50 2ej

UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA DE MEXICO

FACULTAD DE QUIMICA

APLICACIONES ESTADISTICAS EN LA MEDICION DE LA RADIACTIVIDAD

TRABAJO ESCRITO

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE

INGENIERO QUIMICO

P R E S E N T A

FRANCISCO JAVIER HERRERA BLANCAS

1990

C O N T E N I D O

APLICACIONES ESTADISTICAS EN LA MEDICION DE LA RADIACTIVIDAD

I N T R O D U C C I O N

Los métodos estadísticos constituyen uno de los medios por los que el hombre trata de comprender la generalidad de la vida. Fuera del tumulto de eventos individuales, la existencia humana busca indefinidamente las tendencias generales. Los métodos objetivos y controlados que permiten abstraer grupos de tendencias de muchos individuos aislados, son llamados métodos estadísticos. Estos métodos están especialmente adaptados para la dilucidación de datos cuantitativos que han sido afectados por muchos factores. Los métodos estadísticos son fundamentalmente los mismos, independientemente de que se apliquen en el análisis de fenómenos físicos, en el estudio de mediciones educacionales, en el estudio de datos provenientes de experimentos biológicos, o del análisis cuantitativo del material en Economía. El agrónomo, el biólogo, el químico, el físico y otros investigadores, todos ellos tratan de eliminar las diversas fuentes de los factores que afectan el fenómeno que estudian. Con todo, muchas perturbaciones están siempre presentes y entonces, los métodos estadísticos de análisis son vitalmente necesarios. Siempre que haya una gran masa de datos numéricos que requieran explicación, el estadístico deberá considerar a su análisis como campo de sus actividades.

La Estadística, entonces, se reduce a resultados numéricos, los métodos y procesos usados en obtenerlos, los métodos y medios para estimar su confiabilidad, y la extracción de inferencias de esos resultados.

El avance del análisis estadístico en los últimos años, ha sido rápido. Actualmente se encuentran disponibles muchos métodos útiles en el análisis de datos que provienen de diferentes fuentes. Un manejo de procedimientos estadísticos simples y normalizados, permite avanzar rápidamente en la dilucidación de los principios de la experimentación. Sin embargo, debe recordarse que esos procedimientos son, en éllos, únicamente un medio para un fin más importante. El razonamiento estadístico es tan fundamental como penetrante en el mundo moderno, pero no deberá considerarse como un fin en sí. El método estadístico es un instrumento para la organización de hechos, de manera que éstos sean más adecuados para su estudio. Un estudio estadístico únicamente puede describir qué es; no puede determinar qué debería ser, excepto en cuanto se haga consideración de concomitancias probables y consecuencias de ciertas situaciones.

La mayor parte de los estudios estadísticos no contestan todas las preguntas que quisiéramos respecto a un problema dado. Por la propia naturaleza del trabajo estadístico, los resultados son parciales y fragmentarios, más que completos y definitivos. Por consiguiente, el investigador debe tener en mente que, a veces, muchas preguntas quedarán sin contestar. También, debe admitir con sinceridad que sus estudios tienen limitaciones.

Asimismo, es imperioso que las conclusiones obtenidas de resultados observados estén basadas en el conocimiento detallado del procedimiento empleado en la investigación. La función interpretativa en el análisis estadístico es una de las contribuciones más importantes de la Estadística.

El papel de la Estadística en la investigación es, entonces, funcionar como una herramienta en el diseño de investigaciones, en el análisis de datos, y en la extracción de conclusiones a partir de ellos. Escasamente podrá preverse un papel mayor y más importante. En utilidad en la investigación, la Estadística únicamente va precedida por las Matemáticas y el sentido común, de los cuales se deriva.

1. RADIACTIVIDAD Y DECAIMIENTO RADIACTIVO.

1.1. LA RADIACTIVIDAD COMO PROCESO AL AZAR.

El mundo, como se sabe, está hecho principalmente de átomos cuyos núcleos son estables o inestables; si son estables no muestran ninguna tendencia a cambiar, existiendo un número limitado (alrededor de 270) de estos últimos. Los llamados radionucleidos o radioisótopos sí tienden a cambiar. Tal vez es más apropiado pensar en un agregado de nucleones que poseen cierta cantidad de energía de enlace. En la mayoría de las condiciones de distribución de esta energía, el agregado o núcleo se mantiene unido, y para un observador externo, éste le parecería estable. Sin embargo, en un momento dado ocurre una distribución de la energía que crea una debilidad local y como resultado se realiza un cambio espontáneo. Al núcleo resultante se le llama hijo, siendo el original del padre. El hijo puede ser estable o radiactivo; si el hijo es radiactivo, a la serie de decaimientos que resulta se le llama cadena de decaimiento o desintegración radiactiva.[1,4,5]

1.2. MODOS DE DECAIMIENTO RADIACTIVO.

El cambio espontáneo de un radionucleido recibe el nombre de decaimiento. Hay alrededor de diez formas en las que decaen diversos radioisótopos; de hecho, algunos isótopos presentan diferentes modos de decaimiento. A partir de experimentos en el laboratorio se puede evaluar qué porcentaje de tales núcleos, decae por cada modo. Desde el punto de interés como fuentes de energía se limita a tres: emisión GAMMA sin carga, emisión ALFA con carga positiva y la emisión BETA con carga positiva o negativa.[13,14]

La reacción del decaimiento ALFA puede escribirse

$$^{A}_{Z}X \text{ (padre)} \longrightarrow {}^{A-4}_{Z-2}X + {}^{4}_{2}\text{He(ALFA, } \alpha \text{)}$$

Ejemplo $$^{209}_{87}Fr \longrightarrow {}^{205}_{85}At + {}^{4}_{2}He$$

De la misma forma, el proceso del decaimiento BETA NEGATIVO se puede escribir:

$$^{A}_{Z}X \text{ (padre)} \longrightarrow {}^{A}_{Z+1}X + {}^{0}_{-1}e$$

Ejemplo $$^{32}_{15}P \longrightarrow {}^{32}_{16}S + \beta^{-}$$

Siempre que se efectúa un decaimiento beta positivo o negativo, se forman neutrinos

$$^{1}_{0}n \longrightarrow {}^{1}_{1}H + \beta^{-} + \nu$$

$$^{1}_{1}H \longrightarrow {}^{1}_{0}n + \beta^{+} + \nu$$

Emisión GAMMA.

$$^{A}_{Z}X \text{ (padre)} \longrightarrow {}^{A}_{Z}X \text{ (hijo)} + \gamma \text{ fotón}$$

Ejemplo $$^{176m}_{71}Lu \longrightarrow {}^{176}_{71}Lu + \gamma$$

A los fotones y a las partículas producidas en el decaimiento radiactivo, genéricamente se les llama RADIACION. En obras referentes al tema se pueden encontrar las expresiones "rayos gamma", "rayos alfa" y "rayos beta"; estas formas de radiación varían mucho en lo que se refiere a la distancia que pueden viajar en un material sólido o denso. Para expresarlo en forma breve:

Los fotones gamma viajan de centímetros a metros;

Las partículas alfa viajan unas cuantas micras;

Las partículas beta viajan del orden de uno a dos milímetros;

Los neutrinos viajan grandes distancias, muchos kilómetros.

Nótese que son las partículas cargadas las que no llegan muy lejos. Nótese también que se está hablando de distancias en materiales normales; agua, concreto, acero, etc. En una atmósfera sumamente rarificada, como el espacio exterior, las partículas alfa y los electrones pueden viajar grandes distancias.

La penetración de la radiación en la materia es de interés por dos razones: Primero, la conversión de la energía de la radiación en energía térmica ocurre cuando se obstaculiza y se detiene la radiación, no cuando se origina ésta; segundo, porque la radiación es perjudicial para los sistemas biológicos, se debe saber cómo protegerse de las fuentes radiactivas, particularmente de los fotones gamma y de los neutrones. Los neutrinos no presentan problemas porque su penetrabilidad es tan grande que viajan a través de un sistema biológico sin ninguna interacción.[2,11]

Como se indica en las ecuaciones de las reacciones, la partícula alfa es un núcleo de helio. Después de la emisión, éste rápidamente recoge dos electrones y se convierte en un átomo de helio. La partícula beta negativa es simplemente un electrón. La designación "BETA" significa que procede del núcleo. Una vez emitida esta partícula es igual que cualquier otro electrón, distinguiéndose sólo por la energía cinética que puede poseer; el antineutrino se distingue por su poca interacción, sin carga ni masa en reposo, tiene poca tendencia a reaccionar y como resultado, viaja grandes distancias a través de la materia, de no ser por el hecho de que puede llevarse una fracción significati va de la energía en el decaimiento. La energía del neutrino debe ser totalmente descartada, porque no se puede captu rar: Los fotones gamma son emitidos en el proceso del decai miento radiactivo, cuando el núcleo hijo se forma en un estado excitado, éste es el caso más común.

El término GAMMA se aplica a la radiación emitida por núcleos excitados y no a una banda de energía en particular. En el espectro electromagnético se traslapa en la parte de bajas energías, con la radiación χ, que es de origen electrónico y no nuclear. En la parte superior se tras lapa con la radiación cósmica.[2,3]

1.3. RAPIDEZ DEL DECAIMIENTO RADIACTIVO.

El evento del decaimiento radiactivo en la vida de un solo núcleo es espontáneo, lo que significa que el he cho de que ocurra no está influenciado por el comportamiento de los núcleos vecinos o por los parámetros ambientales de temperatura, presión, etc. comunes. La probabilidad de que el núcleo decaiga en un intervalo de tiempo dado, es una constante, λ por segundo, siempre y cuando dicho intervalo se haga lo suficientemente corto. No importa qué tanto tiempo se haya esperado el evento del decaimiento; es ta situación es semejante a la de una moneda normal. En un volado, la probabilidad de obtener cara con una moneda dada es de 0.5, independientemente de lo que se haya obtenido en lanzamientos anteriores y de lo que se obtenga en lanzamien tos subsecuentes con otras monedas. En el caso de la moneda, la probabilidad se expresa en la base de "por segundo". Para continuar con la analogía de la moneda, si se tienen N monedas y se lanzan todas, el "valor esperado" para las caras es 0.5N. Se sabe que de hecho habrá variaciones alre dedor de este valor. La teoría de las probabilidades dice que a medida que N aumenta, el porcentaje de la desviación con respecto a $0.5N$ disminuye. Lo mismo sucede con N núcleos de una sola especie, el valor esperado de la rapidez del decaimiento es λN decaimientos por segundo. En los casos de interés, N es un número muy grande, usualmente mayor a 10^{15}. Por lo tanto, al valor esperado se le puede tratar como la frecuencia real cometiendo un error despreciable. A "λN" se le llama rapidez del decaimiento o "actividad".

$$A \equiv \lambda N \text{ decaimientos/s} \tag{1}$$

Si a un tiempo dado se tiene una población $N(t)$ de una sola especie radiactiva y si no se le están agregando más miembros a esta población, entonces la población debe variar con el tiempo, según la ecuación:

$$\frac{dN(t)}{dt} = -\lambda N(t) \tag{2}$$

La cual se puede integrar para obtener:

$$\int_{N(o)}^{N(t)} \frac{dN(t)}{N(t)} = -\lambda \int_{o}^{t} dt$$

$$\frac{N(t)}{N(o)} = e^{-\lambda t} \tag{3}$$

De la misma forma, la rapidez del decaimiento o actividad varía con el tiempo:

$$\frac{\lambda N(t)}{\lambda N(o)} = e^{-\lambda t} \tag{4}$$

La actividad se puede expresar en decaimientos o desintegraciones por segundo (dps) o por minuto (dpm). Sin embargo, casi siempre la actividad se expresa en curies, Ci.

$$1 \ \mathrm{Ci} = 3.7 \times 10^{10} \ \mathrm{dps}$$
$$1 \ \mathrm{mCi} = 3.7 \times 10^{7} \ \mathrm{dps}$$
$$1 \ \mu\mathrm{Ci} = 3.7 \times 10^{4} \ \mathrm{dps}$$

El valor de 3.7×10^{10} cps es de origen histórico. Está muy cerca de la rapidez de desintegración de 1 gramo de radio (^{226}Ra), uno de los primeros radioisótopos conocidos. En unidades de sistema internacional, la unidad de actividad es la de una desintegración en un segundo y se le ha llamado BECQUEREL (Bq) en honor al científico quien descubrió la radiactividad. [5,13]

1 Bq = 1 dps (unidades del Sistema Internacional)

Aunque la constante del decaimiento da una descripción adecuada de la rapidez de decaimiento de un isótopo, no es tan utilizada como la vida media (período de semidesintegración), $t½$, que se obtiene como sigue:

$$\frac{N(t)}{N(o)} = 0.5 \equiv e^{-\lambda t½}$$

$$t½ = \frac{\ln 2}{\lambda} \qquad (5)$$

Nótese que $t½$, al igual que λ, es independiente del tiempo y de la población N, y es propiedad de un radioisótopo específico. En las diversas fuentes de datos, siempre se informa acerca de la vida media. La vida media nos indica qué tanto tiempo se necesita para que se desintegre o decaiga a la mitad la actividad de un núclido, en cambio una cantidad relacionada, τ (TAU) media vida promedio es el promedio del tiempo necesario de decaimiento de un núcleo individual. Esto es que τ es $1/\lambda$ y es igual a $T½/0.693$.

1.4. DETECTORES DE LA RADIACION.

La medición de la radiactividad se requiere en todas las facetas de la energía nuclear, en estudios científicos, en la operación de los reactores para producir electricidad y para la protección de la radiactividad. Los detectores se utilizan para identificar los productos radiactivos de las reacciones nucleares y para medir el flujo de neutrones. Ellos determinan la cantidad de radioisótopos en el aire que respiramos, en el agua que bebemos o la existencia de material radiactivo administrado al cuerpo humano para el diagnóstico o tratamiento de enfermedades.

El tipo de detector empleado depende de las radiaciones por observar --electrones, rayos gamma, neutrones, iones como los provenientes de fragmentos de la fisión, o combinaciones--; ésto depende de la energía de la radiación. También depende del medio radiactivo en el que el detector va a ser usado, en un extremo existe una traza mínima de material radiactivo y por el otro una fuente de exposición de radiación grande. El tipo de instrumento de medición se escoge para el propósito y exactitud deseados.

La solicitud para un determinado detector está relacionada a lo que queremos o deseamos conocer, a) Saber si está presente un campo de radiactividad; b) Conocer el número de partículas nucleares que chocan en una superficie en un segundo o algún otro período de tiempo; c) Conocer el tipo de partículas presentes y si existen varios tipos, el número relativo a cada uno de ellos; d) La energía de ciertas partículas o radiación electromagnética y e) El instante en que una radiación cualquiera llega al detector. De la medición de la radiación podemos deducir propiedades de la radiactividad tal como la habilidad de penetrar en la materia para producir ionizaciones. También podemos determinar propiedades de la fuente radiactiva, incluyendo velocidad de desintegración, vida media y cantidad de material. La mayoría de los detectores que veremos están basados en la ionización producida por la radiación que incide. El detector puede operar por algunos de los dos modos: a) Corriente, en el cual un flujo eléctrico promedio es medido, como con un amperímetro; y b) Pulso, en el cual las señales eléctricas producidas por partículas individuales o rayos son amplificadas y contadas. Un detector que opera de esta manera se conoce como "CONTADOR". Debido a que ninguno de los cinco sentidos del ser humano mide radiación nuclear, un detector nos servirá como un sexto sentido. Un detector también es capaz de revelar la existencia de cantidades tan pequeñas de material que no pueden ser encontrados por pruebas químicas ordinarias. [2,3]

Resumiendo, decimos que la detección de la radiación y la medición de sus propiedades es requerida en todos los aspectos del campo nuclear. En contadores de gas, la ionización producida por la introducción de la radiación es registrada. Dependiendo del voltaje entre electrodos los contadores detectan o distinguen a las partículas entre tipos de partículas. Los neutrones son detectados indirectamente por los productos de reacciones nucleares; para neutrones lentos por absorción en boro o uranio 235; para neutrones rápidos por dispersión en hidrógeno. Los contadores de centelleo desprenden luz medible por el bombardeo de partículas cargadas o rayos gamma. Detectores de estado sólido generan una señal por el movimiento de un par de hueco-electrón creado por la radiación ionizante. Métodos estadísticos son empleados para estimar lo incierto en las mediciones de la velocidad de conteo. La determinación de la distribución de la energía de partículas nucleares y rayos es importante para la identificación de especies radiactivas.[3,14]

1.5. ELECCION DEL EQUIPO PARA LA MEDICION RADIACTIVA.

Suponiendo que cualquier tipo de estudio o aplicación utilizando radioisótopos vaya a llevarse a cabo, el punto más importante en la planeación del trabajo consiste en decidir qué equipo de detección es el más adecuado, ya que en todos los casos es necesario obtener un reflejo correcto y reproducible de la radiactividad. Naturalmente, la elección del equipo adecuado para detectar y contar una especie particular de radiaciones debe ser hecha muy cuidadosamente, a fin de poder aprovechar esta particular propiedad de la materia como una guía o trazador en la investigación científica o para realizar algún propósito en el campo industrial. La forma física de la muestra radiactiva puede ser un factor para decidir si se emplea un detector útil para fuentes sólidas, líquidas o gaseosas, pero las energías comprendidas en la detección son mucho más importantes y así por ejemplo, no es posible detectar partículas β^- de baja energía emitidas por el ^{45}Ca, ^{14}C, ^{63}Ni o ^{3}H en un detector GEIGER para muestras líquidas debido a que estas radiaciones no cuentan con la energía suficiente para atravesar la pared del contenedor. Además la autoabsorción es muy considerable y por tanto debe ser escogido un tipo diferente de detector.[2,3]

Con objeto de tener una idea acerca de la índole del equipo necesario, se requiere de información tan detallada como sea posible de la naturaleza de la radiación y los niveles probables de radiactividad a detectar. En muchos casos resulta posible escoger entre dos o más tipos de detectores, determinando entonces la selección, su diferente eficiencia, su facilidad de manejo, su precio o disponibilidad. Indiscutiblemente, el GEIGER MULLER es el equipo de detección más sencillo y barato, por lo cual se emplea tanto como lo permite la naturaleza, cuando no es necesario realizar ninguna discriminación o clasificación de los pulsos producidos.

La detección, generalmente incluye sólo una determinación de la presencia de la radiación, mientras que la medición incluye a la detección y a alguna medición de la magnitud de la radiación presente. Algunos instrumentos están basados en la ionización producida en el instrumento por el paso de la radiación. En otros instrumentos se utiliza la excitación de materiales para detectar la radiación. Estos últimos son los instrumentos de monitoreo del tipo de centelleo. También se emplean técnicas de detección química y fotográfica. Los instrumentos para medir la radiación generalmente proporcionan la magnitud de una dosis de radiación recibida en un período de tiempo. Los segundos se refieren a la medición inmediata de la razón de dosis o intensidad de la radiación.[2,3]

2. PROBABILIDAD Y ESTADISTICA.

La comprensión y el uso de la estadística nos permite comunicar más exactamente los descubrimientos de las investigaciones estadísticas. La estadística es también un instrumento que, utilizado con cuidado y precisión, nos permite describir nuestros resultados y adoptar decisiones respecto a lo que nos dicen. Una de las definiciones encontradas fue la siguiente que dice: "Estadística" es la ciencia de recolectar, clasificar, describir e interpretar datos numéricos. El campo de la estadística puede dividirse ampliamente en dos áreas: Estadística descriptiva y Estadística de inferencias.[8,10]

La estadística descriptiva consiste en el área de la estadística dedicada a la recolección, presentación y descripción de datos numéricos.

El término estadística de inferencias se refiere a las técnicas de interpretar los valores que se obtienen a partir de las técnicas descriptivas y a la técnica de tomar decisiones sobre la base de los resultados. Describiremos a la probabilidad como la ciencia de hacer enunciados sobre lo que ocurrirá cuando se toman muestras de una población conocida. Así por extensión podemos decir que "La probabilidad de que ocurra un evento" es la frecuencia relativa con que ocurre ese evento, o frecuencia relativa con la cual puede esperarse qué evento ocurra.

Cuando el valor asignado a la probabilidad de un evento se obtiene a partir de datos experimentales, identificaremos la probabilidad del evento con el símbolo "p".

La probabilidad "p" es la oportunidad que un fenómeno particular ocurra y está representado por valores que van de cero a uno. La probabilidad de que ocurra con certeza absoluta está representado por p=1, y de una imposibilidad absoluta por p=0. Cuando una moneda es lanzada al aire, es obvio que haya una oportunidad 50-50 que caigan caras. La oportunidad 50-50 está representada por p=0.5.

El valor asignado a la probabilidad del evento como resultado de la experimentación puede determinarse mediante la fórmula

$$P\ (A) = \frac{\#\ (A)}{n}$$

Donde #(A) es el número de veces que se observó realmente el evento A, y n es el número de veces que se efectúa el experimento.[8,9]

2.1. LEYES DE PROBABILIDAD.

2.1.1. Ley de la Suma. Si un evento puede ocurrir por algún camino, la suma de las probabilidades de cada camino es igual a la probabilidad que todo el evento ocurriera; regresando al ejemplo de la moneda, conocemos que la probabilidad de obtener cara o cruz es de absoluta certeza. La probabilidad de obtener cara es p=0.5 y de obtener cruz es p=0.5. Entonces, la probabilidad de que la moneda caiga por uno u otro camino es p=0.5 + 0.5 = 1.0.

2.1.2. Ley de la Multiplicación. Cuál es la probabilidad de que caiga cara dos veces en una serie? Para el primer lanzamiento p=0.5 y, aunque los resultados del segundo lanzamiento no dependan de los resultados del primero, también p=0.5 para el segundo lanzamiento. La probabilidad de que "cara" ocurra dos veces en una serie es entonces p=0.5 x 0.5 = 0.25. Esto está ilustrado en la siguiente tabla:

	POSIBLES COMBINACIONES			
	1	2	3	4
Primer lanzamiento	CARA	CARA	CRUZ	CRUZ
Segundo lanzamiento	CARA	CRUZ	CARA	CRUZ

En vista de que hay una probabilidad igual de que ocurra cada una de las cuatro posibles combinaciones, la oportunidad de obtener la primera combinación de caras dos veces es una en cuatro o 25%. Esto corresponde a p=0.25.[6,7]

2.2. DISTRIBUCION DE FRECUENCIA.

2.2.1. Toma de datos.

La toma de datos es la obtención de una colección de los mismos que no han sido ordenados numéricamente. Una ordenación es una colocación de los datos numéricos tomados en orden creciente o decreciente de magnitud. La diferencia entre el mayor y el menor de los números se llama RECORRIDO o RANGO DE LOS DATOS.

Cuando se dispone de un gran número de datos, es útil el distribuirlos en clases o categorías y determinar el número de individuos pertenecientes a cada clase, que es la frecuencia de clase. Una ordenación tabular de los datos en clases, reunidas las clases y con las frecuencias correspondientes a cada una, se conoce como una distribución de frecuencias o tabla de frecuencia. Son dos las representaciones de gráficas de las distribuciones de frecuencia.

a) Histograma de frecuencias consiste en una serie de rectángulos.

b) Polígono de frecuencias es una gráfica de línea que une los puntos medios de los techos de los rectángulos en el histograma.[7,8]

2.2.2. Caracterización de Datos.

Consideremos que tenemos una colección de N mediciones independientes de igual cantidad física

$$X_1,\ X_2,\ X_3 \ldots\ldots\ X_i\ \ldots\ldots\ X_N$$

Los valores de X en este conjunto de datos son números enteros, de tal manera que los datos podrían representar, por ejemplo, un número de lecturas suscesivas provenientes de un contador de radiación para intervalos de tiempo de igual duración.

Dos propiedades de este conjunto de datos son:

a) LA SUMA $$\sum = \sum_{i=1}^{N} X_i \qquad (2\text{-}1)$$

b) MEDIA EXPERIMENTAL $$\bar{X}_e = \sum / N \qquad (2\text{-}2)$$

La media experimental tiene el sufijo "e" para distinguirla de la media simple de un modelo estadístico, que será introducido posteriormente.

Es más conveniente de representar el conjunto de datos por una función de distribución de frecuencia F(x). El valor de F(x) es la frecuencia relativa con la cual el número aparece en el conjunto de datos. Por definición:

$$F(x) \equiv \frac{\text{Número de ocurrencia del valor } X}{\text{Número de mediciones (N)}} \qquad (2\text{-}3)$$

La distribución es automáticamente normalizada, esto es:

$$\sum_{x=0}^{\infty} F\ (x) = 1 \qquad (2\text{-}4)$$

Es posible calcular la media experimental usando los datos de la función de distribución, porque la media de cualquier distribución es simplemente su primer momento.

$$\bar{X}_e = \sum_{x=0}^{\infty} X.F(x) \qquad (2\text{-}5)$$

También es posible derivar otro parámetro conocido como la varianza simple, la cual servirá para cuantificar la cantidad de fluctuación interna en el conjunto de datos. La primera etapa es definir qué es desviación, y es la cantidad por la cual éste difiere del valor de la media.

$$\epsilon_i \doteq x_i - \bar{x}_e \tag{2-6}$$

Deberá existir una contribución igual de desviaciones positivas y negativas, de tal manera que:

$$\sum_{1}^{N} \epsilon_i = 0 \tag{2-7}$$

Si tomamos el cuadrado de cada desviación, un número positivo siempre resultará. Podemos ahora introducir la varianza simple S^2 como:

$$S^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{1}^{N} \epsilon_i^2 \tag{2-8}$$

El cual sirve como un índice del grado de fluctuación de los datos originales. La varianza es más definida como el valor promedio del cuadrado de la desviación de cada dato proveniente de la media verdadera $\bar{X}$ el cual podría obtenerse de un número infinito de datos acumulados.

$$S^2 \doteq \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (x_i - \bar{X})^2 \tag{2-9}$$

Ya que no podemos conocer $\bar{X}$ de un conjunto finito de mediciones, en lugar de ese usamos el valor de $\bar{X}_e$ obtenido del conjunto de datos para calcular valores de las desviaciones. El uso del valor experimental más que el valor de la media teórica, tenderá a reducir la desviación promedio y resultará una varianza más pequeña que la varianza normal. Hablando estadísticamente, el número de grado de libertad del sistema ha sido reducido a uno y a -1, el cual aparece en el denominador de la ecuación (2-8) explicando este efecto auto-minificador.

También podemos calcular la varianza simple directamente de la función de distribución F(x). Debido a que la ecuación (2-9) indica que S^2 es simplemente el valor promedio de $(X-\bar{X})^2$ podemos escribir el mismo promedio como:

$$S^2 = \sum_{X=0}^{\infty} (X-\bar{X})^2 \cdot F(x) \tag{2-10}$$

La organización de datos experimentales nos proporcionan dos conclusiones importantes:

1) Cualquier conjunto de datos puede describirse por su función de distribución de frecuencia F(x).

2) Dos propiedades de esta función de distribución de frecuencia son de interés en particular: La media experimental y la varianza simple.

La media experimental está dada por la ecuación (2-5) y es el valor alrededor del cual la distribución está centrada. La varianza simple está dada por la ecuación (2-10) y es una medida de la amplitud de la distribución, o la cantidad de fluctuación interna de los datos.[7,9]

3. DISTRIBUCIONES DE FRECUENCIA.

3.1. ESTADISTICA DE SISTEMAS DE DETECCION.

Las mediciones de radiación nuclear involucran, fenómenos que son de naturaleza estadística. La comprensión de estos efectos estadísticos son importantes tanto en el punto de vista del diseño de experimentos como en la interpretación de los resultados.

Por el uso del análisis estadístico, los estimados pueden hacerse conforme a la precisión de las mediciones, y los procedimientos pueden ser planeados los cuales minimizarán errores debido a la naturaleza al azar de los procesos. En suma, los aparatos pueden ser probados para fluctuaciones debidas a otras causas que la estadística por comparación de la distribución actual de las mediciones con aquella pronosticada por la Ley Estadística.[6,7]

ESTADISTICA DE EMPLEO.

La naturaleza estadística de los sistemas de detección pueden introducirse considerando un detector del tipo pulso, tal como el tipo GEIGER - MULLER, sujeto a radiación nuclear. Por ejemplo, el conteo del fondo tomado en un laboratorio típico radioquímico con un contador GEIGER-MULLER. Los datos son mediciones separadas, cada una tomada con igual tiempo de intervalo. Cuando las mediciones empezaron a hacerse, la fuente de radiación no cambió en su naturaleza; sin embargo, el número de conteos relacionado por minuto es claramente no uniforme. Este es la naturaleza estadística del fenómeno.[8,9]

No es adecuado hablar de una cantidad verdadera de ocurrencias de conteo en un detector nuclear de radiación, sino más bien de una media m. Además en una serie finita de mediciones, no es posible determinar m, más bien puede ser solamente aprovecharlo conforme el número de observaciones se incrementa. Para las funciones de distribución consideradas aquí, puede demostrarse que la mejor aproximación a la media es simplemente el promedio aritmético $\bar{n}$. Esto es:

$$m \simeq \bar{n} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{n} n_i \qquad (3\text{-}1)$$

Donde n_i, es el número de cuentas en las "i"es intervalos y N es el número total de intervalos.

Las fluctuaciones estadísticas cercanas a la media verdadera pueden expresarse en términos del parámetro σ, conocido como la desviación estándar. Esta es definida como la raiz cuadrada del promedio del cuadrado de las desviaciones individuales respecto a la media verdadera, tomada para un gran número de observaciones. Esto es:

$$\sigma^2 = (\overline{m-n})^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (m-n_i)^2 \qquad (3\text{-}2)$$

Para grandes valores de N La cantidad σ^2 es generalmente llamada la varianza. Para la situación encontrada en la práctica, donde m no es conocida, se puede aproximar la varianza con la expresión:

$$\sigma^2 \simeq \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N} (\bar{n}-n_i)^2 \qquad (3\text{-}3)$$

La cual en la práctica N puede ser relativamente un número pequeño de mediciones. La suma es dividida por N-1 más bien que N porque el uso de $\bar{n}$ efectivamente reduce en 1 el número de conjuntos independientes de datos que está considerando, aunque $\bar{n}$ sea calculado de los mismos datos.[11,13]

3.1.1. EJEMPLO ESTADISTICO DE CONTEO DE DATOS.

OBSERVACION	LECTURAS EN CUENTAS	DESVIACION SIMPLE	DESVIACION AL CUADRADO
	n	$n-\bar{n}$	$(n-\bar{n})^2$
1	106	+8	64
2	103	+5	25
3	94	-4	16
4	87	-11	121
5	118	+20	400
6	100	+2	4
7	96	-2	4
8	82	-16	256
9	86	-12	144
10	108	+10	100
	980	0	1134

PROMEDIO DE LA MEDIA $\bar{n}$.

$$\bar{n}=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} n_i$$

$$\bar{n}=\frac{980}{10}$$

$$\bar{n}=98$$

VARIANZA μ

$$\mu=\sigma^2$$

$$\sigma^2=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(n_i-\bar{n})^2$$

$$\sigma^2=\frac{1134}{10}$$

$$\sigma^2='113$$

DESVIACION ESTANDAR σ

$$\sigma = \sqrt{\mu}$$

$$\sigma = \sqrt{113}$$

$$\sigma = 10.6$$

3.2. DISTRIBUCION BINOMIAL.

La distribución binomial es la estadística fundamental la cual maneja los eventos al azar, y ésto es básico en los sistemas de detección.

Consideremos un gran conjunto de objetos consistentes de dos clases, decimos A y B. Si p representa la probabilidad que cualquiera de los objetos seleccionados al azar serán de la clase A; entonces 1-p es la probabilidad que sean de la clase B. La probabilidad W(n) que exactamente n de "No" objetos seleccionados del conjunto sean de la clase A puede demostrarse por:

$$W(n) = \frac{N_o!}{(N_o-n)!n!} \; p^n \; (1-p)^{N_o-n} \qquad (3\text{-}4)$$

La ecuación (3-4), que es conocida como la "Ley de Distribución Binomial" contiene dos parámetros independientes, p y N_o, y se aplica rigorosamente a aquellos casos donde el número total de pruebas N_o y de eventos n sean ambos enteros.

En esta sección, la media verdadera m puede ser calculada por la expresión:

$$m = \sum_{n=o}^{n=N_o} n \; W \; (n) = pN_o \qquad (3\text{-}5)$$

Además, la varianza σ^2 puede ser calculada como sigue:

$$\sigma^2 = (\overline{m-n})^2 = \sum_{n=0}^{n=N_o} (m-n)^2 \; W(n) \qquad (3\text{-}6)$$

Por extensión:

$$\sigma^2 = \sum_{n=0}^{n=N_o} m^2 \; W(n) - \sum_{n=0}^{n=N_o} 2mn \; W(n) + \sum_{n=0}^{n=N_o} n^2 \; W(n) = \bar{n}^2 - m^2 \qquad (3\text{-}7)$$

Donde:

$$\bar{n}^2 = \sum_{n=0}^{n=N_o} n^2 \; W(n) \qquad (3\text{-}8)$$

En este cálculo:

$$\sum_{n=0}^{n=N_o} W(n) = 1 \qquad (3\text{-}9)$$

Cuando la ecuación (3-8) está evaluada para la distribución binomial y es substituida en la ecuación (3-7) sólo con el valor $m-pN_o$ la desviación estándar tendrá la forma: (6,7)

$$\sigma = \left[N_o p(1-p)\right]^{1/2}$$

$$\sigma = \left[m(1-p)\right]^{1/2} \qquad (3\text{-}10)$$

3.3. DISTRIBUCION BINOMIAL PARA DECAIMIENTO RADIACTIVO.

Consideremos el decaimiento radiactivo en el tiempo t de un sistema que contiene N_o átomos radiactivos. Estos átomos N_o pued4en ser divididos en dos grupos, aquellos que decaen en el tiempo t y aquellos que no decaen. De la ley de decaimiento exponencial de especies radiactivas, la probabilidad que un átomo dado no decaiga, es simplemente $e^{-\lambda t}$, donde λ es la constante de decaimiento para las especies en cuestión. Por lo tanto, la probabilidad p para el decaimiento es:

$$p = 1 - e^{-\lambda t} \qquad (3\text{-}11)$$

Usando la ecuación (3-4) tenemos que la probabilidad W(n) en que n átomos decaerán en el tiempo t

$$W(n) = \frac{N_o!}{(N_o-n)!\,n!}\,(1-e^{-\lambda t})^n\,(e^{-\lambda t})^{N_o-n} \qquad (3\text{-}12)$$

La media verdadera decayendo en el tiempo t es substituyendo el valor de p de la ecuación (3-11) en la ecuación (3-5), tenemos:

$$m = N_o(1-e^{-\lambda t}) \qquad (3\text{-}13)$$

Por esta razón la desviación estándar es substituyendo valores de la ecuación (3-11) y ecuación (3-13), en la ecuación (3-10) tenemos:

$$\sigma = \left[N_o(1-e^{-\lambda t})\,e^{-\lambda t}\right]^{1/2} = (m e^{-\lambda t})^{1/2} \qquad (3\text{-}14)$$

Para $\lambda t \ll 1$, esto es, para tiempos de observación chicos comparados con la vida media, la desviación estándar se simplifica porque $e^{-\lambda t}$ tiende a la unidad.

$$\sigma = m^{1/2} = (\bar{n})^{1/2} \qquad (3\text{-}15)$$

3.4. DISTRIBUCION DE POISSON.

Bajo las restricciones de que $p \ll 1$ (por ejemplo, $\lambda t \ll 1$), $N_o \gg 1$, y $pN_o \ll N_o^{1/2}$, la ley de distribución binomial puede estar relacionada en una forma más conveniente. Para llegar a ésta, las siguientes aproximaciones matemáticas serán usadas.

$$\frac{N_o!}{(N_o-n)!} = N_o \tag{3-17}$$

y

$$(1-p)^{N_o-n} = e^{-p(N_o-n)} = e^{-pN_o} \tag{3-18}$$

Substituyendo en la ecuación (3-4) tendremos que:

$$W(n) = \frac{N_o{}^n p^n}{n!} e^{-pN_o} = \frac{m^n e^{-m}}{n!} \tag{3-19}$$

Esta ley de la distribución es conocida como DISTRIBUCION DE POISSON. Esta es una buena aproximación para N_o tan chicas como 100 y p tan grandes como 0.01. Notándose que la distribución de Poisson se caracteriza por un parámetro singular la media verdadera "m". Además cuando se calcula la varianza en la distribución de Poisson se obtiene exactamente m, valor que uno necesita para poder ser utilizado en la ecuación (3-15).

La ecuación (3-19) está definida para valores enteros de n, y podría estar representada por una gráfica de barras, ésta es una función asimétrica para pequeños valores de m, conforme m se incrementa, la curva empieza a ser más simétrica. [6,8]

3.4.1. Cuando se aumenta el número de lecturas, la distribución binomial tiende a la de Poisson y ésta tiende a la de Gauss. Así tenemos que para la binomial: menos 10 sucesos y, de Gauss, menos de 30 sucesos. Veamos con un ejemplo de aplicación y comparemos los resultados obtenidos por la ecuación de distribución de Poisson y la de Gauss. ¿Cuál es la probabilidad de obtener una lectura de 18 cpm, si el valor promedio de varias lecturas es de 20 cpm?

DISTRIBUCION DE POISSON

$$P_n = \frac{m^n \, e^{-m}}{n!}$$

m- Valor promedio real o verdadero

n- Lectura problema

$$P_{18} = \frac{20^{18} \, e^{-20}}{18!}$$

$$P_{18} = \frac{2.62 \times 10^{23} \times 2.06 \times 10^{-9}}{6.40 \times 10^{15}}$$

$$P_{18} = 0.0843$$

$$P = 8.43\%$$

3.5. DISTRIBUCION NORMAL O DE GAUSS.

La distribución binomial y su caso limitante, la distribución de Poisson son ambas utilizadas para variables discontinuas las cuales tienen valores enteros solamente (por ejemplo el número de partículas contadas). Por otro lado la teoría estadística de los errores está basada generalmente en la función de distribución normal utilizada para variables continuas y además tiene más generalidades siendo al mismo tiempo más manejable para usos analíticos. La función normal de distribución W(n) es una función continua de n, definida de esa manera la cantidad W(n)dn da la probabilidad que el valor de n esté entre n y n + dn.

La función de distribución normal podrá ser escrita como:

$$W(n) = \frac{(2\pi)^{-1/2}}{\sigma} \text{ EXP} \left[\frac{-(m-n)^2}{2\sigma^2} \right] \qquad (3\text{-}20)$$

Donde, σ es la desviación estándar y m la media verdadera.

3.5.1. Ahora calcularemos la probabilidad de obtener una lectura de 18 cpm si el valor promedio de varias lecturas es de 20 cpm, utilizaremos la ecuación para la función de distribución de probabilidad Gaussiana y al comparar el resultado con el obtenido en el ejemplo 3.4.1. vemos que son semejantes las probabilidades obtenidas.

Distribución de Gauss

$$Gm = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \text{ EXP} \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{n-\bar{n}}{\sigma} \right)^2 \right]$$

Donde:

σ - Desviación estándar. $\sigma = \sqrt{\bar{n}}$

$\bar{n}$ - Lectura promedio.

n - Lectura problema.

π - 3.1416

$$G_{18} = \frac{1}{\sqrt{20} \times \sqrt{(2)(3.14)}} e^{-\left[\frac{1}{2} \left(\frac{18-20}{\sqrt{20}} \right)^2 \right]}$$

$$G_{18} = \frac{1}{4.472 \times 2.507} e^{-0.050}$$

$$G_{18} = 0.089 \times 0.95$$

$$G_{18} = 0.0845$$

$$G_{18} = 8.038\ \%$$

Es decir, aquí también decimos que de cada 100 lecturas en 8 tendremos el valor de 18 cpm.

4. TEORIA DE LA CORRELACION.

4.1. INFERENCIA ESTADISTICA.

Hasta ahora hemos visto una probabilidad a priori, esto es, la probabilidad de que un evento dado o conjunto de eventos pueden ocurrir, como el calculado antes de cualquier observación experimental. En la práctica nos referimos más a menudo con un concepto de probabilidad algo diferente, algunas veces llamado probabilidad inversa: Nosotros desearíamos poder deducir, a partir de un conjunto de observaciones (necesariamente limitado), la probabilidad de que alguna distribución en particular fuera producida por estas observaciones, o cuál de algunas de las hipótesis posibles determine los mejores conteos a partir de los resultados observados. Esto es el objetivo de la inferencia estadística y algunos aspectos serán discutidos brevemente.[9,10]

4.2. CRITERIO DE CHAUVENET.

La pregunta de rechazar o retirar de la lista un dato es importante que deba ser manejada con precaución. El criterio de Chauvenet es frecuentemente usado para este propósito. El criterio establece que cualquier lectura en una serie de N lecturas será rechazada cuando su desviación de la media de las series es tal que la probabilidad de que ocurra la media de todas las desviaciones tanto las grandes como la más grande sea menor a ½N. La siguiente tabla da la magnitud de estas desviaciones en términos de múltiplos de $_k$ de σ para algunos valores de N.[1]

TABLA.- DESVIACIONES MAXIMAS ACEPTABLES DE ACUERDO CON EL CRITERIO DE CHAUVENET.

Número de lecturas, N	2	3	4	5	7	10	15	25
k, RELACION DE DESVIACION A DESVIACION ESTANDAR.	1.15	1.38	1.54	1.65	1.80	1.96	2.13	2.33

En las bases de este criterio, algunas desviaciones más pequeñas son descartadas sin razón si N no es muy grande. Más conservadoramente es garantizado. Un mejor criterio es el que requiere que la fracción de los casos en los cuales los datos buenos pero que estén fuera sean rechazados siendo una pequeña cantidad, por ejemplo, 0.05; ésto es, un límite confiable de 0.95 es empleado como un índice de precisión.

4.2.1. Utilizando el criterio de Chauvenet para el rechazo de datos no representativos en la ecuación de Poisson y por análisis sucesivos de la muestra, se obtuvieron los datos del ejemplo 3.1.1. determinar si el conteo de 118 CPm debe ser rechazado. Se considera que siempre se contó en cada minuto.

Aquí $n = 118$ y $\bar{n} = 98$

$n - \bar{n} = 118 - 98 = 20$ cpm

$$\sigma = \sqrt{\bar{n}} = \sqrt{98} = 9.9 \text{ cpm}$$

$$k = \frac{(n - \bar{n})}{\sigma} = \frac{20}{9.9} = 2.02$$

De la tabla de desviaciones máximas nos dice que para $N = 10$ lecturas $k=1.96$ si se obtienen valores mayores a esta relación la lectura es rechazada, para este caso

$k = 2.02 > 1.96$ Se rechaza el dato de $n=118$ cpm

Estudiemos qué pasa para n=82 del mismo ejemplo.

$n - \bar{n} = 82-98 = 16$ cpm

$\sigma = 9.9$ cpm

$$k = \frac{(n-\bar{n})}{\sigma} \simeq 1.60$$

Como $1.60 < 2.02$ Se acepta el dato de n=82

Podemos concluir que entre más cerca esté la lectura a la media, el criterio de Chauvenet nos indica que el valor será aceptado.

5. MEDICION ESTADISTICA DE LA RADIACTIVIDAD.

Si se realizan determinaciones dos veces en la misma muestra radiactiva, una inmediatamente de la otra, se encontrará salvo raras excepciones, que los dos valores serán diferentes. El propósito de un procedimiento del laboratorio es medir una característica de un objeto, un sistema o un evento. Si el valor de la medición de esta característica se ve que fluctúa, ésta es llamada una variable. La causa de la variación puede ser: Por errores en la medición o por la variación que representa una diferencia entre dos poblaciones.

Si se hacen mediciones exactas, será necesario eliminar todos los errores posibles. El error es definido como la desviación entre el valor observado y el valor verdadero. Existen dos tipos de errores: a) Errores sistemáticos, como los causados por mal funcionamiento del equipo, efectos causados por cambio de temperatura, desviación y autoabsorción de radiación. Estos errores pueden eliminarse por una planeación y control cuidadoso de un experimento. b) Errores indeterminados (de naturaleza azarosa o de observación), son aquellos que están fuera del control del experimentador. En la medición de la radiactividad, una desviación de los datos se debe a la naturaleza azarosa del decaimiento radiactivo, y no solamente hay un cambio en la actividad debido a la vida media del núclido, sino también a la fluctuación en la razón del decaimiento de un instante a otro siguiente.[1,13]

5.1. ERRORES EN LAS DETERMINACIONES DE RAZON DE CONTEO.

La distribución normal de frecuencia acumulada o suma de probabilidades más que calcular la probabilidad de obtener una cuenta específica es generalmente muy usada para conocer la magnitud del error esperado: Por ejemplo, la probabilidad de que el error sea menor que o mayor que un valor particular.

Por conveniencia, el error es medido en unidades de σ (la desviación estándar). El error relativo τ un parámetro del error, es igual al número de desviaciones estándares en el error.

$$n - \mu = \tau\sigma$$

$$\therefore \tau = \frac{n - \mu}{\sigma} \qquad (5.1)$$

En la práctica es conveniente usar $n - \bar{n}$ como una aproximación de $n - \mu$, y la $\sqrt{n}$ como una aproximación de σ , substituyendo en la ecuación 5.1 tenemos que:

$$n - \bar{n} = \tau \sqrt{n} \qquad (5.2)$$

Si n es el número de cuentas totales en el tiempor t, la razón de conteo será:

$$r = n/t$$

Este valor con su desviación estándar será:

$$r \pm \sigma_r = \frac{n}{t} \pm \frac{n^{1/2}}{t}$$

$$= r \pm \left(\frac{r}{t}\right)^{1/2}$$

El error en la razón será:

$$r - \bar{r} = \frac{n}{t} - \frac{\bar{n}}{t} = \frac{\tau\sqrt{rt}}{t} = \tau\sqrt{\frac{r}{t}} \qquad (5.3)$$

5.1.1. 95% de confianza en razón de conteo. Errores en cpm con un 95% de confianza como una función del conteo total y tamaño de la cuenta, sus valores se encuentran en gráficas proporcionadas por algunos textos. (ANEXO 1)

Por ejemplo tenemos:

A) Para conteo de 10 min. y 10 cuentas -- error = 0.6 cpm
B) Para conteo de 1 min. y 10 cuentas -- error = 6 cpm
C) Para conteo de 60 min. y 1000 cuentas -- error = 1 cpm
D) Para conteo de 1 min. y 400 cuentas -- error = 40 cpm
E) Para conteo de 1 min. y 1600 cuentas -- error = 80 cpm

En estos dos últimos casos se aplicó la ecuación para determinar el error. La ecuación utilizada es:

$$\text{ERROR} = 2\sqrt{c}$$

Donde: c - RAZON DE CONTEO

$$\text{ERROR} = (2)(\sqrt{400}) = 2 \times 20 = 40$$

Este resultado obtenido por la ecuación, tiene el mismo valor que si lo obtuviéramos por la gráfica. (Pág. 36)

Para conteo de 1 min. y 1600 cuentas, el error será de 80 cpm.

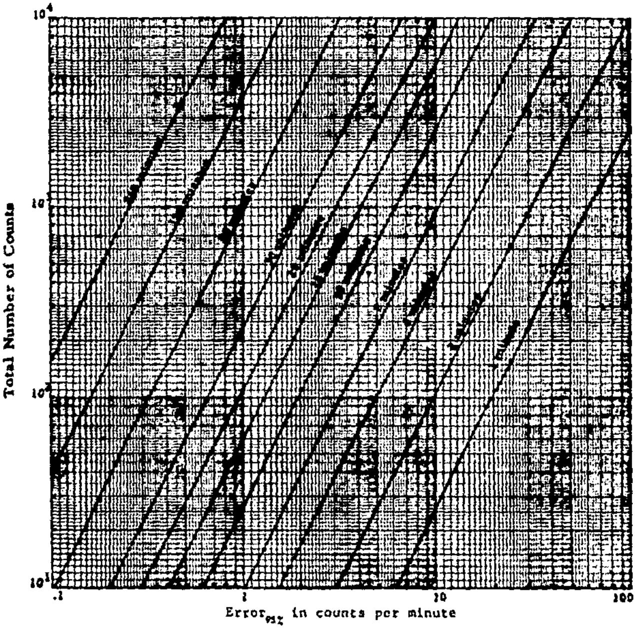
$$\text{ERROR} = 2\sqrt{1600} = 2 \times 40 = 80$$

Este también comprueba el valor que se obtiene usando la gráfica.

En una comparación estadística, debe considerarse el error de la diferencia entre los resultados de dos observaciones. Cuando algunas cantidades teniendo desviaciones estándar σ_1, σ_2.... σ_n son combinadas por suma o resta, la desviación estándar resultante será:

$$\sigma_s = (\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \ldots\ldots + \sigma_n^2)^{1/2}$$

ERROR IN COUNTS PER MINUTE AS A FUNCTION OF TOTAL COUNT AND LENGTH OF COUNT. (95% CONFIDENCE LEVEL)



Error en cpm en función del conteo total y tiempo de conteo para un nivel de confianza de 95%.

ANEXO 1.

Y el número de desviaciones estándares (Por ejemplo, errores estándares) en la diferencia será igual a ζ expresado por:

$$\zeta = \frac{\text{DIFERENCIA DE RAZONES}}{\text{ERROR ESTANDAR DE LA DIFERENCIA}}$$

$$\zeta = \frac{r_1 - r_2}{\sigma_D} = \frac{r_1 - r_2}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} \qquad (5.5)$$

Examinando las ecuaciones 5.3 y 5.5 demuestran que $\sqrt{r/t}$ puede usarse como un estimado de σ y así decimos que $\sigma^2 = r/t$ por lo tanto la ecuación 5.5 será:

$$\zeta = \frac{|r_1 - r_2|}{\sqrt{r_1/t_1 + r_2/t_2}} \qquad (5.6)$$

El punto en cuestión es éste ¿Si la actividad de las muestras es determinada, cuál es la probabilidad que la diferencia entre los valores observados se deba a la variación dentro de una simple población? Esta probabilidad es determinada por el cálculo de ζ en la ecuación 5.6 y entonces la probabilidad "P" podrá encontrarse en tablas existentes. [1,12]

5.1.2. COMPARACION DE MUESTRAS. Dos muestras radiactivas se cuentan, la primera durante 2 minutos y se encuentra que tiene un promedio de 1104 cpm, la segunda se cuenta durante 3 minutos y tiene un promedio de 1068 cpm. ¿Esta diferencia es debida a la estadística o se trata de muestras diferentes?

En este ejemplo tenemos:

r_1 = 1104 cpm

r_2 = 1068 cpm

t_1 = 2 minutos

t_2 = 3 minutos

Substituyendo en la ecuación 5.6

$$Z = \frac{1104 - 1068}{\sqrt{1104/2 + 1068/3}} = \frac{36}{30}$$

$$\therefore Z = 1.2$$

Existen tablas que indican la relación que existe entre valores de Z y "P", por ejemplo:

Z	P
0.0	1.000
0.3	0.764
0.6	0.548
0.9	0.368
→ 1.2	0.230
1.5	0.134
2.0	0.046
2.5	0.0124
2.5	0.00046

Para Z = 1.2 del ejemplo de la tabla, obtenemos que la probabilidad es igual a 0.230; ésto nos dice que hay un 23% de probabilidad de que las muestras sean la misma y un 77% de que sean diferentes.

5.2. DISTRIBUCION EFICIENTE DE TIEMPOS DE CONTEO.

Las mediciones radiactivas no pueden hacerse sin considerar el fondo debido al ambiente. En la práctica el conteo total (muestra + fondo) es registrado por el contador. El conteo del fondo deberá ser medido por una operación separada y entonces restada a la del conteo total para dar la actividad neta de la muestra.[12,13]

Fluctuaciones estadísticas que pertenecen a la muestra misma también pertenecen al fondo ambiental. Entonces aplicando la ecuación 5.3 al fondo como también a la muestra misma tenemos:

$$r_b - \bar{r}_b = \tau\sqrt{r_b/t_b} \qquad (5.7)$$

Donde $r_b - \bar{r}_b$ es el error del fondo, τ es el parámetro del error, r_b es la actividad del fondo y t_b es el tiempo durante el cual fue medido el fondo.

Debido a que la presencia del fondo introduce fluctuaciones adicionales dentro de las mediciones es necesario determinar qué error es introducido por él. El cálculo de la actividad r_s involucra el error de la diferencia de dos cantidades $r_t - r_b = r_s$, la actividad total r_t y la actividad del fondo r_b.

Consideremos una razón de conteo del fondo $r_b \pm \sigma_b$ y una razón de conteo total, debida a la fuente y al fondo de $r_t \pm \sigma_t$. La razón de conteo debida a la fuente sola será:

$$r_s \pm \sigma_s = (r_t - r_b) \pm \sqrt{\sigma_t^2 + \sigma_b^2}$$

La desviación estándar de la razón de conteo neta será:

$$\sigma_s = \sqrt{r_t/t_t + r_b/t_b} \qquad (5.9)$$

En la mayoría de los equipos de conteo los errores introducidos por el proceso de totalizar las cuentas y mediciones del tiempo son despreciables comparados con el error estadístico. Sobre estas bases la exactitud del conteo puede estimarse. La desviación estándar será usada como el índice de precisión. La aplicación de las razones de conteo hacen posible calcular el número de cuentas requeridas para una precisión requerida. El juicio usado de estos resultados a menudo ahorran tiempo en el conteo por eliminación de conteos no usuales. Cuando la actividad de una muestra es baja comparada con el fondo, es conveniente calcular la distribución del tiempo de conteo más eficiente entre la actividad de la muestra y la actividad del fondo para minimizar el error. La división óptima del tiempo de conteo entre la muestra y el fondo para obtener la máxima exactitud en un tiempo fijo se cumplen cuando igualamos a cero la ecuación 5.9, esto es:

$$t_t/t_b = \sqrt{r_t/\ r_b} \qquad (5.10)$$

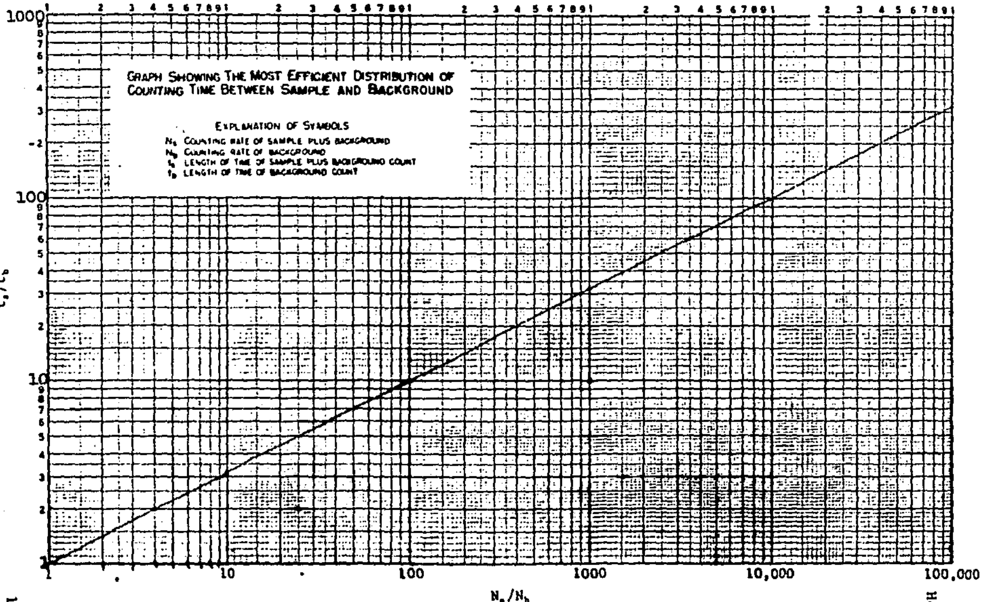
t_t - Tiempo usado para el conteo total.

t_b - Tiempo usado para el conteo del fondo.

$r_s = r_t - r_b$ - Actividad neta muestra.

$t = t_t + t_b$ - Tiempo total de medición.

5.2.1. DISTRIBUCION MAS EFICIENTE DE TIEMPO DE CONTEO ENTRE LA MUESTRA Y EL FONDO.- Valores de la ecuación 5.10 pueden ser encontrados en la gráfica (ANEXO 2); en ésta existen datos para relaciones t_t/t_b desde 1 a 1000 y para relaciones $r_t/\ r_b$ desde 1 a 100,000. En donde:



Distribución de conteo más eficiente de tiempos de conteo entre muestra y fondo ambiental.

N_s = r_t - Razón de conteo de la muestra + fondo -cpm.

N_b = r_b - Razón de conteo del fondo -cpm.

t_s = t_t - Magnitud de tiempo de conteo de la muestra + fondo -min.

t_b - Magnitud del tiempo de conteo del fondo -min.

Por ejemplo:

a) Si $t_t/t_b = 20/10 = 2$

$r_t/r_b = 100/25 = 4$

Estos datos en la gráfica están sobre la línea de distribución más eficiente.

Por otro lado substituyendo valores en la ecuación tenemos:

$$\frac{20}{10} = \sqrt{\frac{100}{25}}$$

$$2 = \sqrt{4}$$

$2 = 2$ Concuerda con respecto a la ecuación 5.10

b) Si $t_t/t_b = 50/5 = 10$

y $r_t/r_b = 500/50 = 10$

Substituyendo estos valores en la ecuación 5.10 tenemos que t_t/t_b es diferente a la $\sqrt{r_t/r_b}$ y en la gráfica esta distribución no está sobre la línea. Concluyendo que las razones de conteo no son las adecuadas.[12,13]

5.2.2. 0.90 y 0.95 de error en razón de conteo bajo.

Si N_s = Razón de conteo de muestra + fondo ——— 60 cpm

t_s = No. de min de conteo de muestra + fondo ——— 10 min

N_b = Razón de conteo del fondo en cpm ——— 24 cpm

t_b = No. de min de conteo del fondo ——— 10 min

Ejemplo: $$\frac{N_s}{T_s} = \frac{60}{10} = 6$$

$$\frac{N_b}{t_b} = \frac{24}{10} = 2.4$$

(ANEXO 3) Para razones de conteo de 0 - 12.[12,13]

Para 90% ——— 4.7% En la determinación

$$\frac{N_s}{T_s} \text{ Vs } \frac{N_b}{T_b} = 6 \text{ Vs } 2.4$$

Para 95% ——— 5.6% En la determinación

5.2.3. 0.90 y 0.95 de error en razón de conteo bajo.

Ejemplo: Si N_s = 35 cpm t_s = 20 m

N_b = 15 cpm t_b = 20 m

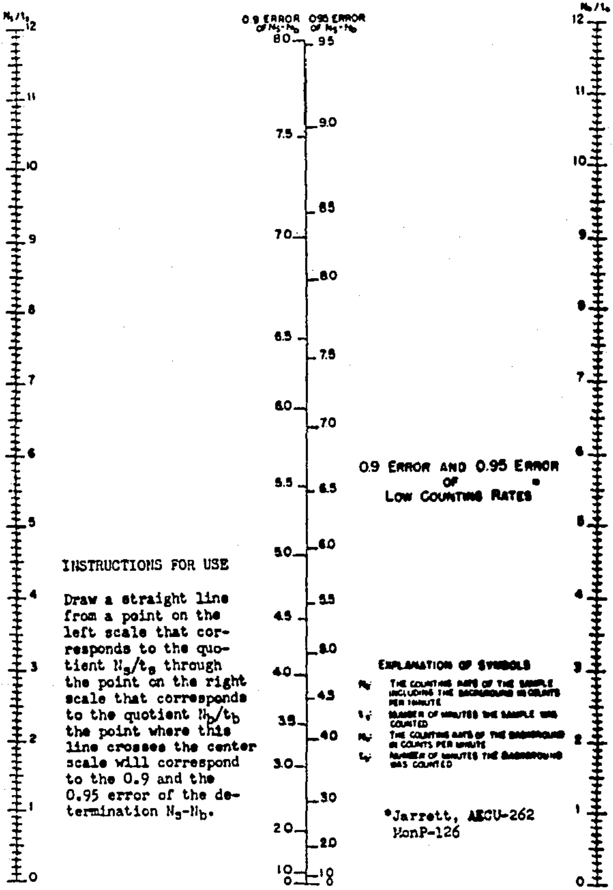
$$\frac{N_s}{t_s} = \frac{35}{20} = 1.75 \qquad \frac{N_b}{t_b} = \frac{15}{20} = 0.75$$

(ANEXO 4) Para razones de conteo de 0.0 - 3.3.[12,13]

Para 1.75 Vs 0.75

90% = 2.60 cpm

95% = 3.10 cpm

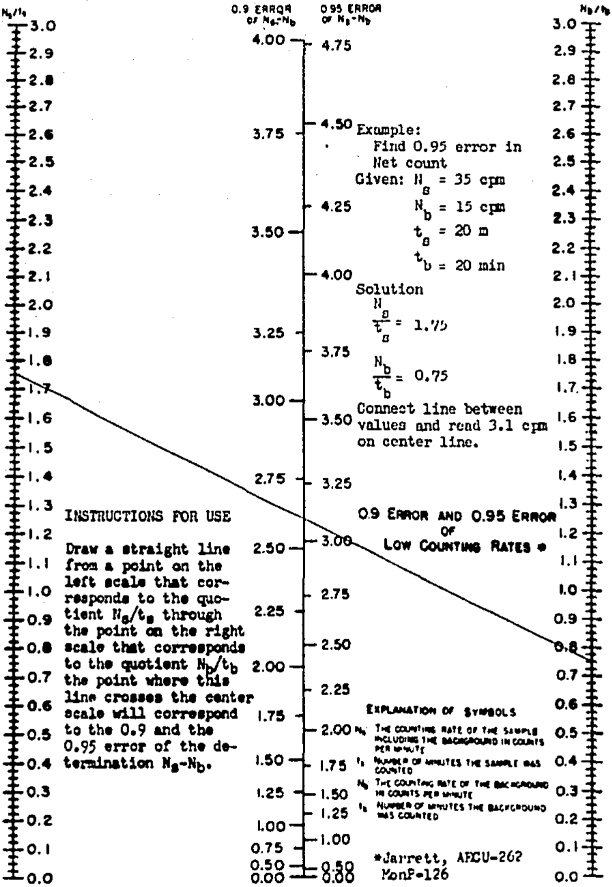


INSTRUCTIONS FOR USE

Draw a straight line from a point on the left scale that corresponds to the quotient N_s/t_s through the point on the right scale that corresponds to the quotient N_b/t_b the point where this line crosses the center scale will correspond to the 0.9 and the 0.95 error of the determination N_s-N_b.

*Jarrett, AECU-262
MonP-126

ANEXO 3.


N_s/t_s
3.0 2.9 2.8 2.7 2.6 2.5 2.4 2.3 2.2 2.1 2.0 1.9 1.8 1.7 1.6 1.5 1.4 1.3 1.2 1.1 1.0 0.9 0.8 0.7 0.6 0.5 0.4 0.3 0.2 0.1 0.0
0.9 ERROR OF N_s-N_b
4.00 3.75 3.50 3.25 3.00 2.75 2.50 2.25 2.00 1.75 1.50 1.25 1.00 0.75 0.50 0.00
0.95 ERROR OF N_s-N_b
4.75 4.50 4.25 4.00 3.75 3.50 3.25 3.00 2.75 2.50 2.25 2.00 1.75 1.50 1.25 1.00 0.50 0.00
N_b/t_b
3.0 2.9 2.8 2.7 2.6 2.5 2.4 2.3 2.2 2.1 2.0 1.9 1.8 1.7 1.6 1.5 1.4 1.3 1.2 1.1 1.0 0.9 0.8 0.7 0.6 0.5 0.4 0.3 0.2 0.1 0.0
Example:
Find 0.95 error in Net count
Given: N_s = 35 cpm
N_b = 15 cpm
t_s = 20 m
t_b = 20 min
Solution
$\frac{N_s}{t_s}$ = 1.75
$\frac{N_b}{t_b}$ = 0.75
Connect line between values and read 3.1 cpm on center line.
INSTRUCTIONS FOR USE
Draw a straight line from a point on the left scale that corresponds to the quotient N_s/t_s through the point on the right scale that corresponds to the quotient N_b/t_b the point where this line crosses the center scale will correspond to the 0.9 and the 0.95 error of the determination N_s-N_b.
0.9 ERROR AND 0.95 ERROR OF LOW COUNTING RATES *
EXPLANATION OF SYMBOLS
N_s THE COUNTING RATE OF THE SAMPLE INCLUDING THE BACKGROUND IN COUNTS PER MINUTE
t_s NUMBER OF MINUTES THE SAMPLE WAS COUNTED
N_b THE COUNTING RATE OF THE BACKGROUND IN COUNTS PER MINUTE
t_b NUMBER OF MINUTES THE BACKGROUND WAS COUNTED
*Jarrett, AECU-262
MonP-126

Estos valores obtenidos nos indican la diferencia que debe tener el conteo para tener esa confianza. Es decir, para un 90% de confianza debe haber una diferencia de 2.60 cpm en el conteo, de igual manera para un 95% de confianza deberá haber una diferencia en el conteo de 3.10 cpm.

5.2.4. 0.90 y 0.95 en razón de conteo bajo.[12,13]
(ANEXO 5) Para cuando $\frac{N_s}{t_s}$ tiene valores de 0 - 0.12

$\frac{N_b}{t_b}$ tiene valores de 0 - 0.12

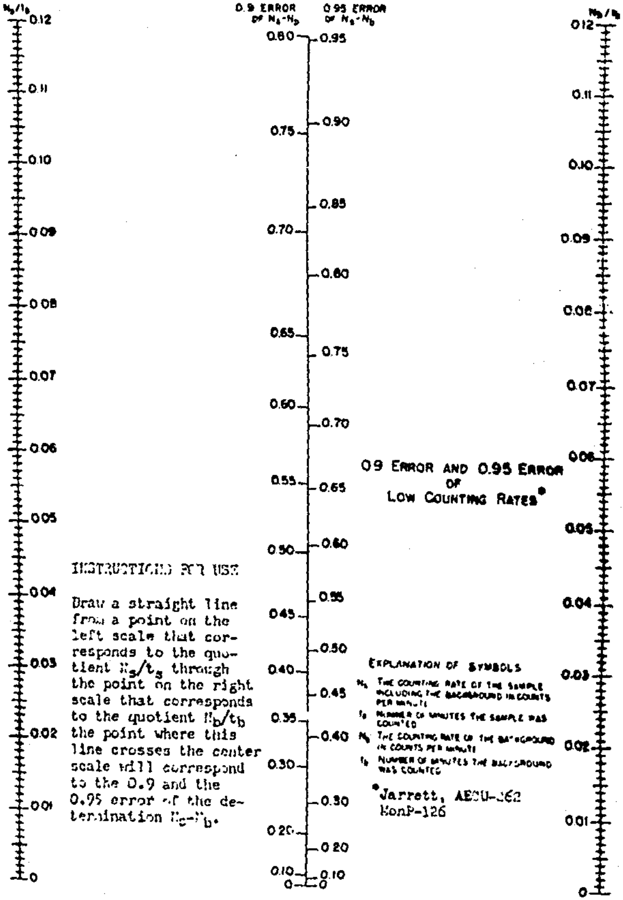
5.2.5. Razón de conteo alto.[12,13]

Para cuando la razón de conteo tiene valores de 1 —— 100,000 cpm en conteos de 1 —— 1,000 min

90% y 95% de confianza en determinaciones de razón de conteo. (ANEXO 6)

Ejemplo: Para 0.9 de error de conteo en una muestra que promedia 1260 cpm durante una determinación de 4 minutos, es de 29 cpm.

Cuando en equipos de conteo se sospecha de cuentas falsas provenientes de otros factores que no sean las de la radiación nuclear, éstas pueden ser comprobadas comparando las desviaciones de sucesivas mediciones. Un método consiste en calcular el error estándar de la diferencia entre dos razones de conteo de la misma fuente y comparándolas con las diferencias observadas entre las dos determinaciones, el error estándar de la diferencia de dos razones de conteo r_1 y r_2 tomadas en el tiempo t_1 y t_2 respectivamente será:



0.9 ERROR AND 0.95 ERROR OF LOW COUNTING RATES*

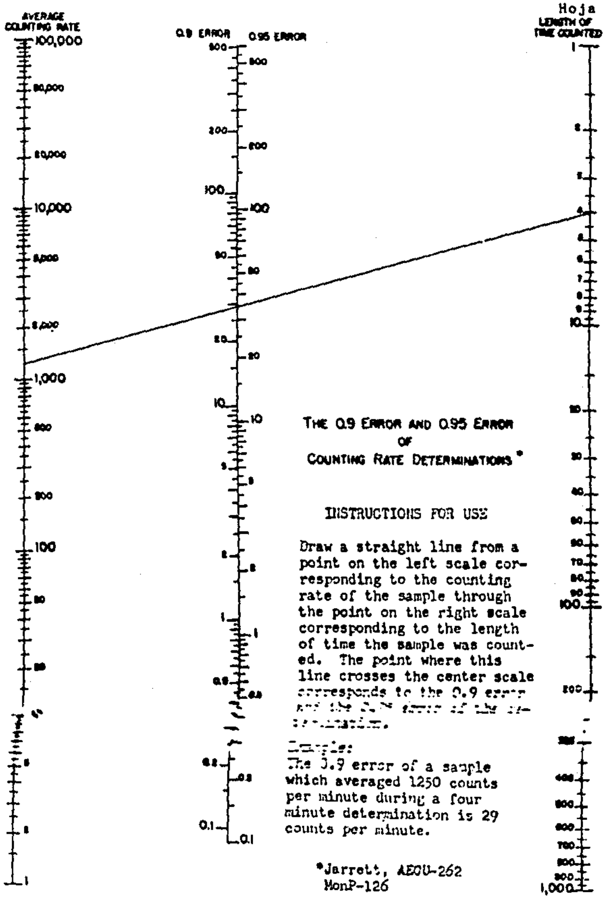
INSTRUCTIONS FOR USE

Draw a straight line from a point on the left scale that corresponds to the quotient N_s/t_s through the point on the right scale that corresponds to the quotient N_b/t_b the point where this line crosses the center scale will correspond to the 0.9 and the 0.95 error of the determination N_s-N_b.

EXPLANATION OF SYMBOLS

- N_s THE COUNTING RATE OF THE SAMPLE INCLUDING THE BACKGROUND IN COUNTS PER MINUTE
- t_s NUMBER OF MINUTES THE SAMPLE WAS COUNTED
- N_b THE COUNTING RATE OF THE BACKGROUND IN COUNTS PER MINUTE
- t_b NUMBER OF MINUTES THE BACKGROUND WAS COUNTED

*Jarrett, AECU-262 MonP-126



THE 0.9 ERROR AND 0.95 ERROR OF COUNTING RATE DETERMINATIONS *

INSTRUCTIONS FOR USE

Draw a straight line from a point on the left scale corresponding to the counting rate of the sample through the point on the right scale corresponding to the length of time the sample was counted. The point where this line crosses the center scale corresponds to the 0.9 error and the 0.95 error of the determination.

Example:
The 0.9 error of a sample which averaged 1250 counts per minute during a four minute determination is 29 counts per minute.

*Jarrett, AECU-262
MonP-126

$$\sigma = \left(\frac{r_1}{t_1} + \frac{r_2}{t_2} \right)^{1/2}$$

Si la probabilidad de la desviación observada es menor que 0.05 se dice que las desviaciones son debidas a otras causas que a la naturaleza estadística del proceso de desintegración.[2,12,13]

5.3. LIMITES DE CONFIANZA DE CONTEO ESTADISTICO.

Recordemos que nos gustaría medir la media verdadera μ pero en la práctica ésta es la cuenta observada n que es medida, y n difiere de μ por un error de $(n-\mu)$. Si A representa el valor numérico de n la cuenta se reportaría como $(A \pm a)$ donde a es el error en A. Sin embargo, no podemos asegurar los límites absolutos de a. Lo mejor que podemos hacer es indicar el grado de confiabilidad de que el error "a" no sea excedido.

En una tabla que se encuentra enlistada una distribución de frecuencias, la probabilidad de observar un error de conteo más grande que un cierto valor definido, podríamos hablar de un nivel de importancia p, un nivel de confianza de (1-p), un intervalo de 100(1-p)% o de un riesgo de 100p%. De esta manera si seleccionamos un nivel de importancia, decimos, p=0.05 (correspondiendo σ=1.96), entonces el nivel de confianza es 0.95 o 95% con un 5% de riesgo que el error observado sea mayor que "a".

El nivel de confianza básico es aquél definido por la desviación estándar, cuando σ=1.00 y p=0.3173. Conocido como el error estándar o nivel de una sigma $(n-\mu = z\sigma = 1.0\sigma)$, hay un 31.73% de oportunidad de que este nivel sea excedido, o un 68.27% de oportunidad que este nivel no sea excedido.

La confianza de los datos puede también informarse en término de alguno de los siguientes errores.

El error probable $P=0.6745\sqrt{\mu}$, y existe una oportunidad 50-50 que cualquier error específico sea mayor que el error probable. El error probable también puede calcularse a partir de la desviación estándar por la fórmula $P=0.6745\,\sigma$.

Error nueve décimas o noventa por ciento así llamado porque existen nueve oportunidades de diez que el error en una específica determinación sea más pequeño que este valor. Esta es comúnmente usada para informar de mediciones radiactivas, pero los resultados poseyendo desviaciones con una probabilidad tan alta como ésta no son muy importantes.

Error de 95%. Así llamado porque existe 95% de oportunidad que el error en una específica determinación sea más chico que este valor. Datos que estén dentro de este nivel de variación se consideran importantes. Este es algunas veces llamado el nivel 0.05 de importancia.

Error de 99%. Significa una importancia que los errores de 99% de las determinaciones sean menores a este valor. Este grado de confiabilidad es altamente significativo. (12,13)

5.3.1. ERRORES USADOS PARA DEFINIR NIVELES DE CONFIANZA.

NOMBRE DE ERROR	INTERVALO	PROBABILIDAD	NIVEL DE CONFIANZA
PROBABLE	$x \pm 0.67\,\sigma$	0.50	50%
DESVIACION ESTANDAR (ERROR ESTANDAR)	$x \pm \sigma$	0.32	68%
NOVENTA POR CIENTO	$x \pm 1.64\,\sigma$	0.10	90%
NOVENTA Y CINCO	$x \pm 1.96\,\sigma$	0.05	95%
DOS SIGMAS	$x \pm 2\,\sigma$	0.045	95.5%
NOVENTA Y NUEVE POR CIENTO	$x \pm 2.58\,\sigma$	0.01	99%
TRES SIGMAS	$x \pm 3.0\,\sigma$	0.0027	CASI 100%

Ejemplo:

Determinar los intervalos de error para una sola medición sea ésta $x = 100$

Si $\sigma = \sqrt{x} = \sqrt{100} = 10$

$$x \pm 0.67\sigma = 100 \pm 0.67 \times 10 \begin{cases} 100 - 6.7 = 93.30 \\ 100 + 6.7 = 106.70 \end{cases}$$

Límites 93.30 - 106.70 $\triangleright$ 50% de confianza.

$$\text{Para } x \pm \sigma = 100 \pm 10 \begin{cases} 100 - 10 = 90 \\ 100 + 10 = 110 \end{cases}$$

Límites 90 - 110 $\triangleright$ 68% de confianza.

$$\text{Para } x \pm 1.64\,\sigma = 100 \pm 16.4 \begin{cases} 100 - 16.4 = 83.6 \\ 100 + 16.4 = 116.4 \end{cases}$$

Límites 83.6 - 116.4 $\triangleright$ 90% de confianza.

$$\text{Para } x \pm 2.58\sigma = 100 \pm 25.8 \begin{cases} 100 - 25 = 75 \\ 100 + 25 = 125 \end{cases}$$

Límites 75 - 125 $\triangleright$ 99% de confianza.

$$\text{Para } x \pm 3\sigma = 100 \pm 30 \begin{cases} 100 - 30 = 70 \\ 100 + 30 = 130 \end{cases}$$

Límites 70 - 130 $\triangleright$ Casi 100% de confianza.

5.4. LIMITES DE CONFIANZA EN UN CONTADOR.- Esto nos indica los límites del probable funcionamiento satisfactorio de un instrumento al relacionar el factor de confianza (R.F.) contra la probabilidad P. Así tenemos que:

$$R.F. = \frac{S}{\sigma} \text{ Vs } P$$

En donde:

S - Desviación estándar observada.

σ - Desviación estándar teórica.

P - Probabilidad de que las observaciones tengan una desviación mayor a la de la distribución de Poisson que podría esperarse de una sola observación.

Si P está entre 0.10 y 0.90 la operación del instrumento probablemente sea satisfactoria.

Si P está entre menos de 0.02 o mayor de 0.98, el instrumento no está funcionando satisfactoriamente.

Existen gráficas como la del ANEXO 7 en donde se encuentran los límites estadísticos de confianza en un contador.

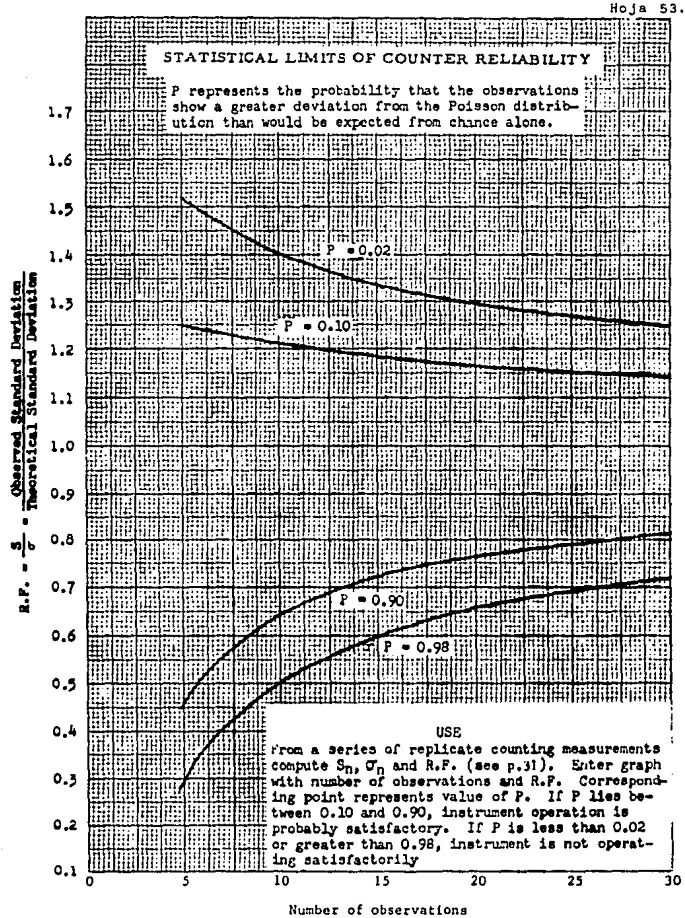
Por ejemplo:

a) Si $R.F. = \frac{40}{38} = 1.05$ para 20 observaciones, se obtiene de la gráfica del ANEXO 7 que P = 0.10 - 0.90, por lo tanto el instrumento probablemente funciona satisfactoriamente.

b) Si $R.F. = \frac{40}{21} = 1.9$ para 30 observaciones, por gráfica observamos que P = 0.02 por lo tanto el instrumento funciona mal.

Se dice que si el factor de confianza se acerca a la unidad, el aparato probablemente funciona satisfactoriamente y si el R.F. es muy grande está mal el aparato.

En la misma gráfica donde se lee P nos indica el número de observaciones que tendríamos que hacer como mínimo.[12,13]


STATISTICAL LIMITS OF COUNTER RELIABILITY
P represents the probability that the observations show a greater deviation from the Poisson distribution than would be expected from chance alone.
P = 0.02
P = 0.10
P = 0.90
P = 0.98
USE
From a series of replicate counting measurements compute S_n, σ_n and R.F. (see p.31). Enter graph with number of observations and R.F. Corresponding point represents value of P. If P lies between 0.10 and 0.90, instrument operation is probably satisfactory. If P is less than 0.02 or greater than 0.98, instrument is not operating satisfactorily
R.F. = $\frac{S}{\sigma}$ = $\frac{\text{Observed Standard Deviation}}{\text{Theoretical Standard Deviation}}$
1.7
1.6
1.5
1.4
1.3
1.2
1.1
1.0
0.9
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
0.1
0
5
10
15
20
25
30
Number of observations

ANEXO 7.

5.5. APLICACIONES DE LA ESTADISTICA A LA MEDIDA DE LA RADIACTIVIDAD. (PRACTICA).

Los siguientes son datos que se obtuvieron al efectuarse en el laboratorio una práctica experimental. Como fuente radiactiva se empleó un radioisótopo con vida media de 28.5 años. Se empleó detector tipo centelleo y un miniescalador monocanal EBERLINE modelo MS-2 al cual se le establecieron las condiciones de operación de la práctica, tratando de eliminar los errores sistemáticos que podían variar las lecturas.

Primeramente se le tomó a la fuente radiactiva una sola medición en 5 minutos, la cual fue de:

Y = 88 858 cuentas/5 minutos

$\therefore Y$ = 1777 cuentas

Después, primeramente se le tomó con intervalos de 6 segundos 100 lecturas, las cuales se enlistan como sigue con sus respectivos valores, estos valores se tomaron únicamente como sucesos que fueron registrados en aparato EBERLINE MS-2.

TABLA 1 - LECTURAS REGISTRADAS EN CUENTAS CADA 6 SEGUNDOS

1	1685	1692	1684	1605	1628	1604	[illegible]	1607	1552	1602
2	1634	1654	1684	1622	1689	1619	1675	1593	1649	1618
3	1653	1630	1571	1618	1583	1619	1663	1583	1599	1576
4	1710	1683	1656	1726	1669	1644	1549	1614	1595	1661
5	1750	1620	1656	1672	1638	1637	1593	1584	1666	1580
6	1762	1715	1677	1574	1562	1612	1706	1620	1620	1618
7	1712	1734	1665	1632	1640	1546	1678	1621	1641	1569
8	1671	1721	1641	1651	1575	1594	1586	1604	1574	1648
9	1638	1688	1644	1603	1635	1604	1562	1563	1675	1636
10	1634	1647	1614	1644	1611	1617	1614	1642	1639	1601
$\sum$	16849	16784	16491	16347	16230	16096	16206	16031	16210	16099

a) Determinación de la media estadística que para nuestro caso, será el promedio de las lecturas cortas, o sea, $\bar{m}$, obteniéndose ésta, diviendo la suma total de las lecturas $\sum N$, entre el número de lecturas tomadas n.

$\bar{m}$ - Media estadística

$$\bar{m} = \frac{\sum N}{n}$$

Para nuestro ejemplo tenemos de la tabla de lecturas:

$$\sum N = 16849 + 16784 + 16491 + 16347 + 16230 + 16096 + 16206 + 16031 + 16210 + 16099$$

y n = 100 Lecturas tomadas

$$\bar{m} = \frac{\sum N}{n} = \frac{163\ 343}{100}$$

Por lo tanto, la media será:

$\bar{m}$ = 1 633 cuentas

Este valor nos indica el valor alrededor del cual se encuentra el valor verdadero de la medición.

b) Cálculo de la desviación estándar "σ". Por estadística tenemos que $\bar{m} = \sigma^2$. Para nuestra práctica en el laboratorio tenemos que la desviación estándar σ se calcula despejándola de esta ecuación

$$\sigma = \sqrt{\bar{m}}$$

$$\sigma = \sqrt{1633}$$

$$\sigma = 40 \text{ cuentas}$$

Este valor indica el rango en el cual se encontrarán 68% de las mediciones.

c) Cálculo del error relativo o desviación estándar de la media está definido por

$$E = \frac{\sigma}{\bar{m}} \times 100$$

$$E = \frac{40}{1633} \times 100 \qquad E = 2.45\%$$

Este valor se refiere a la desviación que tiene la media estimada.

d) Dibujar en hoja de papel milimétrico, el histograma de frecuencias, curva de distribución normal o de Gauss y determinar el valor del pico "X" con datos de la gráfica. (Ver anexos)

e) Determinación de los porcentajes en diferentes intervalos

I) $\bar{m} \pm \sigma$ intervalo de una sigma

$1633 \pm 40 = 1593 - 1673$

Este intervalo nos indica que el 68% de las mediciones están comprendidas dentro de una desviación estándar

II) $\bar{m} \pm 2\sigma$ intervalo de dos sigmas

$1633 \pm 80 = 1553 - 1713$

Este intervalo nos indica que casi el 95% de los valores estarán comprendidos dentro de dos desviaciones estándar y es posbile creer que estamos en lo cierto en un 95% de las veces y estar equivocados el 5% restante.

III) $\bar{m} \pm 3\sigma$ intervalo de tres sigmas

$1633 \pm 120 = 1513 - 1753$

Este intervalo incluye por lo general cerca del 100% de las observaciones, o sea comprendidas dentro de tres desviaciones estándar.

Intervalos de lecturas para dibujar el histograma de frecuencias, con base de datos de la tabla.

	INTERVALOS	FRECUENCIA	
1	1513 - 1553	3 Lecturas	III
2	1553 - 1593	17 Lecturas	卌 卌 卌 II
3	1593 - 1633	30 Lecturas	卌 卌 卌 卌 卌
4	1633 - 1673	30 Lecturas	卌 卌 卌 卌 卌
5	1673 - 1713	14 Lecturas	卌 卌 卌
6	1713 - 1753	6 Lecturas	卌 I
		100	

Intervalo de $\pm\ 1\sigma$ se encuentran 60 lecturas
Intervalo de $\pm\ 2\sigma$ se encuentran 91 lecturas
Intervalo de $\pm\ 3\sigma$ se encuentran 100 lecturas

Esto nos dice que el intervalo en donde se encuentra la mayor frecuencia de número de lecturas es aquel que presenta $\pm$ una desviación estándar del valor de la media y que si consideramos a la media $\pm$ tres desviaciones estándar se incluirán todas las lecturas.

Así decimos que un intervalo de confianza proporciona un intervalo de valores, centrado en el valor estadístico de la muestra, en el cual supuestamente se localiza el parámetro de la población, con un riesgo de error conocido. Los niveles de confianza que se utilizan con mayor frecuencia son los de 90%, 95% y 99% cuyos límites está dado por la fórmula que dice $\bar{m} \pm k\,\sigma$ en donde:

$k = 1.645$ ——— 90%
$k = 1.960$ ——— 95%
$k = 2.576$ ——— 99%

Existen también errores en una estimación de intervalos y estos errores se refieren a la desviación (diferencia) entre el valor medio de la muestra y la media real de la población y se puede representar como:

$$\bar{m} \pm e$$

Los límites de confianza del 50% para un valor dado

$$\bar{m} \pm 0.674\ \sigma$$

La cantidad 0.674 se conoce como error probable de la estimación; éstos son válidos únicamente para muestras grandes mayores de 30.

Los límites de confianza pueden ser observados al dibujar el histograma de frecuencias. (ANEXO 8).

Como se observa en el intervalo de $\pm 3\sigma$ se encuentran el 99% de las lecturas de las mediciones.[12,13]

ELIMINACION DE VALORES ANOMALOS.- Tomemos por ejemplo, el valor más retirado de la media de las lecturas, es el de 1762 cuentas.

La media y su desviación típica

$$\bar{x} = 1633 \pm 2\sigma = 1633 \pm 80$$

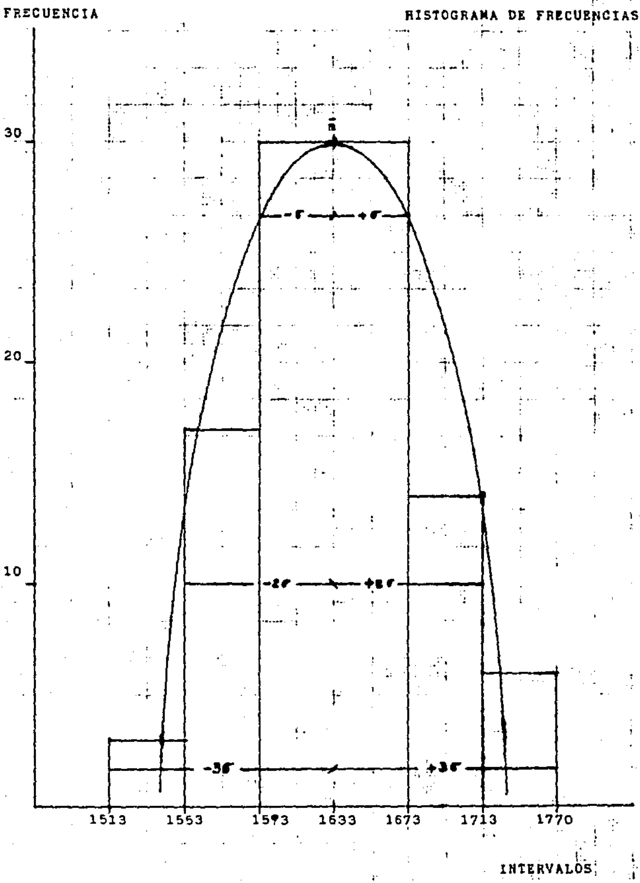
$$D = 1762 - 1713 = 49$$

$$\frac{\epsilon}{\sigma} = \frac{49}{40} = 1.22$$

Por el criterio de Chauvenet en tablas nos indica que para n = 100 $\epsilon / \sigma = 2.80$.

Y aquí como $1.22 < 2.80$ no se rechaza esta medición.[1,11]

ANEXO 8.


FRECUENCIA
HISTOGRAMA DE FRECUENCIAS
30
20
10
x̄
-σ
+σ
-2σ
+2σ
-3σ
+3σ
1513
1553
1593
1633
1673
1713
1770
INTERVALOS

C O N C L U S I O N E S

La Estadística es un instrumento que con precisión permite describir resultados y ayuda a tomar decisiones a partir de ellos.

La estadística aplicada a la medida de la radiactividad, permite deducir si un instrumento de detección radiactiva funciona adecuadamente y es una eficaz ayuda en la selección de tiempos de conteo más adecuados cuando el nivel del fondo ambiental es bajo o alto y la fuente radiactiva es de baja o alta actividad, con el fin de lograr el nivel de confianza, generalmente 95% en el Area Nuclear, u otro que se desee emplear.

La comprensión de la naturaleza estadística de las mediciones de la radiación nuclear es importante tanto para el diseño de experimentos como en la interpretación de los resultados.

Los sistemas de detección de radiación se basan en la estadística de distribución binomial por ser un proceso que está constituido por eventos al azar; su caso limitante es la Distribución de Poisson, ambas utilizadas para variables discontinuas y con valores enteros.

La función de distribución normal o de Gauss para variables continuas, es más general y de más fácil manejo para usos analíticos, y proporciona las bases de la teoría estadística de los errores.

El objetivo de la inferencia estadística es poder deducir a partir de un conjunto de observaciones que alguna distribución fuera producida por estas observaciones.

B I B L I O G R A F I A

1. CHASE GRAFTON D. & RABINOWITZ JOSEPH L. PRINCIPLES OF RADIO-ISOTOPE METHODOLOGY. 3TH EDITION BURGESS PUBLISHING CO. MINNEAPOLIS, MINN. 1967.
2. PRICE WILLIAM J. NUCLEAR RADIATION DETECTION 2ND EDITION MCGRAW HILL BOOK CO. NEW YORK. 1964.
3. GLENN F. KNOLL.RADIATION DETECTION AND MEASUREMENT JOHN WILEY & SONS. NEW YORK. 1979.
4. FRIEDLANDER KENNEDY MACIAS MILLER. NUCLEAR AND RADIOCHEMISTRY. 3TH EDITION. JOHN WILEY & SONS. NEW YORK. 1981.
5. GREGORY R. CHOPPIN AND JAN RYDBERG. NUCLEAR CHEMISTRY THEORY AND APLICATIONS. PERGAMON PRESS. OXFORD, ENGLAND. 1980.
6. MURRAY R. SPIEGEL. PROBABILIDAD Y ESTADISTICA. 1ST EDITION MCGRAW HILL BOOK. U.S.A. 1975.
7. ANDRE VESSEREAU. LA ESTADISTICA 8a. EDICION. EDITORIAL UNIVERSITARIA DE BUENOS AIRES. 1971.
8. H.T. HAYSLETT. ESTADISTICA SIMPLIFICADA. 1A. EDICION. CIA. GENERAL DE EDICIONES, S.A. MEXICO, D.F. 1973.
9. PAUL G. HOEL. INTRODUCTION TO MATHEMATICAL STATISTICS. 3TH EDITION. JOHN WILLY & SONS. U.S.A. 1962.
10. A. K. SHAHANI Y P.K. NANDI. ESTADISTICA VOLUMEN II. PROBABILIDAD Y DISTRIBUCIONES DE PROBABILIDAD. 1A. EDICION. EDITORIAL LIMUSA. MEXICO. 1975.
11. ALVIN E. LEWIS. BIOESTADISTICA. 1A. EDICION. CIA. EDITORIAL CONTINENTAL. MEXICO. 1970.
12. U.S. DEPARTMENT OF HEALTH EDUCATION AND WELFARE RADIOLOGICAL HEALTH HAND BOOK. WASHINGTON, D.C. 1970.
13. CABRERA, LUIS. INSTRUMENTACION NUCLEAR EN SEGURIDAD INDUSTRIAL. MODULO 2. DIPLOMADO EN SEGURIDAD RADIOLOGICA. FQ/UNAM. 1989.
14. ATTILA VERTES, ISTVAN KISS. NUCLEAR CHEMISTRY. ELSEVIER 1987.