

Cálculo de normativas de materiales no gastables de uso médico: la jeringuilla hipodérmica de cristal / Calculation of medical-use un-expendable materials' regulations: glass hypodermic syringe

Lic. Ramberto Rogelio Torres-Correa. rogelio@fts.hlg.sld.cu *

Lic. Jorge Luis Rodríguez-García **

Institución del autores

* Departamento de Administración y Economía de la Salud. Facultad de Tecnología de la Salud "César Fornet Fruto". Universidad de Ciencias Médicas "Mariana Grajales Coello". Holguín. Cuba.

** Dirección Municipal de Salud, Holguín.

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 parámetros de roturas 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 CLAVES: PARÁMETRO DE ROTURA; DISTRIBUCIÓN DE POISSON; DISTRIBUCIÓN BINOMIAL; PRUEBA DE INDICIO.

ABSTRACT

A perspective for calculating regulations of un-expendable materials for medical use was presented. The aim was to calculate breakage parameters from theoretical probability distributions of discrete binomial and Poisson variables, demonstrating its validity for this purpose and as proof of evidence.

KEY WORDS: BREAKAGE PARAMETER; POISSON DISTRIBUTION; BINOMIAL DISTRIBUTION; HINT TEST.

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 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

¹ Glosario de términos demográficos, p. 50.

² Cuba. Ministerio de Salud Pública, p. 15.

³ Economía de la salud, p. 53.

⁴ Econometría, pp. 35-37.

puede regirse, algunas veces, por el teorema del límite central.⁵ El teorema establece que una distribución muestral de estadígrafos⁶ tiende a seguir una distribución normal. Pero el modelo probabilístico en cuestión obedece a una variable discreta porque se refiere a las roturas en unidades físicas de materiales de uso médico tales como jeringuillas de cristal, agujas hipodérmicas, cristalería de laboratorio 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 consumo⁷, 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 binomial⁸ 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:

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

Las características fundamentales se muestran en la Tabla 1.

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 $p \leq \frac{1}{2}$ o $Nq > 5$ cuando $p > \frac{1}{2}$ y la variable estandarizada está dada por

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

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

La distribución de Poisson⁹ 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:

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

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	$\sigma = \sqrt{\lambda}$
Coefficiente momento de asimetría	$\alpha_3 = 1/\sqrt{\lambda}$
Coefficiente momento de curtosis	$\alpha_4 = 3 + 1/\lambda$

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

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

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.

⁹ Ibídem, p. 124

RESULTADOS DEL TRABAJO

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 en un año.

Tabla 4. Sucesos con distribución binomial aproximados a la normal

Jeringuillas	μ	σ^2	σ	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 medio de rotura 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.

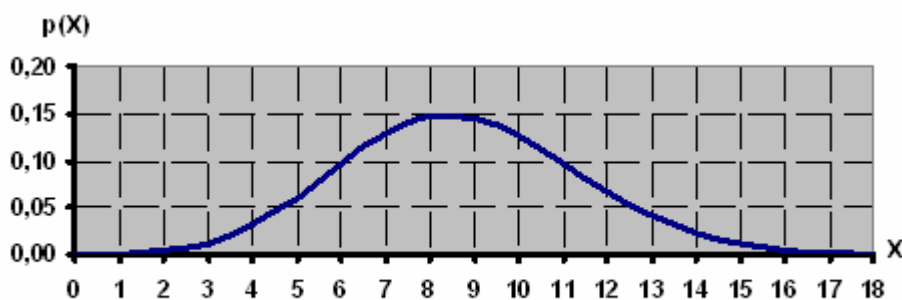


Figura 1

La Tabla 5 muestra una 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 de hoja de cálculo para la distribución binomial.

	A	B	C	D	E	F	G	H
1	DISTRIBUCION BINOMIAL							
2	N	48			p	0,1667		p^x
3	p	q	X	N-X	Proporción	N! / X!(N-X)!		N! / X!(N-X)!(p^xq^{N-x})
4	0,1667	0,8333	0	48	0,000000	1	0	0,0002
5	0,1667	0,8333	1	47	0,020833	48	1	0,0015
6	0,1667	0,8333	2	46	0,041667	1128	2	0,0071
7	0,1667	0,8333	3	45	0,062500	17296	3	0,0219
8	0,1667	0,8333	4	44	0,083333	194580	4	0,0492
9	0,1667	0,8333	5	43	0,104167	1712304	5	0,0866
10	0,1667	0,8333	6	42	0,125000	12271512	6	0,1242
11	0,1667	0,8333	7	41	0,145833	73629072	7	0,1491
12	0,1667	0,8333	8	40	0,166667	377348994	8	0,1529
30	0,1667	0,8333	26	22	0,541667	27385657281648	26	0,0000
31	Total							1,0000

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 $p(X) \approx 0$

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

Jeringuillas	μ	σ^2	σ	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.

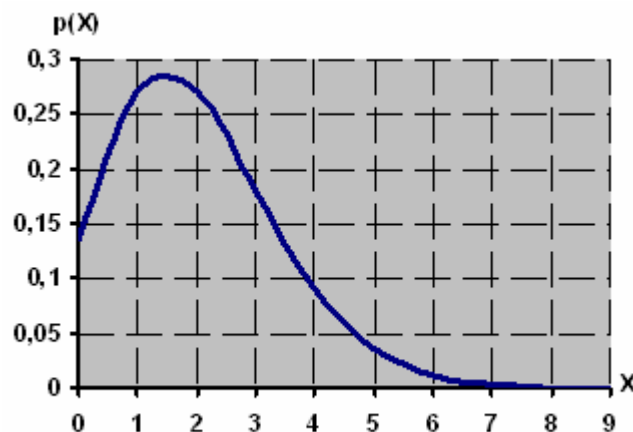


Figura 2

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. Hoja de cálculo para la distribución de Poisson.

	A	B	C	D	E	F	G	H
1	DISTRIBUCION DE POISSON							
2	N	92	p	0,0217				
3	X	p	Np	$\lambda = Np$	λ^x	$e^{-\lambda}$	x!	p(X)
4	0	0,0217	1,9964	1,9964	1,00	0,1358	1	0,1358
5	1	0,0217	1,9964	1,9964	2,00	0,1358	1	0,2712
6	2	0,0217	1,9964	1,9964	3,99	0,1358	2	0,2707
7	3	0,0217	1,9964	1,9964	7,96	0,1358	6	0,1801
8	4	0,0217	1,9964	1,9964	15,89	0,1358	24	0,0899
9	5	0,0217	1,9964	1,9964	31,71	0,1358	120	0,0359
10	6	0,0217	1,9964	1,9964	63,31	0,1358	720	0,0119
11	7	0,0217	1,9964	1,9964	126,40	0,1358	5040	0,0034
12	8	0,0217	1,9964	1,9964	252,34	0,1358	40320	0,0009
13	9	0,0217	1,9964	1,9964	503,77	0,1358	362880	0,0002
14	10	0,0217	1,9964	1,9964	1005,72	0,1358	3628800	0,0000
15	11	0,0217	1,9964	1,9964	2007,81	0,1358	39916800	0,0000
16	12	0,0217	1,9964	1,9964	4008,40	0,1358	479001600	0,0000
17	Total							1,0000

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

$$p = 80/320 = 0,25$$

$$\pi = 0,3023$$

$$n = 320$$

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

Hipótesis

$$H_0: \pi = 0,3023$$

$$H_1: \pi \neq 0,3023$$

Regla de decisión

$$\text{Rechazar } H_0 \text{ si } |Z_c| > Z_{1-\alpha/2}$$

$$\text{No rechazar } H_0 \text{ si } |Z_c| \leq Z_{1-\alpha/2}$$

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

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

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

$$2,043 > 1,96$$

La prueba es estadísticamente significativa, por lo que se rechaza H_0 para un nivel de significación $\alpha = 0,05$, 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 $\pi = 0,3023$ 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 este enfoque como parte de una metodología que proporcionaría las bases para el cálculo de las normativas de los índices de roturas para materiales no gastables de uso médico en entidades de prestación de servicios de salud, la que establece los parámetros iniciales para llegar a saber cuáles eventos son normales y cuáles se desvían de sus parámetros mediante aproximaciones sucesivas. 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.

Síntesis curricular de los Autores

* **Lic. Ramberto Rogelio Torres-Correa.** Profesor Asistente. Economista. Profesor de Matemática Superior, matemáticas aplicadas, Economía de la Salud y Farmacoeconomía. Diplomado en Econometría y Matemática Aplicada e Informática. Profesor Principal de Economía. Email: rogelio@fts.hlg.sld.cu

** **Lic. Jorge Luís Rodríguez-García:** Vicedirector económico, Dirección Municipal de Salud, Holguín.

Institución de los autores

* Departamento de Administración y Economía de la Salud. Facultad de Tecnología de la Salud "César Fonet Fruto". Arias no. 230, entre Mártires y Máximo Gómez, Holguín, CP: 80100, Teléfono: 425789. Universidad de Ciencias Médicas "Mariana Grajales Coello". Holguín. Cuba.

** Dirección Municipal de Salud, Holguín. Cuba.

Fecha de Recepción: 1/06/2011

Fecha de Aprobación: 19/07/2012

Fecha de Publicación: 15/04/2013