencia del este evento.

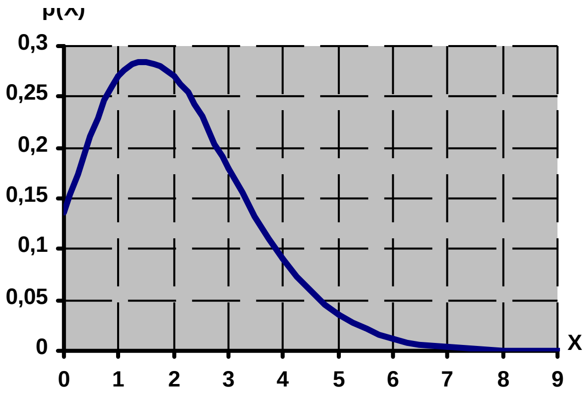

Figura 2

El 94,77 % es la suma de las probabilidades de la Tabla 7 desde 0 y hasta 4 con la que, además, se obtienen los datos para la Tabla 6 y la Figura 2.

Tabla 7. Fragmento hoja de cálculo para la distribución de Poisson.

N =	92	p =	0,0217				
X	P	Np	□□□p	□^{x}	E $^{-□}$	x	p(X)
0	0,0217	1,9964	1,9964	1,00	0,1358	1	0,1358
1	0,0217	1,9964	1,9964	2,00	0,1358	1	0,2712
2	0,0217	1,9964	1,9964	3,99	0,1358	2	0,2707
3	0,0217	1,9964	1,9964	7,96	0,1358	6	0,1801
4	0,0217	1,9964	1,9964	15,89	0,1358	24	0,0899
5	0,0217	1,9964	1,9964	31,71	0,1358	120	0,0359
6	0,0217	1,9964	1,9964	63,31	0,1358	720	0,0119
7	0,0217	1,9964	1,9964	126,40	0,1358	5040	0,0034

□□□	1,9964
□□□□	1,9964
□□□□	1,4129
□□□□□□	0,7077
□□□□□□□	3,7077
$\mu - Z\sigma$	-0,7730
$\mu + Z\sigma$	4,7658

Fuente: Tabla 3.

¿Cómo realizar una prueba de indicio o prueba de hipótesis? Si en un momento en 240 jeringuillas en uso de 5 ml se han roto 80.

Respuesta

p = 80/320 = 0,25

π = 0,3023

n = 320

$$\sigma_p = \sqrt{\pi\,(\pi - 1)\,/\,n} \;\Rightarrow\; \sigma_p = \sqrt{0{,}3023\,(0{,}6977)\,/\,320} \;=\; 0{,}0256$$

Hipótesis

H_o: π = 0,3023

H_1: $\pi \neq$ 0,3023

Regla de decisión

Rechazar H_o si $|Zc| > Z_{1-\alpha/2}$

No rechazar H_o si $|Zc| \leq Z_{1-\alpha/2}$

$Zc = (p - \pi)/\ \sigma_p$

Zc = (0,25 - 0,3023)/ 0,0256 = - 2,043

$|Zc|$? $Z_{1-\alpha/2}$

2,043 > 1,96

La prueba es estadísticamente significativa, por lo que se rechaza H_o para un nivel de significación α = 0,05, lo que quiere decir que hay indicios para pensar que la proporción de jeringuillas que se rompen no se corresponde con el parámetro proporcional y en este caso se rompen menos.

Ahora cabe otra pregunta, ¿cuántas jeringuillas de 5 ml es admisible que se rompan como mínimo, según el parámetro poblacional π = 0,3023 para el 95 % de confiabilidad en este ejemplo?

Respuesta:

$(p - \pi)/ \sigma_p = Zc$

Sustituyendo

$(p - 0{,}3023)/ 0{,}0256 = - 1{,}96$

Despejando p

$p = (- 1{,}96) (0{,}0256) + 0{,}3023 = 0{,}252124$

Después se multiplica el resultado p = 0,252124 por N(S) = 320

$(p)N(S) = (0{,}252124)(320) = 80{,}7 \approx 81$ jeringuillas, por lo tanto el comportamiento del evento es favorable: se rompe una jeringuilla de menos.

CONCLUSIONES

Se propone esta metodología la que proporciona las bases para el cálculo de las normativas de los índices de consumo para materiales no gastables de uso médico en entidades de prestación de servicios de salud, la que establece los parámetros iniciales para llegar luego mediante aproximaciones sucesivas a saber cuáles eventos son normales y cuáles se desvían de sus parámetros. También da un punto de partida para el cálculo y análisis de las normas de inventario de estos materiales que aunque no es objetivo de este estudio sí se relaciona con el tema en cuestión.

BIBLIOGRAFIA

1. Cuba. Ministerio de Salud Pública, Área de Economía. Compendio para la educación económica de los cuadros y trabajadores del sector de la salud. La Habana: Ministerio de Salud Pública, 2008. 89 p.
2. Econometría. La Habana: Editorial Félix Varela; 2005. 527 p.
3. Economía de la salud/ Jorge Cosme Casulo… [et al.]. Santiago de Cuba: Editorial Oriente; 2007. 192 p.
4. Glosario de términos demográficos. La Habana: Editorial de Ciencias Sociales; 1977. 118 p.
5. Informática médica/ José Torres Delgado… [et al.]. La Habana: Editorial Ciencias Médicas, 2004. 632 p.
6. Kazmier, Leonard J. Análisis estadístico para las empresas y la economía. La Habana: Editorial Pueblo y Educación; 1983. 610 p.
7. Spiegel, Murray R. Teoría y problemas de estadística. La Habana: Pueblo y Educación, 1977. 358 p.

Recibido: 140402010

Arbitrado: 02072010

Aprobado: 200802010

Datos del autor

Lic. Ramberto Rogelio Torres Correa

E-mail: rogelio@fts.hlg.sld.cu

Institución: Facultad de Tecnología de la Salud César Fornet Fruto, Holguín.