UNIVERSIDAD AUTÓNOMA AGRARIA

ANTONIO NARRO

DIVISIÓN DE CIENCIA ANIMAL

Muestreo y Métodos Estadísticos de Uso Pecuario

POR:

Jaime Contreras Valdez

MONOGRAFÍA

Presentada como Requisito Parcial para

Obtener el Titulo de:

Ingeniero Agrónomo Zootecnista

Buenavista, Saltillo, Coahuila, México.

Diciembre del 2000

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA AGRARIA
ANTONIO NARRO

DIVISION DE CIENCIA ANIMAL
Muestreo y Métodos Estadísticos de Uso Pecuario

Por:
Jaime Contreras Valdez

Que somete a la consideración del H. Jurado examinador como requisito parcial para obtener el titulo de:

Ingeniero Agrónomo Zootecnista

APROBADA

Asesor principal

MC. Jaime M Rodríguez Del Ángel

Asesor	Asesor
Dr. Jesús Fuentes Rodríguez	ING. Jesús Macias Hernández

El Coordinador de la División de Ciencia Animal

ING. José Rodolfo Peña Oranday

Buenavista, Saltillo, Coahuila Diciembre del 2000

CONTENIDO

INTRODUCCIÓN

La presente recopilación de temas como muestreo y métodos estadísticos de uso pecuario, nace de la necesidad de ampliar el conocimiento sobre las diferentes formas en que el estudio de un fenómeno de interés en el ámbito de la zootecnia, pude ser observado, analizado, evaluado y determinado, con el propósito de tener un conocimiento mas cabal de nuestro entorno. Durante nuestra preparación como profesionales de la Zootecnia, están contemplados cursos de Estadística y Diseños Experimentales, que nos inician en el proceso de evaluación de respuestas mediante el método científico, el cual incluye por supuesto, la utilización de la estadística como herramienta básica. Sin embargo, las limitantes de tiempo, heterogeneidad de la carga académica, falta de equipo y otras, no dan espacio para adentrarnos en el conocimiento de técnicas estadísticas especificas para el campo de estudio que actualmente nos ocupa. Los sistemas computacionales independientemente de facilitarnos los cálculos que implica la utilización de la estadística, nos permite contar con un gran volumen de información actualizada, la cual si bien es cierto, no esta aplicada directamente a los aspectos pecuarios gran parte de ella puede ser utilizada mediante inferencia, en esta área.

A continuación, sin pretender establecer un tratado sobre cada uno de los temas que aquí se mencionan, procuráramos determinar brevemente la utilización de los mismos en el campo de la zootecnia.

MUESTREO.- gran parte de nuestro conocimiento atravez de la investigación científica esta basado en la inferencia muestral, pero poca atención prestamos a los problemas de cómo obtener una muestra y de cómo sacar conclusiones satisfactorias de sus resultados. Lo anterior no es importante si nuestra población en estudio es homogénea, de tal manera que cualquier tipo de muestra dará los mismos resultados. Cuando efectuamos pruebas para detectar brucelosis, utilizamos unas cuantas gotas de sangre para determinar la salud del animal, lo anterior se basa en el supuesto de que la sangre dentro del animal es homogénea y que una gota es idéntica a otra. Pero cuando el material no es homogéneo, como a menudo es el caso, es critico el método mediante el cual fue tomada la muestra y el estudio de las técnicas que aseguren la confiabilidad de la muestra se vuelve importante, así también no deja de ser bueno revisar las principales ventajas del muestreo cuando es comparado con la enumeración completa.

METODOS CORTOS NO PARAMETRICOS.- Cuando utilizamos métodos rápidos para tratar con muestras de poblaciones en la comparación de dos medias, apareadas o independientes, tomamos a la Distribución Normal como la fuente de todo nuestro muestreo. Existe interés por encontrar métodos que sean aplicables a una gran variedad de poblaciones. Tales métodos asignados en ocasiones métodos libres de distribución, se hacen necesarios al muestrear poblaciones que están muy lejos de ser normales. Algunas veces no contamos con escala para medir caracteres y sin embargo uno cree poder distinguir grados en el merito. El especialista en mejoramiento de ganado, por ejemplo, juzga la conformación del cuerpo del animal calificando a los sujetos por el fenotipo y luego asigna categorías 1,2,.......n. en la misma forma los expertos en alimentos clasifican sus preparados de acuerdo con sabor o palatabilidad. Si el ordenamiento de un conjunto de sujetos o tratamientos se hace por la muestra aleatoria de jueces, se podrán sacar inferencias acerca de la clasificación en la población de donde se tomo la muestra de jueces; a pesar de que los parámetros de las distribuciones no se pueden poner por escrito.

DISEÑOS BALANCEADOS Y PARCIALMENTE BALANCEADOS DE BLOQUES INCOMPLETOS.- Estos diseños son arreglos de bloques o grupos que son mas pequeños que una repetición completa y tienen como objetivo reducir la heterogeneidad en una cantidad mayor de la que es posible en un bloques al azar o en un cuadro latino. Normalmente son utilizados para experimentos en mejoramiento y selección de plantas y animales, en los que se desea hacer todas las comparaciones entre pares de tratamientos con igual precisión. En consecuencia, se emplea un método diferente para reducir el tamaño de bloque, este grupo de diseños es especialmente adecuado para experimentos con animales grandes (vacas, toretes, avestruces, etc.), con dos tres o cuatro tratamientos. En la mayor parte de nuestras investigaciones pecuarias solo consideramos unos pocos tratamientos o pruebas a la vez y en un numero de individuos relativamente pequeño tal es el caso del diseño reversible CROOS – OVER DESIGNS, el cual se utiliza normalmente en vacas lecheras; supóngase que se desea comparar los efectos de dos raciones alimenticias sobre la calidad y cantidad de la leche producida por las vacas. Puesto que las vacas varían mucho su producción lechera, cada ración se prueba sobre cada vaca, alimentándola durante la primera y la segunda mitad del periodo de lactancia, de modo que cada vaca constituya una repetición completa de los tratamientos. Ahora bien se sabe que el rendimiento de la leche de cada vaca declina bruscamente de la primera a la segunda mitad. Un experimento que permita el ensayo de dos raciones con diez vacas se puede describir como una serie de bloques completos balanceados. De aquí, si los efectos de los periodos son mas o menos los mismos para todas las vacas el croos – over design, se interpreta constituyendo el análisis de varianza con los grados de libertad reducidos.

PUT AND TAKE ANIMALS.- La evaluación de forrajes basada en términos reales, tales como carga animal, producción de carne y cantidad de proteína de origen animal por hectárea, son temas que a la fecha despiertan gran controversia, principalmente por la limitante que en metodología se tiene en este aspecto. Algunos métodos son deficientes en el sentido de que no toman en cuenta el forraje requerido para el mantenimiento de los animales y el gasto de energía que demanda la actividad de pastoreo. Por otra parte las medidas de calidad de la pastura tales como ganancia de peso conversión alimenticia, dependen grandemente de las características de los animales que son usados para pastorear. El Método de Unidad Efectiva de Alimento, elimina este problema haciendo ajustes periódicos en función del tamaño de la pastura y el numero de animales sobre la misma, para compensar los cambios de ritmo durante el año tanto en cantidad como en calidad.

Por todo lo expresado anteriormente fue que consideramos importante, hacer la recopilación de información que aquí se presenta y que tiene como objetivos;

- Presentación temas estadísticos que pueden ser utilizados en la evaluación de estudios pecuarios y que normalmente no se contemplan en el programa analítico de las materias Estadística Y Diseños Experimentales, cursadas durante la carrera de Ingeniero Agrónomo Zootecnista.

- Que esta monografía sirva para cumplir con lo expresado en el Articulo 85°, IV. Del Reglamento Académico para Alumnos de Licenciatura de la U A A A N y obtener el Titulo de Ingeniero Agrónomo Zootecnista.

TEMAS GENERALES DE MUESTREO

Introducción;

Por medio del muestreo deseamos hacer inferencia de una población por medio de una muestra o equivalentemente, la información obtenida en la muestra. Nuestro conocimiento, nuestras actitudes y nuestras acciones, están basadas, en gran parte, en muestras. Esto es igualmente cierto en la vida cotidiana y en la investigación científica. La opinión de una persona sobre una institución que lleva a cabo miles de transacciones diarias, con frecuencia está determinada por uno o varios encuentros que esa persona ha tenido con la institución, en el curso de varios años. El viajero que pasa diez días en el extranjero y entonces procede a escribir un libro contándoles s sus habitantes como revivir sus industrias, reformar sus sistemas políticos, balancear su presupuesto, y mejorar el alimento en sus hoteles, es una clásica figura cómica. Pero en un sentido real, se diferencia de los científicos en política que dedicaron 20 años viviendo y estudiando en el país, en el que se basa sus conclusiones sobre una experiencia mucho más pequeña y es menos consiente del grado de su ignorancia. En las ciencias y en las humanidades nos faltan los recursos solo un fragmento del fenómeno que posiblemente aumente nuestro conocimiento.

Durante los últimos años poca atención se había prestado a los problemas de como obtener una muestra y de como sacar conclusiones satisfactorias de sus resultados. Esto no importa tanto mientras sea uniforme el material de donde estemos muestreando, de tal manera que cualquier tipo de muestra de resultados iguales. Los diagnósticos de laboratorio sobre el estado de nuestra salud son realizados en base a unas cuantas gotas de sangre. Este procedimiento está basado en la suposición de que, en el torrente circulatorio, la sangre está bien mezclada y que una gota cuenta la misma historia que otra, pero cuando el material está muy lejos de ser uniforme, como a menudo es el caso, es crítico el método mediante el cual fue tomada la muestra y el estudio de las técnicas que aseguren la confiabilidad de la muestra se vuelve importante.

En la mayoría de las aplicaciones, para las cuales esta teoría fue elaborada, el conjunto acera del cual se desea información, es finito y delimitado. En algunos casos parece factible obtener la información realizando una enumeración completa o censo. Los administradores acostumbrados a tratar con censos, inicialmente se inclinaban a sospechar de las muestras y se resistían
a usarlas en lugar de los censos. Aunque esta actitud ya no persiste, no deja de ser bueno revisar las principales ventajas del muestreo cuando es comparado con la enumeración completa.

APLICACIONES DEL MUESTREO

Aplicaciones del muestreo a cuestiones económicas.

Presupuestos familiares.

Una de las más importantes aplicaciones económicas del muestreo es la obtención de datos sobre presupuestos familiares. La unidad última o física de este tipo de estudios está constituida por la familia o conjunto de individuos que vive bajo un mismo techo y constituye una unidad económica de consumo, aunque no siempre están unidos por lazos de parentesco. Los procedimientos de muestreo utilizados suelen ser una combinación del muestreo estratificado con el muestras por áreas, cuando se dispone de listas que permitan efectuar un muestreo estratificado aleatorio. Las estimaciones básicas son las de valores medios y totales de ingresos, de ahorro y de gastos para diferentes artículos y grupos de artículos, así como de porcentajes sobre el gasto familiar o ingreso familiar total y dentro de determinados grupos. Generalmente interesa comparar los resultados correspondientes a diversas zonas o dominios de estudio.

Como grandes clases que después se subdividen en otras más pequeñas, hasta llegar a veces a destacar los gastos para algunos artículos importantes, sueles establecerse las siguientes:

Alimentación, vestido y calzado, alojamiento o alquiler de vivienda, gastos de la casa y varios. A veces se considera separadamente el gasto correspondiente a combustible y luz, así como el de muebles, higiene y médico. En ocasiones se separan las bebidas, en particular las alcohólicas, de los alimentos incluyendo en el grupo, el tabaco.

Es importante distinguir entre bienes de uso corriente, como son la alimentación y limpieza, bienes duraderos, como muebles y aparatos eléctricos del hogar, así como considerar separadamente los servicios: transportes, enseñanza, seguros de vida, etc.

La investigación y análisis de los presupuestos familiares presenta características especiales que influyen en el diseño de la muestra desde sus primeras etapas. La dificultad para obtener datos fidedignos continuados ha llevado con frecuencia a contentarse con tener que utilizar muestras que en su diseño fueron probabilísticas, pero que en la práctica dejaron de serlo por el elevado porcentaje de falta de respuestas.

Consideraciones generales y diseño de la muestra.

Como objetivo inmediato de la recolección de datos sobre presupuestos familiares pueden señalarse el estudio del nivel de ingresos y gastos, de la distribución de ambos en la población y de la repartición de ingresos familiares en diferentes capítulos, así como la comparación de los resultados obtenidos en determinados grupos o comarcas.

Es evidente la dificultad de obtener datos sobre ingresos y gastos familiares. Aparte de la desconfianza o aversión a proporcionar datos de tipo económico y financiero, resulta incómodo llevar cuenta detallada de las cantidades que se gastan. Para algunas familias no se trata ya de incomodidad, como ocurre en el caso de personas analfabetas o que carecen de tiempo para tales anotaciones. Por todo lo expuesto es casi imposible efectuar un censo, y habrá que conformarse con la selección de una muestra de familias.

Otra cuestión a tener en cuenta es la de las probables diferencias en las declaraciones obtenidas según la persona de la familia a la que se interroga. Corrientemente se registran los datos obtenidos de la cabeza de la cabeza de la familia o el ama de casa. Una vez seleccionada la muestra de familias, el entrevistador hace una lista de las personas que estén en condiciones de responder en cada familia y da mayor probabilidad de selección a los que se encontraban presentes.

Además de la consideración de los dominios de estudio constituidos por lo grupos o comarcas que tratemos de comparar, convendrá que el muestreo sea estratificado para mayor precisión de los resultados. La estratificación por ingresos y tamaño de la familia no siempre es factible por carecer de la información necesaria al respecto. En todo caso convendrá tener presente los principales factores que pueden influir en los ingresos y presupuestos. Una estratificación aproximada por clases socioeconómicas puede efectuarse teniendo presente las condiciones de la zona de la ciudad o región a que se refiere a la muestra.

Estimación y análisis.

Como hemos dicho las características a estimar a partir de los datos recogidos son fundamentalmente la de ingresos y gastos medios por familia, y el porcentaje de gastos de diversos artículos o grupos de estos, dentro de cada estrato o dominio de estudio. En ciertas ocasiones también el total de ingresos y gastos, aunque ello requiere en general un diseño muestral de mayor complicación, así como un mayor tamaño de muestra. Una primera cuestión a decidir es la manera de recoger los datos, si por correspondencia, por entrevista única o por anotación efectiva de los gastos de la familia, con o sin ayuda del agente entrevistador durante el período a que se extiende el estudio. El primer procedimiento requeriría una preparación y un deseo y posibilidad de cooperación que raramente se encuentra en la práctica. En realidad hay que decidir entre la entrevista única para recoger datos relativos a todo el período de estudio, o las visitas repetidas para ayudar a la confección de la cuenta.

Para la estimación de valores medios se utilizan algunas fórmulas. En lo que se refiere a la estimación del porcentaje medio de gastos por familia, podrían en principio, utilizarse dos fórmulas distintas:

1.- La media de los porcentajes correspondientes a las familias incluidas en la muestra, e en el estrato que se considere de la misma (podría tratarse de un media aritmética simple o ponderada).

2.- El cociente de la suma de todos los gastos de las familias incluidas en el artículo o grupo de artículos incluidos por la suma de los gastos parciales de cada familia, los totales de la misma.

Debe observarse que la segunda estimación podría observarse como un gasto particular de la primera, al tomar como ponderación de los gastos parciales de cada familia los totales de la misma.

Escalas de consumo.

Las escalas de consumo pueden considerarse como otro caso particular, cuando se trata de establecer medidas de entidades difícilmente cuantificables. El problema general podría enunciarse de la siguiente forma: Descomponer ciertos conglomerados o unidades complejas en unidades simples de la manera mas eficiente desde el punto de vista de las necesidades de información y de la economía en los recursos. En este caso , las unidades son las familias, esto es, conglomerados de individuos cuya capacidad consumidora puede ser muy diferente. Las dificultades que presenta la comparación cuantitativa de los diferentes tipos de familia han hecho que en muchas ocasiones se prescinda de tal consideración. Pero así como al estudiar el consumo de los individuos, según la edad, interesa eliminar o tener en cuenta la influencia del peso en los mismos, también puede ser conveniente medirlas familias en un cierto tipo de unidades. Una de las dificultades consiste en que la medida del tamaño depende del grupo de artículos que se consideren. Cada tipo de individuo tendrá mayor capacidad de consumo en lo que se refiere a cierto capitulo o grupo de artículos. Así los niños podrán consumir menor cantidad de alimentos totales, pero mayor cantidad o proporción de alimentos lácteos, azucarados, etc.

Las escalas normativas o basadas en los requerimientos, aparte de no basarse en el consumo efectivo, encuentran la dificultad de que no siempre existe concordancia entre los especialistas sobre la materia. Tanto las especificaciones de los requerimientos como la conversión de estos en alimentos corrientes para la nutrición suponen investigaciones estadísticas basadas en muestras.

Aplicaciones del muestreo a cuestiones biológicas.

Estimación por muestreo del tamaño de poblaciones biológicas.

En la mayor parte de los diseños de muestreo estudiados se supone conocido el tamaño de la población , bien directamente , en cuanto al numero de unidades elementales , físicas o ultimas , bien en lo que se refiere al numero de conglomerados o áreas . En el caso de poblaciones zoológicas y botánicas , que no sean domesticas o cultivadas, pueden ocurrir que no solo se desconozca su tamaño, sino que resulta difícil o imposible la división en áreas identificables del ámbito ocupado por la población.

Además el interés puramente científico, el conocimiento del tamaño de la población puede ser importante para estimar los recursos biológicos con fines alimenticios, industriales, etc. Por otra parte, va en aumento la preocupación por conservar el llamado equilibrio biológico o ecológico, cuya destrucción en ciertas zonas puede supone amenazas y acarrear catástrofes. As ocurre con el problema de la erosión, si el problema de las tierras áridas y la total desaparición de especies cuya conservación seria deseable . Se siguen efectuando estudios del optimo de animales que pueden cazare o vegetales que pueden recogeré sin perjudicar peligrosamente a su población y a los dependientes de ellas.

Las oblaciones no domesticas o cultivadas suelen presentar características peculiares. Para los animales y plantas cuidados por el hombre pueden aplicarse métodos de estimación mas clásicos o convencionales. La recopilación de estadísticas agrícolas y ganaderas ha constituido desde la antigüedad uno de los capítulos de la estadística en su sentido primario. Pero el recuento o enumeración total es muy largo y costoso para comarcas extensas, se hace mucho mas difícil y antieconómico desde el punto de vista de su utilidad cuando de trata de poblaciones naturales o silvestres.

En todo caso, el recuento total es dificultoso aunque se haya efectuado en ocasiones.

Métodos de Muestreo.

En la estimación por muestreo del tamaño y algunas características, como la proporción de individuos en ciertos grupos de edad, peso, etc., se han utilizado diferentes procedimientos.

El muestreo por conglomerados ha venido empleándose con varios nombres, pero la determinación de arreas en plano y su identificación en el terreno requieren a menudo operaciones topográficas enojosas para el observador y perturbadoras para los elementos observados. L a situación se complicara aun más para seres que viven en el aire o en el mar, ya que habría que sustituir las arreas por volúmenes y la localización resultaría casi imposible.

A continuación veremos algunos métodos de estimación por muestreo adecuados a las características de las poblaciones biológicas en estado natural.

Estimación por fajas**.**

En la evaluación por líneas o fajas, el observador sigue un camino a través de la región en estudio, que idealmente deberían ser una trayectoria de azar o camino aleatorio y se considera como área de muestreo una faja alargada y estrecha situada a uno o ambos lados de dicho camino. Deben establecerse limites precisos para estas fajas, aunque en ocasiones resulte difícil determinar si un individuo perteneciente a la población esta o no situado dentro de la faja. La cuestión se simplifica en el caso de poblaciones botánicas, por lo cual se utiliza frecuentemente en investigaciones de Ecología Vegetal.

Para tener en cuenta el movimiento de los individuos de la población en estudio se estableció un modelo basado en la teoría cinética de los gases, en el que se asimilaban los encuentros entre el observador y los individuos o colisiones de cierta molécula con otras de tipo diferente.

Métodos de captura y recaptura.

Los métodos de captura y recaptura consisten en aprehender una primera muestra de individuos, que una vez marcados, procurando no modificar sus condiciones físicas ni condicionar so comportamiento, se dejan en libertad en la misma zona donde fueron cazados. Transcurrido un cierto tiempo se efectúa una nueva captura.

Aplicaciones del muestreo sistemática a estimaciones de pesca.

Las estadísticas de pesca deben incluir estimaciones del numero de unidades pesqueras en el periodo que se considere, el numero de esfuerzos y las capturas por especies.

Se ha estimado la pesca marítima mediante un diseño de muestreo mixto, pero básicamente sistemático.

A partir de la cantidad desembarcada en diferentes periodos se estimo la pesca diaria en cierto numero de puntos de desembarco. Se utilizaron generalmente dos vistas diarias de tres horas, determinando después de días optimo sucesivos a trabajar en cada punto, tomando como base datos recogidos durante dos meses en 61 puntos de desembarco.

Una estimación directa o inflada de total, efectuada a partir de una muestra cuyo marco fue un censo parcial de pescadores no dio resultados satisfactorios, entre otras razones por los frecuentes cambios de patrón o propietario y la variación de los puntos de desembarco, a veces deliberados para evitar las preguntas de los enumeradores. Resulta además difícil registrar la pesca de cada barco que arribaba en un periodo dado por la excesiva afluencia de los mismos en determinadas ocasiones.

Aplicaciones del muestreo a cuestiones forestales.

Introducción.

La justificación del empleo de muestras en las estimaciones relativas a una población forestal es básicamente la misma que puede hacerse en otros tipos de aplicaciones. La enumeración total es frecuentemente prohibida en cuanto al tiempo, trabajo y costo requeridos para efectuarla. En realidad mucho antes del desarrollo de los procedimientos de selección probabilistica se venía realizando un muestreo para la evaluación de totales y diversas característica de bosques y recursos naturales. Como ocurre con otras actividades es difícil establecer una frontera entre aplicaciones forestales y aplicaciones agrícolas en general. En lo que refiere específicamente a poblaciones forestales, la necesidad de las estimaciones se pone de manifiesto al pensar en la creciente preocupación por conservar y mejorar suelos y vegetación, los programes de repoblación y recursos naturales de un país o comarca.

Los objetivos económicos más corrientes en los llamados inventarios forestales o descripciones cuantitativas son la estimación del volumen total de madera en un bosque o selva, la estimación de dicho volumen restringidas a ciertas especies o calidades de madera , la estimación del numero de arboles, el estudio de los cambios o variaciones que permiten la predicción , etc. Dificultades especiales presentan los estudios de crecimiento, y dinámicos en general.

Consideraciones previas.

Una vez establecidos los fines del estudio conviene tener en cuenta cuales son las posibilidades y limitaciones a que debe someterse el diseño. Habrá que empezar examinado el material disponible de otras fuentes y los recursos e instrumentos que puedan aplicarse. Se deberá tener en cuenta la influencia del personal y material empleado en los errores de auxiliares poco experimentales o cuidadosos, y el uso de herramientas defectuosas pueden lugar a errores de medida en sentido amplio. Esto puede anular el valor de un diseño eficiente. Habrá, por tanto, que reducir en lo posible tales fuentes de error en el planteamiento general de las operaciones de campo.

En lo que se refiere al material previo o exterior al muestreo es interesante dispones de un conocimiento actualizado del ámbito a que se extiende la población. El ideal seria disponer de un mapa con una buena demarcación de límites y zonas que permitan la estratificación basada en el conocimiento de diferencias de composición ecológicas, edafológicas, de accesibilidad a líneas de comunicación y mercados y de facilidades para la medición o recuento. En ocasiones solo se dispondrá de mapas anticuados, planes topográficos o croquis de datos dudosos, lo cual, podrá influir desfavorablemente en la eficiencia del diseño. Actualmente un instrumento de gran valor es el de fotografía aérea, lo que requiere, con frecuencia, el examen estereoscopio de las imágenes obtenidas para la identificación de zonas y trazado de linderos que puedan trasladares a un mapa base. A pesar de que las fotografías no eliminan por completo el trabajo de campo y exigen la interpretación y comparación sobre el terreno, representan en conjunto una gran economía en jornadas y costos.

Elección de unidades de muestreo.

La elección de la forma y tamaño de las unidades de muestras se basará en consideraciones practicas y en principios estadísticos. Es muy frecuente la utilización de unidades rectangulares o cuadradas, aunque en los límites pueda modificares un tanto esta forma sin perjudicar gravemente el análisis estadístico. No son tan frecuentes las unidades de doma circular o triangular de uso en agricultura. E n cuanto al tamaño deben, en primer lugar, tenerse en cuenta las consideraciones generales sobre conglomerados. La inclusión o exclusión de arboles situados en los límites de una unidad de muestreo puede presentar problemas a las personas encargadas de la recolección de datos. Se ha observado que en estimaciones de cultivos que las unidades pequeñas superestimaban significativamente los totales por la tendencia a incluir plantas limítrofes. Teniendo en cuenta estas consideraciones, el tamaño se eligiera de acuerdo con lo que aconseje la experiencia si no es posible efectuar muestras pilota que permitan conclusiones.

En ausencia de información sobre las gradientes de fertilidad o indicaciones de una probable relación entre el volumen u otras características y el suelo, pueden elegirse unidades cuadradas. Por otra parte es mas corriente el empleo de unidades de muestreo alargadas y estrechas, que sigan una dirección en que parezca variar la característica considerada.

Diseño de la muestra.

Generalmente conviene efectuar una división de la población en estudio en grandes estratos o bloques, a fin de separar las zonas que difieran. La información previa sobre fertilización disposición y tipos de unidades físicas o arboles y otras indicaciones cualitativas o cuantitativas favorecen la constitución de estratos o bloques homogéneos. Esto puede reducir considerablemente el número de unidades de muestreo necesarias para una precisión dada, con el consiguiente ahorro en dinero, tiempos y esfuerzos.

Un diseño polifásico permite mejorar la estratificación, subestratificando después de obtenida la muestra de primera fase, así como utilizar estimadores indirectos de la razón y de la regresión para mejorar los resultados. Se han utilizado regresiones del volumen de madera sobre la longitud de áreas rectangulares del mismo tamaño a los que se aplicaba la misma fracción de muestreo. Aunque la hipótesis de varianza del volumen de madera, proporcional a la longitud de la unidad de muestreo, parecía más ajustada a la realidad, no justificaba el mayor trabajo lineal y varianza, independiente de la longitud.

La utilización de dos o más fases permite también calibrar estimaciones efectuadas a ojo mediante objetivas, corrigiendo posibles sesgos de aplicación.

La adopción de fajas o líneas como unidades de muestreo puede combinarse con un tipo de selección sistemática o irrestrictamente aleatoria.

OBJETIVO DEL MUESTREO

El objetivo del muestreo es proporcionar diseños muéstrales, esto es, métodos de selección, que arrojen los mejores resultados (usualmente mínima varianza) al menor costo posible. Para un costo dado podemos utilizar diferentes diseños muéstrales, algunos de los cuales pueden diferir únicamente en la manera de efectuar la estimación, pero podrán compararse entre sí en términos de la varianza de su distribución en el muestreo o de su error cuadrático medio.

VENTAJAS DEL MUESTREO

Costo reducido

Si los datos se obtienen únicamente de una pequeña fracción del total, los gastos son menores de los que se realizarían si se lleva a cabo un censo completo. En poblaciones muy grandes se pueden obtener resultados lo suficientemente exactos cuando se analizan muestras que representen solo una pequeña fracción de la población.

Mayor Rapidez.

Por la misma razón los datos pueden ser recolectados y sumarizados más rápidamente con una muestra que con una enumeración completa. Esta es una consideración vital cuando se necesita urgentemente la información.

Mayores Posibilidades.

En ciertos tipos de encuestas se utilizan servicios de personal altamente especializado o equipo especializado, de disponibilidad limitada, para obtener la información. Un censo co0mpleto es impracticable: la elección cae entre la obtención de la información exacta de la muestra que se necesita para hacer este trabajo es tan grande que una enumeración completa ofrece la mejor solución.

Mayor Exactitud.

Debido a que cuando el volumen de trabajo es reducido se puede emplear personal capacitado al cual se puede someter a entrenamiento intensivo, y debido ha que en estas condiciones se puede revisar una supervisión cuidadosa del trabajo de campo y del procedimiento de los resultados, una muestra, en realidad puede producir resultados mas exactos que la enumeración completa .

ORGANIZACIÓN DE DATOS DE POBLACIONES.

Población.

La población ha estudiar es aquella sobre la que se desea efectuar inferencias y queda definida antes de iniciar el trabajo de campo. Generalmente esta va sufriendo transformaciones a medida que se avanza hacia y sobre el trabajo de campo. Muchas veces esto hace redefinir la población ha estudiar, de manera que se tenga una población que sea alcanzable en términos prácticos.

Sin embargo, aunque ocurran redefiniciones es usual que esas poblaciones discrepen a la hora de trabajo de campo, y es necesario agregar las aclaraciones pertinentes cuando se emiten los resultados en las encuestas y sus conclusiones. Estos resultados y sus conclusiones solo serán validos en la población muestreada; en este sentido, el trabajo de campo se dirige ha hacer coincidir las dos poblaciones.

Como ejemplo considérese una encuesta sobre las industrias cuyo único giro es la fabricación de ropa en el estado de Aguascalientes este tipo de industrias esta registrada en diferentes organismos gubernamentales y en las cámaras industriales. Sin embargo, estos listados no son completos. Muchas de ellas , principalmente las de tipo familiar no aparecen en los listados y son difícil de localizar, por lo que es necesario redefinir la población por ejemplo, a aquellas industrias que aparecen registradas en el organismo encargado de la seguridad social. Sin embargo al desarrollar la encuesta puede ocurrir que las industrias entrevistadas tengan mas de un giro, por lo que no coincide la población ha estudiar la muestreada. Esto en algunos casos puede ser de tal naturaleza que los resultados obtenidos no sean satisfactorios para el propósito inicial del estudio, o lo sean parcialmente.

Debido ha que es difícil percatarse de las características esenciales de un conjunto grande de mediciones al observar un estado de números, usualmente debemos resumir las mediciones a través del uso de gráficos por técnicas numéricas. Aun cuando no es posible contar con todas las mediciones para una población en estudio, podemos ser capaces de suponer alguna forma razonable para realizar una distribución de frecuencias relativas de esta población.

Parámetros Poblaciones.

Supongamos que una población de interés esta formada por las personas o miembros que con formas a cinco familias; denominadas por F1,F2,F3,F4 Y F5 y consideremos que estas tienen 1,5,7,2, y 5 miembros respectivamente. El número total de miembros de la población es la suma de ellos en cada una de las familias, por lo que la población contiene 20 miembros en total. El número medio de los miembros por familia. Si consideramos adicionalmente el porcentaje de familias con más de dos miembros, intuitivamente diremos que ese porcentaje vale en este caso 60, es decir el 60% de las familias tienen más de dos miembros .

Al total de los miembros en la población al número medio de miembros por familia y al porcentaje de familias con mas de dos miembros, referidos a una fecha especifica, se le denomina, parámetros poblaciones. Y así como en el caso de la media la especificamos en términos de “miembros por familia”, en otros ejemplos o en otras situaciones sus unidades de medida pueden ser diferentes , según sea la característica de interés y según la población sujeta a estudio, ya que ésta puede ser formada por otro tipo de unidades.

Los parámetros poblaciones de uso más generalizado, es decir, aquellos que ocurren con más frecuencia en la práctica son cuatro: totales, medias, proporciones o porcentajes y los cocientes o razones, por ejemplo, el valor total de la producción en pesos al peso total de la producción en toneladas. Debemos observar que para obtener los valores de tales parámetros es necesario revisar a todas y a cada una de las unidades o elementos en la población, es decir, la que se denomina censo o enumeración completa.

Variabilidad.

En una población sujeta a estudio la magnitud de la característica que es de interés, normalmente varía de unidad a unidad; así en el caso del ingreso familiar, una tiene 5000pesos al mes y la vecina de 7000. Existen varias maneras de referirse a la variación de una característica. Supongamos que en una calle céntrica observamos a cada uno de los vehículos que pasan y contamos y registramos su número de ocupantes. Después de revisar decenas de vehículos encontramos que en el caso de los autos, su número de ocupantes varía con los días de la semana y con la hora del día, pero que tienen un intervalo de variación digamos entre 1y6; y que este es menor o más pequeño que el intervalo de variación de pasajeros en autobuses., ya que aunque también este presenta variaciones en el tiempo, algunos autobuses vienen casi vacíos, otros medianamente llenos y otros muy llenos. A esto nos referimos diciendo que es más variable el número de ocupantes en autobuses que en automóviles, es decir, que presenta mayor variabilidad la característica “número de ocupantes” en autobuses que entre autos; que presenta mayor dispersión , mayor varianza, o como también podemos decir, menos concentración. El término estadístico consagrado para este concepto es el de varianza y será ampliamente usado en todo libro a lo largo de cada diseño de muestreo.

Muestra.

Se llama muestra a una parte de la población o a un subconjunto de un conjunto de unidades obtenidas con el fin de investigar las propiedades de la población o conjunto de procedencia. Así pues, deseamos que la muestra sea representativa, o al menos que nos proporcione alguna información interesante de dicha población Por ello, un censo incompleto o enumeración parcial puede no ser una muestra propiamente dicha. Aveces se denomina censo muestral a una muestra a partir de la cual quieren obtenerse resultados globales.

Tipos de Muestreo y sus Generalidades.

El procedimiento mediante el cual obtenemos una o más muestras reciben el nombre de muestreo. Decimos que el muestreo es probabilística cuando puede calcularse de antemano lo cual es probabilidad de obtener cada una de las muestra que sea posible seleccionar. Para esto, es necesario que la selección pueda considerarse como una prueba o experimento aleatorio o de azar, de los que constituyen la base de la teoría de la probabilidad en la cual se funda la estadística matemática. Por ello a veces se habla de muestras aleatorias en el sentido de muestras probabilísticas, aunque tal denominación puede dar lugar a confusiones y suele reservarse para calificar a una clase especial de estas ultimas. En este caso conviene subrayar que la aleatoriedad no es un carácter que corresponda estricta mente hablando a una muestra dada, si no al proceso de muestreo que sirvió para obtenerla.

Muestreo simple aleatorio.

Generalidades.

Extraer una muestra aleatoria simple consiste de unidades elegidas de entre **N** que consta la población es extraerlas de manera que a todas y cada una de la (**N** n) muestras posibles se les asigne y respete una probabilidad igual de ser elegidas; a cada unidad en la población se le asigna una probabilidad conocida e igual a n/**N** de aparecer en la muestra.

La definición anterior de muestreo aleatorio simple está en términos de muestras; su uso práctico requiere que previamente se les liste, lo que resulta casi imposible en la mayoría de los casos. Se puede probar que seleccionar una muestra bajo estas condiciones es equivalente a elegir n números aleatorios diferentes que estén comprometidos entre 1 y n; los números así elegidos forman la muestra.

El que las n unidades muestréales seleccionadas se elijan diferentes, califica a este esquema de muestreo como sin reemplazo ya que cada unidad elegida previamente no tiene oportunidad de ser seleccionada nuevamente en la muestra.

Muestreo Cualitativo.

Generalidades.

Hay ocasiones en que el objetivo de una investigación esta centrado en el conocimiento del porcentaje o proporción de individuos de una población. En este tipo de muestreos, el parámetro de interés es la proporción en la población que n se denota por P_N .

Como ejemplos de investigaciones de este tipo podemos mencionar que par un programa de desarrollo agrícola que se inicia, es de interés estimar la proporción de agricultores que usan fertilizantes, la proporción de agricultores que utilizan determinado cultivo. En una universidad agrícola puede ser de interés estimar la proporción de estudiantes de origen provinciano, la proporción de estudiantes que tienen contacto con las comunidades rurales para la realización de sus practicas o desarrollo de alguna investigación, o bien la proporción de estudiantes que apoyan cierta modificación en el sistema de enseñanza. Una fábrica que produce tractores, o alimento para el ganado, o insecticida para el combate de plagas, puede desear estimar la proporción de unidades defectuosas.

Muestreo Estratificado Aleatorio.

Generalidades.

En el muestreo estratificado la población de N unidades es primero dividida en subpoblaciones DE **N1, N2, ... NL** unidades, respectivamente. Estas subpoblaciones son llamadas estratos. Para un beneficio completo de la estratificación, deben ser conocidos los valores de N. Una vez que han sido determinados los estratos , se saca una muestra de cada uno, la obtención se realiza independientemente en estratos diferentes. Los tamaños de muestra dentro de los estratos son representados por n1,n2,...NL respectivamente.

Si se toma una muestra simple aleatoria de cada estrato, el procedimiento completo es conocido como muestreo estratificado aleatorio.

La estratificación es una técnica común. Hay muchas razones para realizarla; las principales son las siguientes:

1. Si se desea información con cierta precisión en algunas subdivisiones de la población, es aconsejable tratar cada subdivisión como una población por si sola.

2. Por conveniencias de tipo administrativo se puede utilizar la estratificación.

3. Los problemas de muestreo pueden diferir marcadamente en diferentes partes de la población. Con poblaciones humanas, considerando personas que viven en instituciones con frecuencia son colocadas en estratos diferentes al de las personas que viven en casas ordinarias, porque es adecuado un enfoque diferente del tipo de muestreo para las dos situaciones d. En el trabajo de muestreo podemos contar con una lista de compañías grandes, las cuales son colocadas en un estrato separado. Para las empresas pequeñas se puede utilizar un tipo de muestreo por área.

4. La estratificación puede dar lugar a una ganancia en precisión en los estimadores de las características de toda la población heterogénea en subpoblaciones, cada una de las cuales es internamente homogéneo, en el sentido con el nombre de estrato, con su implicación de una división en capas. Si cada uno de los estratos es homogéneo, en el sentido de que las medidas varían muy poca de una unidad a otra, se puede obtener un estimador muy preciso de cualquiera de las medidas de los estratos derivados de una muestra pequeña en ese estrato. Estos estimadores pueden ser combinados en un estimador preciso de toda población .

La teoría del muestreo estratificado trata con las propiedades de los estimadores de una muestra estratificada y con la mejor elección de los tamaños de la muestra para obtener una maxima precisión. En este desarrollo se considera que el estrato ya ha sido construido.

Muestreo por Conglomerados.

Generalidades.

Hasta aquí hemos supuesto que las unidades de muestreo o unidades a seleccionar eran las mismas que constituían el objeto de nuestro estudio. Vamos a ocuparnos ahora del caso mas general, en que las unidades de muestreo comprenden dos o más unidades de estudio o unidades físicas. En este caso, se dice que cada unidad de muestreo constituye un conglomerado de unidades últimas, y que el muestreo es por conglomerados.

El tipo de unidad que alejamos para efectuar una investigación suele afectar el coste y a la precisión de la misma. Así, no sería lo mismo seleccionar una muestra de estudiantes tomando como unidades de muestreo las universidades, las facultades, los cursos dentro de estas o las mismas unidades últimas, esto es, los propios estudiantes.

Es muy frecuente que los conglomerados estén definidos como áreas o partes bien delimitadas de terreno, de modo que todas las unidades últimas correspondientes al área sean las que constituyen el conglomerado. De aquí que este generalizada la denominación de muestreo por áreas para designar estos procedimientos de muestreo.

El empleo de conglomerados o áreas de muestreo se justifica por razones de economía y en ciertos casos por la disminución de sesgos al facilitarse la supervisión.

La concentración de unidades disminuye la necesidad de desplazamiento. Pero lo más importante es que para efectuar un muestreo aleatorio simple o muestreo irrestrictamente aleatorio es necesario disponer de una lista de todos los elementos de la población, y se trata de muestreo aleatorio estratificado son necesarias listas de cada subpoblacióno estrato.

Otros tipos de Muestreo.

Introducción.

Existen numerosos procedimientos de muestreo aplicables a situaciones especiales. Tienen interés los que se basan a ciertas distribuciones parentales, como la binomial negativa y la logarítmica. Otros métodos son los de muestreo doble y múltiple, aunque hemos de admitir que con este nombre se designan diversos conceptos.
Ahora nos ocuparemos de los casos de varias

Muestras de un mismo diseño, distinguiendo entre: a) muestreo doble o múltiple en el sentido de muestreo en dos o más fases, y b) muestreo repetido o en ocasiones repetidas.

Muestreo bifásico y polifasico.

Consiste el muestreo bifásico o en dos fases en la selección de dos muestras, una relativa a la variable en estudio, y la otra generalmente preliminar para otra característica auxiliar, que esta relacionada con la variable. Se trata: a) De poder mejorar la precisión de los estimadores referentes a la población de las y, mediante la información disponible sobre x. b) estratificar la población en estudio de acuerdo con los valores de x, y si es posible conocer la distribución de esta variable. El muestreo polifasico es una generalización del anterior para más de una variable auxiliar. La muestra correspondiente a las y, suele ser una parte o submuestra de la seleccionada para x, surge ahora la cuestión de repartir el presupuesto disponible entre las muestras de x y de y diciendo hasta que punto conviene disminuir el tamaño de la segunda muestra en beneficio de la primera.

Un caso típico es la obtención de una muestra grande de un fichero (muestreo de archivos), clasificando los elementos de esta muestra en estratos; por ejemplo si se trata de personas por sexos, edades o ingresos. A continuación se extrae de cada estrato una muestra más pequeña y se entrevistan los individuos seleccionados.

Muestreo repetido o en ocasiones sucesivas

Supongamos que ha de estudiarse una misma variable o característica en dos o más ocasiones sucesivas. Habrá que decidir, además del tamaño o del intervalo o frecuencia si conviene a) Mantener los mismos elementos en la muestra, b) sustituirlos parcialmente, esto es, tomar dos muestras con parte común, o c) tomar dos muestras independientes en varias ocasiones.

Otros procedimientos.

Aparte de los diseños de muestreo más frecuentes, a los que se les ha dedicado parte de distribución poblacional no muy asimétrica y asimétrica combinados con la lista completa, o inexistente, así como el caso especial de población muy dispersa en que se considera dos situaciones según que la distribución sea o no relativamente uniforme, pueden establecerse, así mismo nuevas disposiciones. Se propusieron importantes modificaciones del diseño, suprimiendo etapas y utilizando los recorridos en lugar de las desviaciones estándares para la simplificación de cálculos.

BIBLIOGRAFIA

Abad, A. y L.A. Servín. 1993 Introducción al Muestreo. Segunda Edición. Editorial Limusa. México. D.F.

Azorín. F. 1972. Curso de Muestreo y Aplicaciones. Primera Reimpresión. Editorial Aguilar. España.

Cochran, w.g. 1974. Técnicas de Muestreo. Cuarta Reimpresión. Compañía Editorial Continental. México D.F.

Hansen, M.H., W.N. Hurtwitz. Y W.G.Madow. 1989. Samble Survey Methods and Theory. Vol.1. Methods and Applications.. Wiley Publications in Statistics. New York.

Scheaffer, R.L., W. Mendenhall., y L Ott. 1986. Elementos de Muestreo . Grupo Editorial iberoamerocana. México D.F.

Thompson, S.K. 1992. Sampling. Willey Series in Probability and Statics. New York.

METODOS CORTOS Y NO PARAMÉTRICOS

Introducción;

Aquí trataremos sobre temas relacionados en como comparar las medias de dos muestras: paredas o independientes:

Durante algún tiempo se ha trabajado en el desarrollo de métodos rápidos y fáciles para tratar con muestras de poblaciones normales. En muestras pequeñas se ve que la amplitud, como sustituto para la desviación estándar de muestra, era altamente eficaz en comparación con s. muchas veces esta prueba que es rápida, lleva a conclusiones definidas, por lo que no hay necesidad de calcular la t es Student. Esta prueba de amplitud puede también utilizarse como comprobación burda cuando existe duda de que t se haya calculado correctamente.

Hasta ahora hemos tomado la distribución normal como la fuente de casi todo nuestro muestreo. Existe interés de encontrar métodos que sean aplicables a una gran variedad de poblaciones. Tales métodos designados algunas veces métodos libres de distribución, se hacen necesarios al muestrear poblaciones que están muy lejos de ser normales. También son útiles, principalmente en la investigación, cuando el investigador no sabe gran cosa acerca del tipo de distribución que se este muestreando.

LA PRUEBA T BASADA EN AMPLITUD.

La prueba t basada en amplitud: Lord (3) ha desarrollado una prueba t alternativa en la que la amplitud reemplaza a sx en el denominador de t. Esta prueba se utiliza en la misma forma que en la prueba de la hipótesis o para fijar estimadas de intervalo. Pillai(4) ha demostrado que , para estimadas de intervalo, la eficacia de esté procedimiento en relación a t permanece por encima de 95% en muestras de hasta en n= 20. igual que t, la prueba de amplitud supone una distribución normal. se ha vuelto popular especialmente en trabajos industriales.

La tabla 7 (i) tiene aplicación a muestras únicas o a conjuntos de diferencias obtenidas de muestras pareadas. Las partidas son los valores de (X μ) /w donde w representa la amplitud de la muestra. Esta razón la vamos a designar t_w puesto que desempeña un papel de t.

Para demostrar como se fijan los intervalos de confianza por medio de la tabla de lord, utilizaremos los datos sobre vitamina C, los valores de la muestra fueron 16, 22, 21, 20, 23, 21, 19, 15, 13, 17, 20, 29, 18, 22, 16, 25, con X = 20. Encontramos w = 29 – 13 = 16 mg/100g, y n = 17. La tabla A 7 (i) tiene la partida 0.44 en la columna con encabezado de 0.05 y la hilera n = 17. La probabilidad de que [t_w] < 0.44 es 0.95 en muestras aleatorias de n =17 de una población normalmente distribuida. E intervalo de confianza a 95% para □ está fijado por las desigualdades.

$X - t_w < \mu < X + t_w w$

Sustituyendo los datos de vitamina C

$20- (.144) (16) < \mu < 20 + (.144) (16)$

$17.7 < \mu < 22.3$ mg/100g

La prueba de una hipótesis nula por medio de tw está ejemplificada por muestras pareadas, donde se muestra el numero de lesiones en las dos mitades de hojas de tabaco por dos preparaciones de virus. Las ocho diferencias entre las mitades fueron 13, 3, 4, 6, -1, 1, 5, 1, aquí, la diferencia media D = 4, en tanto que w = 14 y n = 8. Para la hipótesis nula de que las dos preparaciones producen en promedio un número igual de las lesiones.

$T_w = D/w = 4/14 = .286$

Que prácticamente está a nivel de 5% (.288). La prueba t ordinariamente dio una probabilidad de significación de cerca de 4%.

El método de amplitud también puede utilizarse cuando el tamaño de muestra sobrepasa 20. Con dos muestras de 24 cada una, por ejemplo, cada muestra se puede dividir al azar en dos grupos de tamaño 12. La amplitud se determina para cada grupo y el promedio de las cuatro amplitudes se determina. Este sistema mantiene la eficiencia de la prueba de amplitud a un nivel alto para muestras mayores de 20, aunque los cálculos son un poco más largos.

Para resumir, la prueba de amplitud conviene para muestras normales, si es que puede tolerar de 5 a 10 % de pérdida en información. Se utiliza mucho cuando se tienen que hacer numerosas pruebas rutinarias de significación o cálculos de límites de confianza. Es más sensible que t para el sesgo, tanto en la población como en la aparición de grandes errores. Ejemplo: los datos que a continuación se dan representan el tiempo requerido para que una solución acuosa del glicerol caiga dentro de dos marcas establecidas. En cinco determinaciones independientes en un viscosímetro, este tipo fue de: 103.5, 104.1, 102.7, 103.2 y 102.6 seg. Para una calibración satisfactoria del viscosimetro, el tiempo medio habrá de ser exacto dentro de $\pm$ ½ seg, aparte de una eventualidad de 1 en 20. Al encontrar la amplitud media del intervalo de confianza a 95% para □ por (i) método de t_w y (ii) el método t, verifique si este requisito queda satisfecho. Respuesta, No ambos métodos dan $\pm$ 0.76 para la mitad de la amplitud.

MEDIANA, PORCENTILES Y ESTADISTICAS DE ORDEN

La mediana de una población tiene la propiedad de que la mitad de los valores la rebasan y la otra mitad está por debajo de su valor. Para estimar la mediana de una muestra, las observaciones habrán de ordenarse en creciente, Cuando los valores de una muestra quedan ordenados en esta forma s les designa estadísticas de 1^0 , 2^0, 3er........orden. Si el tamaño de la muestra es impar, la media de muestra es de término medio en esta formación. Por ejemplo, la mediana de las observaciones 5, 1, 8, 3, 4, es 4. En general (para n impar) la mediana es la estadística de orden cuyo número es (n + 1)/2. Cuando n es par no hay término a la mitad y la mediana se determina con el promedio de las estadísticas de orden cuyos números son n/2. Y (n+2)/2. La mediana de las observaciones 1, 3, 4, 5, 7, 8 es 4.5.

Al igual que la media, la mediana es una medida de la mitad de una distribución. Si la distribución es simétrica en torno de su media, la media y la mediana coinciden. En caso de distribuciones muy sesgadas, como el ingreso por familia o las ventas anuales de empresas, la mediana con frecuencia se reporta, debido a que parece representar el concepto de la gente, de un promedio mejor que la media. Este punto se aclara utilizando muestras pequeñas. Como lo vimos , la mediana de las observaciones 1, 3, 4, 5, 8, es 4, en tanto que la media es 4.2. Si los valores de la muestra se hacen 1, 3, 4, 5, 24, donde 24 representa la introducción de una opulenta familia o una progresista empresa, la mediana es todavía 4, pero la media es 7.4. Cuando de los cinco valores de muestra están más abajo que la media, en tanto que uno solo rebasa. De la misma manera, en la distribución de ingresos por familia, en un país, no es muy raro encontrar que 65% de las familias tienen ingresos menores que la media y solo 35% arriba de ella. En este sentido, la media no parece ser un buen indicador de la mitad de la distribución. Además, la mediana de nuestra pequeña muestra sigue siendo 4, aun cuando no sabemos el valor de la observación más alta, no solamente que es muy grande. En esta muestra la media no se puede calcular el todo.

LA PRUEBA DEL SIGNO

Muchas veces no contamos con escala para medir caracteres y sin embargo uno cree poder distinguir grados en el mérito. El especialista en mejorar crías de ganado, por ejemplo, juzga la conformación del cuerpo del animal , calificando a los sujetos de altos a bajos y luego asignando categorías 1, 3,......n. En la misma forma los expertos en alimentos clasifican sus preparados de acuerdo con sabor o palatabilidad. Si el ordenamiento de un conjunto de sujetos o tratamientos se hace por la muestra aleatoria de jueces, se podrán sacar inferencias acerca de la clasificación en la población de donde se tomo la muestra de jueces; a pasar de que los parámetros de las distribuciones no se pueden poner por escrito.

Primero, considere la clasificación de dos productos por cada uno de m jueces. Como ejemplo, m = 8 jueces clasificaron tortas de carne molida de res que había estado almacenadas durante 8 meses a dos temperaturas diferentes en congeladores domésticos (17). El sabor sirvió de base para su clasificación. Ocho de las tortas, una para cada juez, fueron mantenidas a 0^oF; la segunda muestra de 8 estuvo almacenada en un congelador cuya temperatura fluctuaba entre 0^o y 15^0f. La clasificación se muestran en la Tabla

CLASIFICACION DEL SABOR DE PAREJAS DE TORTAS DE CARNE MOLIDA DE RES

(Ocho jueces. Clasificación 1 es alta; 2 es baja)

Juez	Muestra 1	muestra 2
	O^oF	Fluctúa
A	1	2
B	1	2
C	2	1

D	1	2
E	1	2
F	1	2
G	1	2
H	1	2

Hay dos hipótesis nulas que podrían considerarse para estos datos. Una es que la fluctuación en temperatura no produce diferencia apreciable en el sabor. (Si esta hipótesis es verídica, uno esperaría que algunos de los jueces reportarían que las dos tortas saben igual y, por lo tanto, no estarían dispuestos a clasificar.) Una segunda hipótesis nula es que existe una diferencia en el sabor y que en la población de donde se tomaron los jueces, la mitad de los miembros prefieren las tortas que se mantuvieron a O^oF y la otra mitad prefiere las otras tortas. Amabas hipótesis tienen la misma consecuencia en lo que se refiere a los datos experimentales a saber que, para cualquier juez de la muestra, la probabilidad es $^1/_2$ que las tortas de O^oF van a ser clasificadas como 1.

Las razones para esta aseveración son diferentes para los dos casos. Bajo la primera hipótesis nula, la probabilidad es de $^{1/}_2$ porque la clasificación es arbitraria; bajo la segunda, porque cualquier juez llevado a la muestra tiene una probabilidad de $^1/_2$ de ser un juez que prefiera las tortas de O^oF.

En el ejemplo, de los 8 jueces, 8 prefirieron las tortas a O^oF. De cualquiera de las dos hipótesis nulas esperamos, de 8, cuatro.

Al probar de las dos hipótesis nula de que la probabilidad es $^1/_2$, una versión algo más sencilla de esta fórmula sería

$$X^2 = \frac{(a - B)^2}{n}$$

Donde a y b son los números observados en las dos clases (O^oF y Fluctuante). Como la muestra es pequeña, introducimos una corrección por continuidad, descrita en la Sec. 8.6 y se calcula x2 como.

$$X^2 = \underline{(|a - b| - 1)}$$

La expresión de $\underline{(|a - b| - 1)}$ significa que reducimos es valor absoluto de (a – b = a uno, entes de elevar al cuadrado. La prueba indica no significación, aunque la decisión es cercana.

En este ejemplo utilizamos la prueba de en lugar de la prueba t para muestras pareadas, porque las observaciones individuales, en lugar de estar distribuidas normalmente, sólo toman los valores de 1 ó 2, suerte que las diferencias en un par son + 1 0 – 1. Las misma prueba se utiliza mucho con datos continuos o discretos, ya sea porque el investigador desea evitar la suposición de normalidad o como sustituto rápido para la prueba t. Este procedimiento se conoce como la prueba de signo (8), porque las diferencias entre los miembros de un par son reemplazadas por los signos (+ o -) ignorándose la magnitud de la diferencia. En la fórmula para son los números de signos + y -, respectivamente. Cualquier diferencia de cero se omite en la prueba de suerte que n = a+b.

Cuando la prueba de signo se aplica a una variante X que tiene una distribución bajo los dos tratamientos. Pero la hipótesis nula no necesita especificar la forma de esta distribución. En la prueba t, por otro lado, la hipótesis nula supone normalidad y especifica que el parámetro (la media) es igual para los dos tratamientos. Pero esta razón la prueba t se conoce algunas veces como prueba paramétrica, en tanto que la prueba de signo se conoce como no paramétrica. Igualmente, la mediana y las estadísticas de orden son estimadas no parmétricas, puesto que ellas estiman es cualquier distribución, sin que tengamos que definir la forma d esta distribución por medio de parámetro.

Al tomar muestras de distribuciones normales, la eficiencia de la prueba de signo en relación con la prueba t es como de un 65%. Esta aseveración implica que si la hipótesis nula es falsa, de suerte que las medias de las dos poblaciones difieren en la cantidad 8, una prueba de signo basada en 18 pares y una prueba t basada en 12 pares tienen más o menos la misma probabilidad de detectar esto, encontrando una diferencia significativa. La prueba de signo ahorra tiempo a costa de una pérdida de sensibilidad en la prueba.

para un número de pares hasta 20, la tabla A 8 (pág. 668) hecha para consultas rápidas, muestra el número más pequeño de signos iguales que se requieren para significación a niveles de 1%, 5% y 10%. Por ejemplo, con 18 pares, habremos de tener 4 o menos de un signo y 14 o más del otro signo para lograr una significación de 5%. Esta tabla no fue calculada partiendo de la aproximación de x2, si no de la distribución binominal exacta. Como esta distribución es discontinua, no podemos encontrar resultados de muestra que caigan precisamente en el nivel de 5%. Las probabilidades de significación, que muchas veces son sustancialmente inferiores a los niveles de significación nominales, se muestran en paréntesis en la Tabla A 8. El encontrar 4 signos negativos y 14 positivos, de los 18, representa una probabilidad de significación de 0.031 en lugar de la nominal 0.05. Para pruebas de una sola cola estas probabilidades han de tomarse a la mitad.

ORDENAMIENTO DE DIFERENCIAS EN MEDICIONES

La prueba de clase, con signo, que se debe a Wilcoxon, es otro sustituto para la prueba t en muestras pareadas. Primero los valores absolutos de las diferencias se ordenan (descartando los signos), dándole a la diferencia más pequeña la categoría de 1. Luego se restituyen los signos a cada categoría. Un experimento de Collins sirve de ejemplo a este método. Un miembro de un par de plantitas de maíz se trató con un débil corriente eléctrica, la otra se dejo sin tratamiento. Después de un periodo de crecimiento, la diferencia en longitud (tratada- no tratada) se consigna para diez pares de plantitas.

En la tabla siguiente las categorías de signo negativo hacen un total de 15 y la que tienen signo positivo son 40. El criterio de prueba es el menor de estos totales, que en este caso es 15. Las categorías con el signo menos frecuente, por lo general aunque no siempre, dan el total de categoría más pequeño.

Par 10 pares se requiere una suma de categorías □ 8 para rechazo, a un nivel de 5% como $15 > 8$, los datos respaldan la hipótesis nula de que el crecimiento no fue afectado.

La hipótesis nula en esta prueba es que la distribución de frecuencia de las mediciones originales es la misma para los miembros tratados de cada par, pero igual que en la prueba se signo, la forma de esta distribución de frecuencia no necesita especificarse.

Una consecuencia de esta hipótesis nula es que cada categoría tiene la misma oportunidad de tener un signo + 0 -. La distribución de frecuencia de la suma de categorías más pequeña fue desarrollada de acuerdo con las reglas de probabilidad. Como esta distribución es discontinua, las probabilidades de significación para las partidas no son exactamente 5% y 1%, pero son bastante cercanas para cualquier fin práctico.

Si las dos o más diferencias son iguales, muchas veces resulta bastante exacto asignar a cada una de las iguales el promedio de las categorías que sería asignado al grupo. Así pues, si dos diferencias se igualan en la quinta y sexta posiciones, asignaríamos la categoría de $5\ {}^1/_2$ a cada una de ellas.

Si el número de pares n sobre pasa 16, calcule la desviante aproximada anormal.

$Z = (\,|\mu - T| - {}^1/_2\ /$

Donde: T es la suma de categorías más pequeña, y

$\mu = n\ (n + 4)\ /\ 4 \quad : a = \sqrt{}\ (2n + 1)\ \mu/6$

El número $-{}^1/_2$ es corrección por continuidad. Como costumbre, $Z > 1.96$ significa rechazar a nivel 5%.

TABLA. EJEMPLO DE LA PRUEBA DE CATEGORIA CON SIGNO, DE WILCOXON.

PAR	DIFERENCIIA (mm)	CATEGORIA CON SIGNO
1	6.0	5
2	1.3	1
3	10.2	7
4	23.9	10
5	3.1	3
6	6.8	6
7	-1.5	-2
8	-14.7	-9
9	-3.3	-4
10	11.1	8

(Diferencia en largo de plantitas tratadas y no tratadas)

CATEGORIAS PARA MEDICIONES NO PAREADAS

El clasificar en categorías como método no paramétrico para muestras aleatorias que no se juntan a los modelos usuales. Esta prueba también fue desarrollada por Wilcoxon, aunque también se le conoce como la prueba de Mann-Whithey. Una tabla preparada por White tiene aplicación para tamaños de grupos iguales o desiguales. Las observaciones de ambos grupos se ordenan en una sola formación, pero se tiene la precaución de marcar los números de cada grupo para que se puedan distinguir. Los valores pequeños de T son causa de rechazo.

Un ejemplo se puede tomar del proyecto sobre el barrenador del maíz en el condado de Boone, Iowa. Está bien establecido que en un campo atacado, más huevecillos son depositados en las plantas más altas que en las más cortas. Por vía de ejemplo, se tomaron datos acerca del número de huevecillos encontrados en 20 plantas en un campo bastante uniforme. Las plantas se situaban en dos sitios seleccionados aleatoriamente, con 10 plantas en cada uno. La tabla siguiente presenta el conteo de huevecillos.

TABLA.NUMERO DE HUEVECILLOS DE BARRENADOR DE MAIZ EN PLANTAS DE MAIZ CONDADO DE BOONE, IOWA, 1950.

ALTURA DE PLANTAS	NUMERO DE HUEVECILLOS
MENOS DE 23 plg	0 14 18 0 31 0 0 0 11 0
MAS DE 23 plg	37 42 12 32 105 84 15 47 51 65

Como conveniencia al asignar categorías, los conteos se arreglan en orden creciente (tabla) El conteo en las plantas altas está anotado en tipo grueso. Están omitidas las 8 cuentas más altas, puesto que todas se encuentran en plantas altas y está claro que las plantas pequeñas dan la suma de categorías más pequeña.

TABLA.CONTEO DE HUEVECILLOS ORDENADOS EN ORDEN CRECIENTE, CON CATEGORIAS.

Conteo	0	0	0	0	0	0	11	**12**	**14**	**15**	18	31
Categoría	$3^1/_2$	$3^1/_2$	$3^1/_2$	$3^1/_2$	$3^1/_2$	$3^1/_2$	7	**8**	9	**10**	11	12

(Cifras en tipo grueso indican conteo en plantas de 23 pulgadas o más)

Por la regla que fue sugerida para categorías igualadas, a los seis empates se les da la categoría de $3^1/_2$, siendo éste el promedio de los números 1 al 6. En este caso no se hace necesario el promedio, puesto que todas las categorías igualadas pertenecen a u grupo; la suma de las seis categorías, 21, es lo que necesitamos, Pero si las cuentas igualadas estuvieran en los dos grupos, entonces se requeriría promediar.

El siguiente paso es sumar los números de categoría n_1 en el grupo (plantas con menos de 23 plg) que tiene la suma más pequeña.

$$T = 21 + 7 + 9 + 11 \quad 12 = 60$$

Como T es menor que $T_{0.01} = 71$, la hipótesis nula se rechaza con P □ 0.1. La conclusión anticipada es que la altura de la planta afecta el número de huevecillos depositados.

COMPARACION DE PRUEBAS DE CATEGORIA Y NORMAL

Cuando se utiliza la prueba t en datos no normales, ocurren dos cosas. Las probabilidades de designación se cambian; la probabilidad de que t exceda t.05, cuando la hipótesis nula es verídica, deja de ser 0.5 y puede llegar a ser, digamos, 0.041 o .097. segundo, la probabilidad o fuerza de la prueba para encontrar un resultado significativo, cuando la hipótesis nula falsa, queda alterada. Mucho del trabajo con métodos no paramétricos tiene origen en un deseo de encontrar pruebas cuyas probabilidades de significación no cambien y cuya sensibilidad en la relación a pruebas de competencia permanezca alta, aun cuando los datos no sean normales.

Con pruebas de categorías, los niveles de significación permanecen iguales para cualquier distribución normal, salvo que son afectadas hasta cierto punto de empates, así como ceros, en la prueba de categorías con signo. En grandes muestras normales, las pruebas de categorías tienen una eficacia de más o menos 95%, con relación ala prueba t y en pequeñas muestras normales, la prueba de categoría se a demostrado que tienen una eficacia ligeramente superior a esta. Tratándose de datos no normales de una distribución continua, la eficacia de las pruebas de categorías en relación con la t, nunca baja de 86% en grandes muestras y pueden llegar a ser de 100% para distribuciones que tienen colas largas.

Como se efectúan relativamente con rapidez, las pruebas de categorías son de gran utilidad para el investigador que tenga dudas acerca de sí sus datos pueden tomarse como normales.

Como se expreso anteriormente, la mayoría de las investigaciones, después de etapas preliminares, están diseñadas para estimar el tamaño d4e diferencias, más bien que sencillamente probar hipótesis nulas. Los métodos de categorías pueden dar estimadas y limites de confianza para la diferencia entre dos tratamientos.

ESCALAS DE VALORES LIMITADOS

En ciertos tipos de trabajos, las escalas de medición están registradas a un número pequeño de valores, tal vez a 0, 1, 2 o 0, 1, 2 , 3 , 4 , 5. Los investigadores muchas veces están confundidos sobre la forma de probar la diferencia de los tratamientos, en este caso, porque los datos no ven normales, en tanto que los métodos de categorías por lo regular implican un número considerable de ceros y empates. Sugerimos que la prueba t ordinaria se utilice, incluyendo una correlación por continuidad.

Ejemplo. Considerando una pareada en la que los datos originales están en una escala de 0, 1, 2. Las diferencias entre los miembros de un par pueden así tomar solamente los valores 2, 1, 0, -1 y -2. Con los 12 pares, supongamos que las diferencias D, entre dos tratamientos A y B, son 2, 2, 2, 1, 1, 1, 0, 0, 0, 0, -1, -1. Luego $\sum D = 7$.

Hay una prueba que se designa prueba de Fisher de poder al azar, que no requiere suposición acerca de la forma de la distribución básica de estas diferencias. El alegato que se emplea es que si no hay diferencia entre A y B, cada una de las doce diferencias entre la misma probabilidad de ser + o -. Así, bajo la hipótesis nula existen $2^{12} = 256$. Luego contamos cuantas muestras tienen $\sum D$ tan grande o mayor que 7, la $\sum D$ observada. No es difícil verificar que 38 muestras son de esta clave, si tanto los totales negativos como los positivos se encuentran, para proveer una prueba de dos colas. La probabilidad de significan cía es 38/256 = 0.148. la hipótesis nula no es rechazada por la prueba al poner al azar.

Con esta prueba el investigador tiene que determinar su propia probabilidad de significación.

Para pruebas con limitados números de valores, numerosas comparaciones de resultados de esta prueba y de la prueba t muestran que por lo general están en concordancia bastante bien, para casos prácticos.

Para aplicar la correlación por continuidad, calculamos tc.

$$Tc = \frac{\sum D - 1}{ns\ \bar{D}}$$

donde

s D = 0.313 se calcula como de costumbre. Con 11 g.l. P es 0.138, en buena concordancia con la prueba de poner al azar.

El denominador tc es el error estandar de $\sum D$. Esto se puede calcular con ns $\bar{D}$ o como $\sqrt{}$ ns $\bar{D}$.

Al aplicar correlación por continuidad la regla es encontrar el siguiente valor más alto de $\sum D$ que proporciona el conjunto al azar.

Con muestras pequeñas que marcan poco empalme, y como ocurre en el ejemplo, la prueba al azar se calcula fácilmente y se le recomienda, porque en tales casos tc tiende a dar muchos resultados significativos. Con valores de muestras de 2, 3, 3, 3, y 0, 0, 0, 2 el resultado observado es el más extremo de los $8! / (4!)^2$ casos. El poder al azar provee 4 casos como el observado en la prueba de dos colas. Por lo tanto, P es 4/70 = 0.057. el lector puede verificar que tc = 3.58, con 6g.l. y P casi 0.01.

LITERATURA CITADA

Martínez Garza Angel. 1996. Diseños experimentales. Primera reimpresión. Editoriales Trillas. México.

Reyes C. P. 1982. Diseños de experimentos aplicados. 2ª edición. Editorial Trillas. México.

Steel, R. G. y Torrie, J. H. 1990. Bioestadística : Principios y Prácticas, 2da edi. Mc Graw Hill, México. 392 – 402.

Snedecor. G. W., Cochran. W. G. 1975 Métodos estadísticos. 2ª impresión. Editorial continental. México D. F.

DISEÑOS BALANCEDOS Y PARCIALMENTE BALANCEADOS DE BLOQUES INCOMPLETOS.

Introducción;

Como su nombre lo indica, estos diseños introducidos por Yates están arreglados en bloques o grupos que son más pequeños que una repetición completa para eliminar la heterogeneidad en una cantidad mayor de la que es posible con bloques al azar y cuadros latinos. Estos diseños fueron desarrollados para experimentos en mejoramientos y selección de plantas y animales en los que se desea hacer todas las comparaciones entre pares de tratamientos con igual precisión. En consecuencia, se emplea un método diferente para reducir el tamaño del bloque.

Los diseños pueden arreglarse en bloques al azar incompletos. Pueden ser balanceados o parcialmente balanceados. Los diseños balanceados se ilustran a continuación; considerando que se quiere comparar 9 tratamientos en bloques incompletos de 3 unidades experimentales con 4 repeticiones:

Bloque	Rep I	Rep. II	Rep III	Rep IV
	(1) 1 2 3	(4) 1 4 7	(7) 1 5 9	(10) 1 8 6
	(2) 4 5 6	(5) 2 5 8	(8) 7 2 6	(11) 4 2 9
	(3) 7 8 9	(6) 3 6 9	(9) 4 8 3	(12) 7 5 3

Se encontrara que cada par de tratamientos ocurre una y solo una vez en el mismo bloque. Por ejemplo, el tratamiento 1 ocupa el mismo bloque con los tratamientos 2 y 3 en la primera repetición con los tratamientos 4 y 7 en la segunda repetición, con los tratamientos 5 y 9 en la tercera repetición y con los tratamientos 6 y 8 en la cuarta repetición.

Cuando se analizan los resultados por el metodo de mínimos cuadrados, esta propiedad a la cual se aplica el adjetivo de balanceado, asegura que todos los pares de tratamientos se comparan con la misma precisión aproximadamente, aunque pudiera haber grandes diferencia entre los bloques. Estos diseños pertenecen al grupo conocido como latices balanceados, asi llamados porque los proyectos se trazan convenientemente construyendo un latice cuadrado con los números de tratamientos en las intersecciones de las líneas. En los latices balanceados, el numero de tratamientos debe ser un cuadrado exacto, mientras que el numero de tratamientos debe ser un cuadrado exacto, mientras que el numero de unidades o bloque es la raíz cuadrada correspondiente. Los diseños balanceados pueden construirse para otros números de tratamientos y de unidades por bloque. El siguiente diseño muestra 7 tratamientos arreglados en bloques de 3 unidades

Bloque;

(1) 1 2 4   (3) 3 4 6   (5) 1 5 6   (7) 1 3 7

(2) 2 3 5   (4) 4 5 7   (6) 2 6 7

Nuevamente cada par de tratamientos ocurre solo una vez dentro de uno de los bloques. Sin embargo en este caso los bloques no pueden ser agrupados en repeticiones separadas, ya que 7 no es divisible ente 3. los diseños de este tipo se conocen como bloques incompletos balanceados.

Diseños incompletos parcialmente balanceados.

Aunque un diseño balanceado puede construirse con cualquier numero de tratamiento y cualquier numero de unidades por bloque, el numero mínimo de repeticiones queda fijado por estas dos variables. En casi todos los casos, este numero es demasiado grande para las condiciones comunes de experimentación. Para permitir mas libertad de elección en él numero de repeticiones, deben usarse diseños sin la simetría completa de los diseños balanceados.

Comparación de diseños en bloques incompletos y bloques al azar.

Por lo que concierne a las operaciones de desarrollo experimental, los diseños en bloques incompletos no sean más difíciles que los bloques al azar. Se requiere de trabajo adicional para construir y aleatorizar el diseño experimental, especialmente si se pone cuidado de hacer el mejor agrupamiento posible de las unidades experimentales. De acuerdo con el equipo de calculo y la experiencia de que se disponga, el tiempo requerido para el análisis estadístico puede exceder al de bloques al azar desde 20 hasta 150%.

La ganancia en exactitud sobre bloques al azar depende del tipo de material experimental y puede esperarse que se aumente cuando él número de tratamientos se incrementa. La mayoría de los diseños en bloques incompletos están comprendido en la gama de 6 a 200 tratamiento y los latices cúbicos extienden tal intervalo hasta 1000 tratamientos, sin la necesidad de un gran bloque incompleto. El número de tratamientos para el cual se logra un aumento importante en exactitud debe determinarse por experiencia. Si el material experimental es muy variable y todavía permite la formación de grupos pequeños que sean homogéneos, los diseños pueden ser ventajosos aun con un numero pequeño de tratamiento. Con los resultados de pruebas de variedades se han hecho cierto numero de comparaciones con bloques al azar.

La facilidad con la cual el numero de repeticiones puede aumentarse, es también un factor importante. El objeto de los nuevos diseños es obtener las comparaciones mas exactas posibles con un numero dado de unidades experimentales. Es probable que los diseños sean mas útiles cuando la cantidad de material experimental o consideraciones de costo y trabajo obligan al experimentador a hacerlos más pequeños de lo deseado. Cuando el número de repeticiones pueda aumentarse sin dificultad el experimentador puede preferir tener una repetición adicional con un diseño más simple que evite él calculo de ajustes.

Existe una propiedad importante que tienen muchos diseños y que disminuye el atractivo de emplear los bloques al azar. Los diseños en latice cuadrado y los latices se pueden arreglar, tanto en repeticiones. Tales diseños pueden ser considerados como diseños en bloques al azar con restricciones adicionales dentro de cada repetición. Ha sido demostrado por Yates que estos diseños pueden ser analizados como si fueran bloques al azar ordinarios. Esto implica que las medias de tratamientos no ajustadas dan estimaciones insesgadas de los efectos verdaderos de tratamientos y que las pruebas de F y t no pierden su validez. Seguramente, este análisis será, en general menos exacto que el análisis completo.

Por lo que se refiere a la validez de las pruebas de t requiere una discusión. Si existen diferencias reales en bloques, el error verdadero de la diferencia entre 2 medias de tratamientos sin ajustar es más pequeño para un par de tratamientos que ocurre en el mismo bloque, que para un par que no ocurre simultáneamente en un bloque. De aquí el análisis en bloques al azar, por considerar el mismo error estándar para la diferencia entre cualquier par de tratamientos, sobreestimara el error verdadero para algunos pares y lo subestimara para otros. Sin embargo Yates demuestra que si un diseño ordinario en bloques al azar se sobrepone en el mismo sitio experimental, con los mismo efectos de bloque, el error verdadero de la diferencia varia además, de un par de tratamientos a otro, a causa de que la aleatorizacion establece algunos pares de tratamientos en el mismo bloque y otros no. Esta variación en exactitud parece ser del mismo orden de magnitud para un diseño en bloques incompletos que para un diseño en bloques al azar. Este argumento puede anulase para ciertos tipos de comparaciones. Por ejemplo, si se tiene que comparar la media de todos los tratamientos que ocurren en otro bloque, el error estándar de la diferencia podría ser substancialmente mayor que el valor obtenido del ana lisis en bloques al azar
As¡, si existe algún criterio para formar bloques incompletos, deber preferirse un diseño en bloques incompletos a un diseño en bloques al azar que ocupe el mismo grupo de repeticiones. Cuando se han reunido los datos, el experimentador debe escoger si analizarlos con bloques al azar o hacer el análisis completo con el ajuste para variaciones de bloques incompletos. De hecho, si la variación entre

bloques incompletos no es mayor que la de dentro de los bloques, el análisis estadístico completo se reduce automáticamente al de bloques al azar.

El análisis como bloques al azar puede ser útil en experimentos donde se han hecho varias medidas en cada unidad experimental. En la formación de bloques incompletos, se agrupan comúnmente las unidades con relación a la medida mas importante. Para algunas otras medidas del mismo experimento, el agrupamiento puede ser menos efectivo, en tales casos, el análisis de bloques al azar ser satisfactorio como también con medidas de interés secundario donde nos se requiere la máxima exactitud.

En algunos tipos de investigación, es probable que un numero apreciable de unidades sea dañado o destruido en el curso del experimento, de tal manera que deben omitirse de análisis estadístico. Con datos incompletos se requieren cálculos laboriosos para calcular los ajustes de bloque. En consecuencia, en experimentos donde los datos perdido ocurren frecuentemente, los diseños en bloques incompletos no pueden usarse con todas las ventajas aun en este caso, nadas se puede usando un diseño en bloques incompletos que puede ser arreglado en repeticiones completas. Si cuando el experimento se ha terminado es evidente que un número apreciable de unidades debe ser descartado, el experimentador puede usar el análisis en bloques al azar, en el cual, la complicación adicional debida a datos perdidos es más pequeña. Las misma consideraciones se aplica a los casos donde ciertos tratamientos deben eliminarse en él análisis final.

DISEÑOS BALANCEADOS DE BLOQUES INCOMPLETOS.

Estos diseños se caracterizan porque ensayan t tratamientos, alojados en b bloques de k unidades experimentales, cada tratamiento se ensaya r veces sobre otras tantas unidades experimentales, pero tienen una particularidad: dos tratamientos cualesquiera aparecen juntos en el mismo bloque λ veces, siendo λ un entero positivo igual o mayor que 1. los cinco par metros: t, b, k, r y λ no son independientes, sino enteros sujetos a las condiciones siguientes:

a) rt = bk = numero total de unidades experimentales.

b) $\lambda(t - 1)=r(k -1)$

c) b>t

Es fácil establecer la segunda condición puesto que si se considera un tratamiento en particular, este aparece en r bloques, en cada uno de los cuales hay k - 1 parcelas, por consiguiente hay r(k - 1) unidades experimentales que están en el mismo bloque con la parcela que lleva el tratamiento especificado, por otra parte las r(k - 1) parcelas contienen t - 1 tratamientos, repetidos λ veces cada uno. De aquí $r(k -1) = \lambda(t - 1)$

Un ejemplo sencillo de un diseño balanceado es el siguiente: con tres tratamientos 1, 2 y 3, pueden formarse tres bloques de dos unidades experimentales, a saber: (1, 2), (1, 3) y (2, 3), para este diseño se tienen t =3, r = 2, b = 3, k =2 λ = 1 obsérvese que en un tratamiento cualquiera el 1 aparece con el tratamiento 2 en un solo bloque y de aquí

λ = 1. Con cuatro tratamientos 1, 2, 3, y 4 pueden formarse con cuatro bloques y tres unidades experimentales: (1,2,3), (1,2,4), (1,3,4) y (2,3,4), para este diseño se tienen t = 4 r = 3, b =4, k =3 y λ = 2, as¡ los tratamientos 2 y 3 aparecen juntos en el primero y en el ultimo bloque y de aquí λ = 2 por lo que podemos ver que cualquier par de tratamientos aparecen juntos dos veces en el mismo bloque. En general, puede construirse un diseño balanceado, considerando todas las combinaciones de tamaño k que pueden hacerse con t tratamiento.

Los latices con una restricción en el proceso de aleatorizacion, con p+ 1 repeticiones para p entero, primo o potencial de un numero primo pertenecen a la clase de los diseños de bloques incompletos.

El trabajo de Bose (1939), puede considerarse como la contribución más importante sobre los m,todos de construcción de estos diseños. Las tablas de Fisher y Yates contienen un listado de casi todos los tratamientos balanceados conocidos, para r < 10 y k > 10.

Análisis intra bloque de los diseños balanceados de bloques incompletos.

Cuando se ignora la información que contienen las comparaciones entre bloques sobre los efectos de tratamiento, se obtiene el análisis intra bloque, este se deriva del modelo de la clasificación de doble entrada con números desiguales en las subclases, en su
forma sencilla:

$Yij = \mu + \tau j + \beta i + \in ij$, i = 1....b J = 1...t

Donde los errores no están correlacionados, con media 0 y varianza constante desconocida.

Análisis intra bloque, diseño balanceados de bloques incompletos.

Fuentes de variación	Grados de libertad	Sumas de cuadrados	Cuadrados medios	F calculada
Bloques ignorando tratamientos	b–1	$\sum Bj^2 / k - G^2/ rt$		
Tratamientos Eliminando bloques	t –1	$\sum Qi^2 / E$	CMT	CMT / S^2
Error intra bloque	rt –b –t +1	SCE	$CME = S^2$	
Total	rt -1	$\sum yij^2 - G^2 / rt$		

Recuperación de la información ínter bloque

Si se supone que en el modelo anterior los efectos de bloques son aleatorios, las comparaciones ínter bloques producen información adicional sobre los efectos de tratamientos. Así considérense las siguientes propiedades para,βi

$E(\beta j) = 0, E(\beta j^2) = E(\beta i \beta k) = 0, E(\beta k\ ejj) = 0$

Estimación de σ^2 y σ^2_b

Para estimar las varianzas, la técnica calcular el valor esperado del cuadrado eliminando tratamientos. No es muy difícil ver de cuadrados debida a bloques eliminando tratamientos. No es muy difícil saber que SC(BET), la suma de cuadrados debida a bloques eliminando tratamientos, esta dada por la siguiente expresión:

$SC(BET) = \Sigma\ Qj^2/rE + \Sigma Bi^2/k - \Sigma\ Ti^2/r$

Cuyo valor esperado puede obtenerse por varios procedimientos.

Análisis de varianza ínter bloque

Fuentes de variación	Grados de libertad	Sumas de cuadrados	Cuadrados medios
Bloques eliminando tratamientos	B – 1	Por diferencia	E_b
Tratamientos ignorando bloques	T – 1	$\Sigma\ Tj - G^2$	
Error intra bloque	rt – b – t + 1	del análisis intra bloque	E_e
Total	rt - 1	$\Sigma\ Y\ ij^2 - G^2 / rt$	

Puede demostrarse que el valor esperado de Eb, el cuadrado medio debido a bloques eliminando tratamiento, es:

$$E(Eb) = \sigma^2 e + (bk - t / b -1)\sigma^2 b$$

Cochan y Cox (1957) distinguen cinco casos de diseños balanceados de bloques incompletos saber:

Tipo 1. Los bloques pueden agruparse en repeticiones completas

Tipo 2. Los bloques pueden agruparse en conjuntos de dos o más repeticiones completas de los tratamientos.

Tipo 3. Diseños que no pueden agruparse en repeticiones completas o en conjuntos de dos o más repeticiones completas de los tratamientos.

Tipo 4. Diseños con igual numero de bloques y tratamientos.

Tipo 5. Experimentos pequeños.

DISEÑOS PARCIALMENTE BALANCEADOS DE BLOQUES INCOMPLETOS.

Estos diseños fueron introducidos por Bose y Nair (1939), desde entonces, su idea ha sido desarrollada ampliamente, principalmente por Bose y sus discípulos. En particular ellos introdujeron el concepto de esquemas de asociación parcialmente balanceada y de el se ha derivado la definición mas moderna de los diseños parcialmente balanceados de bloques incompletos. Denotaremos por t al numero de tratamientos. Un esquema de asociación parcialmente balanceado con m clases, es una relación entre los tratamientos que satisface las condiciones siguientes:

a) Dos tratamientos cualesquiera son: Primeros asociados, o segundos asociados..., o m - asociados y la relación de asociación es simétrica. As¡ si $\propto$ y β son dos tratamientos y $\propto$ es uni - esimo asociado de β, entonces es un iesimo asociado de $\propto$.

b) Cada tratamiento tiene exactamente ni iesimos asociados y el numero ni es independiente del tratamiento elegido.

c) Si $\propto$ y β son iesimos asociados, el numero de tratamientos que simultáneamente son jesimos asociados de $\propto$ y kesimos asociados de β, es pjk y es independiente del par elegido de iesimos asociados. Hasta ahora la mayor parte de la investigación realizada se ha relacionado con los diseños que tienen dos clases asociadas. De hecho, Bose y Shimamoto (1952) han clasificado los diseños parcialmente balanceados de bloques incompletos, con dos clases asociadas, en cinco tipos, que corresponden a otros tantos tipos de esquemas de asociación. Bose y Shimamoto distinguen los esquemas de asociación siguientes:

1. divisible en grupos
2. triangular
3. bloques de conexión sencilla
4. en cuadro latino
5. cíclico

Análisis estadístico:

Consideraremos dos situaciones

1) el análisis intra bloque y

2) el análisis ínter bloque.

Análisis intra bloque. El análisis intra bloque se deriva como un caso particular del modelo de la clasificación de doble entrada con números desiguales en las subclases. La solución del sistema de ecuaciones normales reducidas para tratamientos puede escribirse as¡:

r(k – 1) = kQj + C1S1 (Qj) + C2S2(Q;)

donde las constantes C1 y C2 se dan en las tablas que definen los diseños, S1(Qj) vienen a ser la suma de los totales ajustados de tratamientos (las cantidades Qj) sobre los primeros asociados del tratamiento j y, de igual manera, S2(Qj) es la suma de los totales
ajustados de tratamientos sobre todos los segundos asociados del tratamiento j.

Análisis intra bloque de los diseños parcialmente balanceados de bloques incompletos

Fuentes de variación	Grados de libertad	Sumas de cuadrados	Cuadrados medios	F calculada
Bloques ignorando tratamientos	B – 1	$\Sigma Bj^2/k - G^2/rt$		
Tratamientos eliminando bloques	T – 1	ΣQj	CMTEB SC/GL	$CMTEB/S^2$
Error intra bloque	Rt – b – t + 1	por diferencia	S^2	
Total	Rt - 1	$\Sigma Yij^2 - G^2/rt$		

Para el análisis ínter bloque se realiza lo siguiente.

Análisis de varianza ínter bloque

Fuentes de Variación	Grados de libertad	Sumas de cuadrados	Cuadrados medios
Bloques eliminando	B – 1	SC(BET)	SC(BET) / b – 1

tratamientos		por diferencia	
Tratamientos ignorando bloques	T – 1	$\Sigma Tj^2 /r – G^2 /rt$	
Error intra bloque	rt – b – t + 1	SCE (se transfiere del análisis intra bloque)	SCE / rt – b – t + 1
Total	rt - 1	$\Sigma Yij^2 - G^2 /rt$	

Casos especiales

Grupo de repeticiones; En ciertas ocasiones es posible agrupar los conjuntos de tratamientos que se aplican a los bloques, de modo que dentro de cada grupo cada tratamiento se repita n veces.

Al establecer el experimento el proceso de aleatorizacion se realiza en tres etapas:

1) los grupos de repeticiones se asignan al azar a los grupos de bloques

2) los conjuntos de tratamientos se asignan al azar a los bloques

3) los tratamientos se asignan al azar a las unidades experimentales de cada bloque.

Para realizar el análisis estadístico, en los análisis de varianza intra e ínter bloque aparece una nueva fuente de variación, la debida a grupos de repeticiones. Si Rc es el total de las características en estudio para el grupo c = 1,2,...r,

ANÁLISIS DE VARIANZA INTRA BLOQUE CON BLOQUES AGRUPADOS

Fuentes de variación	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Cuadrados medios
Grupo de repetición	R – 1	$\Sigma R^2_c /nt – C^2 /rt$	
Bloques dentro de grupo de repetición ignorando tratamientos	B – r	$\Sigma Bi^2 /k - \Sigma R^2c / nt$	
Tratamientos eliminando bloques	T – 1	SC(TEB) = ΣQj	CM(TEB) = SCTEB
Error Inter. Bloque	Rt – b – t + 1	SCE(por diferencia)	E_e = SCE / GL error
Total	Rt - 1	$\Sigma Yij^2 – G^2 /rt$	

Todas las pruebas de F recomendadas para los diseños de bloques incompletos, son exactas y hacen uso exclusivo de la información intra bloque. Es posible que este tipo de pruebas sea suficiente en la mayor¡a de las situaciones practicas y deberían ser usadas por el investigador para decidir si se procede o no a la separación de medias. Una F que conduzca a rechazar la hipótesis nula de igualdad de efectos de tratamientos seria suficiente base para que el investigador realice sus comparaciones de medias, el procedimientos de separación de medias para los diseños de bloques incompletos es idéntico al de los diseños de bloques completos, con tal de que se empleen las varianzas o errores estándar apropiados para sus comparaciones (en las formulas de del m,todo de Tukey, Scheffe o de la DMS), las medias ajustadas de tratamientos serian la base para realizar la separación. Pruebas exactas de F que combinen la información intra e ínter bloque no existe, cochran y Cox sugieren, para los diferentes casos, pruebas aproximadas que supuestamente serian exactas si los factores de ponderación empleados no fueran variables aleatorias

Elección de un diseño en bloques incompletos.

Los diseños de bloques incompletos al azar, latices cuadrados e incompletos y cuadros latices incompletos y diseños en bloques incompletos parcialmente balanceados, forman un ¡índice de los diseños en bloques incompletos. Cada cuadro esta arreglado por el numero de tratamientos y el numero de unidades por bloque y muestra el numero de repeticiones para los cuales hay un diseño disponible, con referencia a los diseños. Se espera que los cuadros den un medio r pido de localizar el diseño conveniente, si este ha sido construido.

Cuando en numero de tratamientos y el tamaño del bloque han sido fijados de antemano por las condiciones del experimento, se deja poca elección al experimentador. En ciertos tipos de investigación, sin embargo el numero de tratamientos y el tamaño de bloque pueden variarse ligeramente sin afectar el experimento.

En donde más de un diseño parezca apropiado sé preferir aquel que pueda arreglarse en repeticiones separadas y también un diseño balanceado es preferible a otro que lo esta parcialmente. Estas recomendaciones comúnmente reducen la elección a uno o dos diseños.

Las ventajas relativas de los diseños en latice y en latice cuadrado pueden aprenderse solamente por experiencia. De los resultados de un experimento en latice cuadrado se podría estimar el error estándar al no usarse ninguno de los dos tipos de agrupamiento. En consecuencia, el experimentador puede probar algunos m,todos adicionales de agrupamiento usando latices cuadrados. Si el agrupamiento adicional no resulta efectivo, la exactitud es ligeramente menor que aquella para el diseñó lactice correspondiente. Sin

embargo, los cálculos estadísticos son mas laboriosos para los latices cuadrados. Si el agrupamiento adicional no resulta efectivo, la exactitud es ligeramente menor que aquella para el diseño latice correspondiente sin embargo, los cálculos estadísticos son mas laboriosos para los latices cuadrados ya que los términos de corrección deben obtenerse para efectos de hileras y columnas. En general, puede esperarse que los latices cuadrados sean satisfactorios en tipos de experimentación donde el cuadro latino se ha encontrado superior al de bloques al azar.

Bibliografía

1. Martínez Garza. 1991, Diseños experimentales métodos y elementos de teoría Editorial trillas México. D F.

2. Cochran y Cox. 1978 Diseños experimentales Editorial. trillas, México. D F.

DISEÑO REVERSIBLE (CROSS – OVER DESIGNS)

Introducción;

Se ha dicho que mucho de los importantes diseños experimentales han surgido a consecuencia de ensayos agrícolas en el campo, sin embargo, el grupo de diseños de este tipo es especialmente adecuado para experimentos con animales grandes (vacas, monos, seres humanos, etc.), con dos, tres o cuatro tratamientos. En la mayor parte de nuestras investigaciones sobre el ser humano, ya sea en el campo de la medicina o de la sociología, sólo consideramos unos pocos tratamientos o pruebas a la vez y en un número de individuos relativamente pequeño. Se vera que para estos casos, los diseños que describen en este capitulo son más útiles y precisos. Hay numerosas variaciones en el diseño reversible. Sólo se darán ejemplos sencillos (Chun).

Diseño reversible aplicado a ciencia animal.

Según Martínez Garza durante el periodo de lactancia, el rendimiento de una vaca lechera tiende a aumentar al principio, pero poco después declina, siendo variable de vaca en vaca la razón de disminución. Con los diseños en cuadro latino, tales variaciones en la tendencia de la producción de leche son una fuente importante de error. La situación es fácil de explicar, puesto que si un tratamiento A se da en el periodo final a un grupo de vacas con pequeñas disminuciones de rendimiento, en tanto que un tratamiento B se da en el periodo final a otro grupo de vacas con fuerte tendencia a disminuir su producción lechera, el experimento favorece a A sobre B.

SECUENCIAS COMPLETAS Y REDUCIDAS

Los diseños reversibles eliminan esta fuente de error. Así para dos tratamientos, el diseño se muestra a continuación;

Periodo	Secuencias	
	1	2

1	A	B
2	B	A
3	A	B

Se ha extendido el diseño básico a más de dos tratamientos, describiendo el detalle el método de análisis. De acuerdo con Lucas (1956), el problema de diseños se resuelve combinando los principios reversibles y de bloques incompletos balanceados. En general, la comparación de p tratamientos requiere p(p - 1) secuencias de tratamientos (diseños completos), sin embargo, si p es un número non igual o mayor que cinco, puede emplearse diseños que solamente requieren p(p - 1)/2 secuencias (diseños reducidos).A continuación se describen los diseños reversibles más usuales.

Tres tratamientos (diseño completo)

Bloque 1			Bloque 2		
A	B	C	A	B	C
B	C	A	C	A	B
A	B	C	A	B	C

Cuatro tratamientos (diseño completo)

Bloque 1				Bloque 2				Bloque 3			
A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D
B	C	D	A	C	D	A	B	D	A	B	C
A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D

Cinco tratamientos (diseño reducido)

Bloque 1					Bloque 2				
A	B	C	D	E	A	B	C	D	E
A	C	D	E	A	C	D	E	A	B
A	B	C	D	E	A	B	C	D	E

Seis tratamientos (diseño reducido)

Bloque 1						Bloque 2						Bloque 3					
A	B	C	D	E	F	A	B	C	D	E	F	A	B	C	D	E	F

B C D E F A   C D E F A B   D E F A B C

A B C D E F   A B C D E F   A B C D E F

Bloque 4   Bloque 5

A B C D E F   A B C D E F

E F A B C D   F A B C D E

A B C D E F   A B C D E F

Siete Tratamientos (diseño reducido)

Bloque 1   Bloque 2   Bloque 3

A B C D E F G   A B C D E F G   A B C D E F G

B C D E F G A   C D E F G A B   D E F G A B C

A B C D E F G   A B C D E F G   A B C D E F G

Nueve tratamientos (diseño reducido)

Bloque 1   Bloque 2

A B C D E F G H I   A B C D E F G H I

B C D E F G H I A   C D E F G H I A B

A B C D E F G H I   A B C D E F G H I

Bloque 3   Bloque 4

A B C D E F G H I   A B C D E F G H I

D E F G H I A B C   E F G H I A B C D

A B C D E F G H I   A B C D E F G H I

Verticalmente se tienen las secuencias, horizontalmente o tienen los periodos

Por cada diseño reducido puede obtenerse un diseño complementario, escribiendo la segunda hilera del diseño reducido como la primera y tercer hilera del complemento, y la primera hilera del diseño reducido para la segunda hilera del complemento. Los diseños reducido y complementario, juntos, forman el diseño completo.

El primer paso para usar estos diseños requiere la aplicación de los tratamientos al azar a las letras usadas en el proyecto. Enseguida, las vacas se asignan a las secuencias: 1) si hay vacas suficientes para iniciar todas las secuencias al mismo tiempo, la asignación a las secuencias se hace al azar, 2) si el número de vacas disponibles no es suficiente para que todas las secuencias se inicien al mismo tiempo, estas pueden iniciarse por bloques, de acuerdo con el proyecto, uno cada vez.

Con los diseños más pequeños se recomienda usar dos o más vacas por secuencia, para tener suficientes grados de libertad en el error experimental.

MODELO ESTADÍSTICO:

Este se basa en el modelo lineal

$$Y_{ijk} = \mu + \pi_i + \beta_{ij} + \gamma_k + \tau_{l(ijk)} + \varepsilon_{ijk}$$

$i = 1,2,... v$

$j = 1,2,... m$

$k = 1,2,3$

$l = 1,2... p$

Donde:

μ = Efecto común a todas las observaciones.

π_i = Efecto del bloque.

β_{ij} = Efecto de la secuencia (vaca) dentro del bloque.

γ_k = Es el efecto del periodo.

τ_l= Efecto del tratamiento.

ε_{ijk} = Es el error.

Los errores se suponen normales e independientes, con media cero y varianza (2. Tal modelo conduce, claramente, a un análisis de varianza que no coincide con el propuesto por Lucas, y así el análisis estadístico correcto es el siguiente:

- Se obtienen los totales de bloques, β_I, de secuencias dentro de bloques, S_{IJ}, de periodos, P_K el gran total G.
- Con los datos anteriores se calculan: el ipso de corrección C, la suma de cuadrados debida a bloques, SCB, la suma de cuadrados debida a las secuencias dentro de bloques, SC (SDB) y la suma de cuadrados debida a períodos, (SCP). Con la notación introducida, se tiene, sucesivamente:

$C = G^2 / 3mv$

$SCTotal = \sum y^2ijk - C$

$_{ijk}$

$$SCB = \sum_{i=1}^{v} B^2_i / 3m - C$$

$$SC(SDB) = \sum_{i=1}^{v} \sum_{j=1}^{m} S^2_{ij} / 3 - \sum_{i=1}^{v} B^2_i / 3m$$

$$SCP = \sum_{k=1}^{3} P^2_k / mv - C$$

- Para cada secuencia de tratamientos (en nuestra descripción, una vaca) se calcula cantidad.

$$D = y_1 - 2y_2 + y_3$$

Donde:

Y_1, y_2, y y_3 = representan los rendimientos de leche en los periodos 1, 2 y 3, respectivamente. De aquí se tiene que, para cada tratamiento se calcula: Q = suma de las D para las vacas que reciben el tratamiento en el primero y en el tercer período, menos la suma de las D para las vacas que reciben el tratamiento en el segundo período.

Se construye el análisis de varianza, donde:

$$n \begin{cases} r & \text{es un diseño reducido} \\ 2r & \text{en un diseño completo} \end{cases}$$

Siendo r = al número de vacas por cada secuencia de tratamientos. Los cuadrados medios se calculan en forma usual y la prueba de F para tratamientos se realiza también en la forma acostumbrada.

ANÁLISIS DE VARIANZA

Fuentes de variación	Grados de Libertad	Sumas de cuadrado
Bloques	V - 1	SCB
Secuencias dentro de bloques	V (m - 1)	SC(SDB)
Períodos	2	SCP
Tratamientos	p - 1	SCT = °aQ^2 /6np
Error	smv - p - 1	SCE (por diferencia)
Total	3mv - 1	SCTotal

Las medias de tratamiento se obtienen como:

Y + Q/(2np)

Donde:

Y media = rendimiento promedio sobre todo el experimento.

La varianza de la diferencia entre dos medias de tratamientos esta dada por:

$3s^2$ / np

EJEMPLO NUMÉRICO:

Se presenta unos datos de un experimento donde P = 3, n = 2r = 2x2= 4, V = 4 y m = 3 (r=2 puesto que cada secuencia de tratamientos se repite 2 veces).

Bloque	Secuencia (vaca)	Período			Totales	Valor D
		1	2	3	S_{ij}	
1	1	A34.6	B32.3	A28.5B	95.4	-1.5

	2	B22.8	C31.0	B18.6	62.4	-0.6
	3	C32.9	A33.1	C27.5	93.5	-5.8
	sumas	90.3	96.4	74.6	B_1=25.3	-7.9
2	4	A48.9	C46.9	A42.0	137.8	-2.9
	5	B21.8	A23.9	B21.7	67.4	-4.3
	6	C25.4	B26.0	C23.9	75.3	-2.7
	sumas	96.1	96.8	87.6	B_2=280.5	-9.9
3	7	A30.4	C29.5	A26.7	86.6	-1.9
	8	B35.2	A33.5	B28.4	97.1	-3.4
	9	C25.4	B29.3	C26.4	86.5	-1.4
	sumas	96.4	92.3	81.5	B_3=270.2	-6.7
4	10	A38.7	B37.4	A34.4	110.5	-1.7
	11	B25.7	C26.1	B23.4	75.2	-3.1
	12	C21.4	A22.0	C19.4	62.8	-3.2
	sumas	85.8	85.4	77.2	B_4=248.5	-8.0
	Totales Pk	368.6	371.0	320.9	G=1050.5	-32.5

Con los datos anteriores se obtienen

$C = G^2 / - 1050.5^2 / 3x4x3 = 30654.1736$

$SCTotal = \sum_{i=1} y^2ijk - C = 34.6^2 + 32.3^2 + \ldots + 19.4^2 - C = 18770.75$

$SCB = \sum_{i=1}^{v} B2i / 3m - C = 251.32 + 280.52 + 270.22 + 248.52 \; / 3x3 - C = 78.2964$

$SC(SDB) = \sum_{i=1}^{v} \sum_{j=1}^{m} S2ij / 3 - \sum_{i=1}^{v} B2i / 3m$

$= 95.4^2 + 62.4^2 + \ldots 62.8^2 / 3 - 251.3^2 + 280.5^2 + 270.2^2 + 248.5^2 / 3X3 = 1653.600$

$SCP = \sum_{k=1}^{3} P^2{}_k / mv - C = 368.6^2 + 361.0^2 + 320.9^2 / 3x4 - C = 109.47$

El calculo de las Q

$Q = (-1.5) + (-2.9) +(-1.9) + (-1.7) - (-5.8) + (4.3) + (-3.4) + (-3.2) = 8.7$

El calculo de la suma de cuadrados del total = a la suma de los cuadrados debida a tratamientos, corregida por los efectos de bloques, secuencias dentro de bloques y periodos. Así para este ejemplo:

$SCT = (8.7)^2 + (-4.1)^2 + (-4.6)^2 / 6X4X2 = 1.5786$

Con los resultados anteriores se obtienen el análisis de varianza. La varianza de la diferencia entre dos medias de tratamientos se estima como:

$3s^2 / np = 330.3075 / 4x5 = 0.076$

ESTADISTICO DE PRUEBA;

El análisis de varianza quedaría de la siguiente manera.

Fuentes de variación	Grados de libertad	Sumas de cuadrados	Cuadrado Medio	F Calculada
Bloques	3	78.2964		
Secuencia dentro de bloques	8	1653.600		
Períodos	2	109.4739		
Tratamientos	2	1.5786	0.7893	< 1
Error	20	27.8075	1.3904	
Total	34	1870.7564		

LAS MEDIAS ESTIMADAS DE TRATAMIENTOS SON:

$Y_A = Y + Q_A / 2 np = 1050.5 / 36 + (8.7 / 2x4x3) = 29.5431$

$Y_B = Y + Q_B / 2 np = 1050.5 / 36 + (-4.1 / 2x4x3) = 29.0097$

$Y_C = Y + Q_C / 2 np = 1050.5 / 36 + (-4.6 / 2x4x3) = 28.9889$

Donde: $Y = G / 3 mv = 1050.5 / (3x3x4) = 29.1806$

*Según Chin Chun li llama a los Diseños Reversibles como diseños con intercambio. Y utiliza diferentes diseños y los define de la siguiente manera:

Dos tratamientos en secuencia con intercambio.

Supongamos que se dispone de doce niños para probar dos tratamientos a y b. Podríamos asignar el tratamiento a 6 de ellos escogidos al azar y a los otros seis el tratamientos b. Este sería un experimento completamente al azar, sin la ventaja de la división en bloques. Sin embargo normalmente los individuos difieren mucho en su constitución y en su respuesta a los tratamientos y una división superficial en bloques ofrece pocas ventajas. En consecuencia, el error experimental es grande y la comparación de los tratamientos no es muy precisa. Por lo tanto, a causa de la comparación de los tratamientos, es conveniente eliminar la heterogeneidad entre los individuos. Para ello se puede utilizar los individuos como bloque, siempre que los dos tratamientos sean tales que se puedan aplicar al mismo individuo en tiempos diferentes, naturalmente. Entre los dos tratamientos deberá haber un periodo de reposo para que el efecto de uno de los tratamientos no interfiera con el siguiente. Según la naturaleza de los tratamientos, el período de reposo intermedio puede ser de unas horas o bien de unas semanas.

El periodo de reposo entre dos tratamientos es lo suficientemente largo para que los efectos de tratamiento desaparezcan y que no hay persistencia del efecto desde el período del primer tratamiento al siguiente. Si el efecto residual del tratamiento es permanente o de naturaleza duradera, el sencillo análisis no es valido.

Cuando cada uno de los individuos se emplea como un bloque, el orden de aplicación de los dos tratamientos sobre el individuo deberá ser al azar, con la condición de que haya igual número de individuos que reciban primero el tratamiento a y después el tratamiento b y que reciban primero el tratamiento b y después el tratamiento. Este diseño recibe el nombre de diseño con intercambio. Para cada individuo, la secuencia de los tratamientos es ab o bien ba. La aplicación de dos secuencias diferentes de tratamiento a dos individuos sería la siguiente:

	Individuo 1	individuo 2
Periodo I	a	b
Periodo II	b	a

El principio del diseño con intercambio es muy análogo al de una competición de bridge en el cual las cartas norte-sur de una mesa se juegan, en otra mesa, como si fueran las manos este-oeste, de forma que en la competición se elimina el efecto de las cartas.

Ejemplo:

Se presenta este ejemplo de un diseño con intercambio de dos períodos con doce individuos, seis de los cuales pertenecen a la secuencia ab y seis a la secuencia ba.

Puesto que los individuos, los períodos y los tratamientos son todos ortogonales entre sí, el análisis es directo y sencillo. Considerando a los individuos como bloques, calculamos en primer lugar las tres cantidades básicas, A, B, C, de la forma usual.

Período	(1) (2) (3) (4) (4) (5) (6) (7) (8) (9) (10) (11) (12)	Total del período	Total del Tratamiento
I	b b a b a a a a b b b a 23 10 33 14 24 28 31 8 8 17 26 18	240	A 252
II	a a b a b b b b a a a b 21 11 28 27 20 12 20 13 11 14 26 13	316	b 204
Total de individuos	44 21 61 41 44 40 51 21 9 31 52 31	456	456

$A = 23^2 + 10^2 +... +13^2 = 10.002$

$B = 1/2\ (44^2 +21^2 +... + 21^2) = 9.672$

$C =(456)^2/24 = 8664$

$P = 1/12\ (240^2 + 216^2) = 8688$

$T = 1/12\ (252^2 + 204^2) = 8760$

Análisis de varianza

Fuente de variación	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Cuadrado medio	FC
Individuos	11	B - C= 1008		
Períodos	1	P - C= 24		
Tratamientos	1	T - C= 96		

Error total	10 23	(sub) 210 A - C= 1338	96 21	4.57

El total de cada período es la suma de las doce Observaciones en dicho período. El total de un tratamiento es la suma de las doce observaciones de un tratamiento. Por ejemplo, el total del tratamiento a es la suma de las seis a un primer período más la suma de las seis a en el segundo periodo. La suma de cuadrado debida a los períodos y a los tratamientos también puede calcularse de forma usual, tal como se indica en el centro de la tabla mediante las cantidades P y T. Sin embargo, cuando hay dos grupos iguales siempre resulta más sencillo utilizar la identidad:

$Y^2_1 + Y^2_2 / n - (Y_1 + Y_2)^2 / 2n = (Y_1 - Y^2)^2 / 2n$

Por lo siguiente.

$P - C = 240^2 + 216^2 /12 - 456^2 / 24 = (240 - 216)^2 / 24 = 24$

$T - C = 252^2 - 204^2 / 12 - 456^2 / 24 = (252 - 204)^2 / 24 = 96$

Otras formaciones de bloques.

Se puede argumentar que los 12 individuos del ejemplo anterior podrían agruparse en 6 parejas, cada pareja formando un cuadrado latino esperado de 2X2 en relación con los tratamientos y con los períodos, tal como se indica en la siguiente tabla.

Período	Cuadrado 1		Cuadrado 2		Cuadrado 3		Cuadrado 4		Cuadrado 5		Cuadrado 6	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
I	b	a	a	b	a	b	b	a	b	a	a	b
II	a	b	b	a	b	a	a	b	a	b	b	a

Este es un diseño de una serie de cuadrados (latinos). La comparación de este diseño con el sencillo diseño anterior con intercambio. La suma de cuadrado tiene 5 grados de libertad y la suma de cuadrados entre individuos (columnas) dentro de los cuadrados tiene 6 grados de libertad. Estos 11 grados de libertad para las 12 columnas totales con los mismos 11 grados de libertad entre individuos del diseño con intercambio. En ambos casos, la suma de cuadrados de tratamientos tiene 1 grado de libertad. Por lo tanto, la diferencia entre los dos diseños consiste en el manejo de los efectos de los períodos y del error.

Series de cuadrados		Intercambio sencillo	
Fuente	gl	Gl	fuente
Entre cuadrados	5		
Individuos	6	11	entre individuos
Tratamientos	1	1	tratamientos
Períodos	6	1	períodos
Error	5	10	error
Total	23	23	total

Para las series de seis cuadrados, se supone que el efecto del período varía de una pareja a otra, y se calcula a partir de los totales de los períodos de cada cuadrado por separado, toman 6 grados de libertad y dejando 5 grados de libertad para el error. En el diseño con intercambio se supone que el efecto del período es el mismo o más o menos el mismo para todos los individuos y tiene un grado de libertad basado en los dos totales completos de los períodos, dejando 10 grados de libertad para el error. Puesto que el efecto del período varía de un individuo a otro, esta variación para a formar parte del error experimental. En resumen, en las series de cuadrados, los grados de libertad se dividen en 6 + 5 y en el caso sencillo de intercambio de dividen en 1 + 10.

Hablando en general, en cualquier diseño experimental preferimos que el error tenga por lo menos 8 +o 10 grados de libertad. Esta es una de las razones por la que en nuestro ejemplo numérico utilizamos 12 individuos. Esta claro que las series cuadrados solo se adoptarán cuando haya realmente una basebiológica para agrupar a los individuos de dos en dos y cuando existen razones para creer el efecto del período debe variar de una pareja a otra. De lo contrario se preferiría el diseño con intercambio.

Secuencia de tres tratamientos.

Para dos tratamientos (a y b) las dos formas distintas de secuencias forman un cuadro latino de 2 x 2 de manera similar, con tres tratamientos (a, b, c),las tres distintas formas de secuencias forman un cuadro latino de 3 x 3 de cualquiera de las dos formas.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Período I	a	b	c	a	b	c

Período II	b	c	a	ó bien	c	a	b
Período III	c	a	b		b	c	a

El número de animales debe ser un múltiplo de 3 y cada secuencia debe haber igual número de animales. Si se dispone de 6 animales o de un múltiplo de 6, podemos usar las 6 secuencias de los 2 cuadrados. Las secuencias de los tratamientos se designan al azar a los animales. Entre los sucesivos tratamientos deberá haber un período de reposo y se supone que el período de reposo es lo suficiente largo para borrar cualquier efecto persistente de un período al siguiente. Este diseño combina las características de los bloques al azar y el cuadro latino. El análisis es directo y viene indicando en el siguiente ejemplo.

Secuencias con intercambio para tres tratamientos en grupos de seis animales, las secuencias de los tratamientos se asignan al azar a los animales.

Periodo	Animales = columnas = replicas					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
I	a	a	b	c	c	b
II	c	b	c	b	a	a
III	b	c	a	a	b	c

Tres tratamientos en una secuencia con inversión.

En lugar de cada uno de los animales reciban los tres tratamientos en una determinada secuencia, como en el sencillo diseño con intercambio del apartado precedente, podemos adoptar un diseño con tres períodos con inversión para dos de los tres tratamientos en cada individuo. Hay seis secuencias posibles de tratamientos con inversión, a saber:

aba bab
bcb cbc
cac aca

El número de animales experimentales requerido debe ser por lo tanto un múltiplo de 6 y en todas las secuencias debe haber igual número de animales. La razón que hay para realizar una secuencia de inversión (en lugar de la simple secuencia abc, etc.) es su gran sensibilidad, es decir, menor error experimental y, por lo tanto, mayor probabilidad de detectar las diferencias de los tratamientos. El diseño y el método de análisis, que son una aplicación directa del método de las diferencias para dos tratamientos, se debe a Libras (1956).

Bibliografía

Chun Ch L. 1969. "Introducción a la estadística experimental". Editorial Barcelona.

Cochran G. William. 1980. "Diseños Experimentales". Editorial Trillas.

Martínez G. A. 1996. "Diseños Experimentales, Métodos y elementos de teoría". Editorial Trillas.

PUT AND TAKE ANIMALS

Introducción;

Los ensayos de pastoreo son a menudo conducidos con doble fin, para evaluar la cantidad y para evaluar la calidad de los forrajes. Con este propósito es común hacer ajustes periódicos ya sea del tamaño de la pastura ó del número de animales por pastura, para compensar los cambios en el ritmo de crecimiento del forraje. Si este ajuste se hace en forma apropiada, se logrará una utilización casi optima del forraje durante toda la estación de pastoreo.

Sin embargo pueden surgir dificultades en el cálculo, interpretación y generalización de los resultados de tales ensayos. Algunas medidas usuales de producción como la ganancia por hectárea, son deficientes en el sentido de que no toman en cuenta el forraje requerido para el mantenimiento de los animales y el gasto de energía que demanda la actividad de pastoreo. Las medidas de calidad, tales como la ganancia por animal, depende grandemente de las características de los animales que han sido usados en el ensayo.

Algunos autores definen la capacidad de carga en función de las unidades alimenticias (expresadas generalmente como NDT), que se estima han sido requeridos para el mantenimiento de los animales y las necesidades de producción de carne o leche durante el período de pastoreo. Lo anterior asume que el nivel de producción de un animal no es afectado por el forraje, es decir, se asume que los forrajes difieren solo en producción de NDT y no en calidad de la pastura. Esta asunción no es del todo válida ya que forrajes de diferentes calidades soportan diferentes producciones por animal.

METODO DE LA UNIDAD EFECTIVA DE ALIMEN70 (UEA)

Mott y Lucas, esbozaron un método, el cual intenta superar las deficiencias de los métodos anteriores (Lucas, H.L. y G. 0. Mott, 1952. Methods of computing results of grazing trials. Dep. Exp. Statistics, North Carolina State University. Unpub Mineo)

Este método ha sido denominado por Lucas en 1962 como el método de la "Unidad efectiva de alimento".

En este método se utilizan dos categorías de animales en cada pastura, los <u>indicadores</u> y los <u>reguladores.</u> Los primeros son animales que poseen las Características deseadas ó escogidas al inicio del ensayo. Su propósito es medir la calidad del forraje y por lo tanto deben representar las clases de animales sobre las cuales se harán las deducciones. Puede utilizarse mas de una clase de indicador en cada unidad experimental, resultando que en un solo ensayo se tenga información acerca de mas de una clase de animal. En la práctica cada clase de indicador debe estar representada en cada unidad experimental. Una vez ubicado el indicador, éste permanece sobre la misma unidad experimental durante todo el ensayo si es del todo posible.

Los reguladores son animales cuyo propósito es de asegurar que la pastura sea utilizada al grado deseado y lo mismo que sus indicadores, proporcionan una medida del rendimiento a dicho nivel. Los reguladores son colocados sobre la pastura durante los períodos de desarrollo excesivo del pasto y son retirados durante los períodos de lento desarrollo vegetativo. Por este motivo, los reguladores son denominados algunas veces animales para poner y quitar (Put and take animals). Dado que los reguladores sirven esencialmente como una segadora, se puede utilizar como tales cualquier clase de animal siempre que su hábito de pastoreo sea similar al de los indicadores. Los reguladores pueden ser trasladados de una pastura a otra según sea necesario. Cada indicador se pesa al inicio y al final del ensayo y a intervalos apropiados a través de todo el ensayo. Cada regulador también es pesado en la misma fecha durante el ensayo como los indicadores, en resumen cada vez que es puesto en un tratamiento o retirado del mismo.

CALCULOS

UNIDADES DE ALIMENTO PARA UNA UNIDAD EXPERIMENTAL.

Los datos básicos necesarios para efectuar los cálculos, tratándose, de una unidad experimental, para el total o una parte del ensayo, pueden ser tabuladas de la siguiente manera. Para facilitar el procedimiento asumamos que los siguientes datos representan el pesó de novillos en 5 fechas sucesivas, para un total de cuatro períodos consecutivos de pastoreo. Se utilizaron dos tipos de indicadores en cada unidad experimental: 2 novillos de un año y un novillo de dos años. Como reguladores también se utilizaron las mismas clases de animales. Se asume además que los indicadores dentro de cada tipo son homogéneos.

CUADRO DE CONCENTRACION DE DATOS PARA UNA UNIDAD EXPERIMENTAL

Periodo	1	2	3	4	Ganancia kg
	12-V	23-VI	4-VIII	15-IX	13-X
Indicadores 1	239	278	317	320	326- 87
Un año	257	296	321	328	331- 74
Inicial	496	574	638	648	
Final		574	638	648	657- 161
Indicadores 2	307	339	364	359	360- 53
Dos años					
Reguladores	294	346	389	390	394- 100
	191	237	276	277	293- 102
		300	344	350	350- 50
		295	337	355	- 60
			342	364	- 22
Inicial	485	1178	1688	1017	
Final		583	1346	1736	1037- 334
Total (I)	1288	2091	2690	2024	

Total (F)		1496	2348	2743	2054-548
Días		42	42	42	28
Animales		5	7	8	6

Como se indicó anteriormente existen "t" períodos (1,2,3,4), cada uno de los cuales representa el intervalo entre dos fechas de pesada. se asume además que r tipos de animales incluyendo reguladores como un tipo, están representados en cada pastura y que hay ni animales de cada tipo. Así que se empieza colocando los datos (pesos) de cada animal, luego se calculan los totales necesarios para completar las tablas.

En nuestro ejemplo:

G i j . = (278-239) + (317-278) +. . . +(326 –320) =87 Ganancia total del animal j del tipo i en todos los periodos del ensayo.

G i . . = 87+74 = 161Ganancia total de todos los animales del tipo i en todos los periodos del ensayo.

G . . .= 161+ 53+ 334 = 548 Ganancia total de todos los animales de todos los tipos en todos los periodos del ensayo.

I i . k = 239 + 257 = 496 Peso total al inicio del período k de todos los animales del tipo i puestos en la unidad experimental al inicio de dicho período.

F i . k = 278 +296 = 574 Peso total al final del período k de todos los animales del tipo i que han estado en la unidad experimental durante dicho período.

I . . k = 496 + 307 + 485 = 1288 Peso total al comienzo del período k de todos los animales de todos los tipos puestos en la unidad experimental al inicio de dicho período.

F. . k = 574 + 339 + 583 = 1496 Peso total al final del período k de todos los animales de todos los tipos, que han estado en la unidad experimental durante dicho período.

Dk = Duración del período de pastoreo = 154 días

Ak = Número de animales en la unidad experimental durante el período.

k_i = 5, 7, 8, 6.

Nota; los totales para líneas **Ii.k** *y* **Fi.k** solo deben ser calculados si todos los animales del tipo i son relativamente uniformes tomando en consideración el peso corporal. Igualmente los totales **I..k** *y* **F..k** solo deben ser calculados si todos los animales incluyendo los indicadores son uniformes en cuanto al tipo y peso corporal.

La producción de la unidad experimenta] durante un período, se mide por el total de unidades efectivas de alimento (UEA), que se estima han sido consumidas por todos los animales soportados por dicha unidad experimental durante el período. La ecuación básica para estimar las UEA, para un solo animal, durante un solo período es:

UEA ijk = m Mijk + g Gijk

UEA ijk = Total de unidades efectivas de alimento consumidas por el animal del tipo i durante el período k.

m = Las UEA, requeridas por la unidad de masa mantenida (incluyendo el trabajo de pastoreo).

Mijk = Masa mantenida. Este termino es expresado como el producto de días en el período (dk) y alguna conveniente unidad de peso.

g = Las UEA, requeridas por unidad de ganancia.

Gijk = Ganancia en peso vivo durante el período.

Nota; m *y* g, son factores de conversión. Sus magnitudes dependerán de las -- unidades para expresar las UEA y de las unidades empleadas para medir Mijk *y* Gijk. en nuestro caso particular serán NDT.

En la práctica la masa mantenida se calcula de la siguiente manera;

Mijk = dk (Wijk - 1 + Wijk)/2S

Donde, S = Factor de conversión arbitrario, que permite estandarizar las unidades de expresión para masa mantenida, el valor de S en ganado bovino es igual a *1000* y en ovinos es igual a 100.

Una vez calculado M, se selecciona del anexo 1, el factor propicio para man tenimiento (m). la selección de m depende generalmente del peso promedio (wijk) del animal durante el período. Este peso promedio se calcula como sigue.

$W_{ijk} = S\ mM_{ijk} / d_k$

El producto mM_{ijk} representa la parte de las UEA consumidas, que es utilizada para el mantenimiento y trabajo de pastoreo durante el periodo.

La ganancia durante el periodo (G_{ijk}) se obtiene a partir de la siguiente ecuación:

$G_{ijk} = W_{ijk} – W_{Ijk - 1}$

El factor g se selecciona del anexo 2, para lo cual es necesario considerar la edad y condición del animal al inicio *y* al final del período de pastoreo.

La porción de UEA consumidas que es utilizada para ganancia de peso durante el período, es igual al producto de $g\ G_{ijk}$-

Considerando lo anterior, la cantidad de UEA consumidas por el animal durante el período se obtiene por substitución en la ecuación UEA_{ijk}. La producción total por unidad experimental durante un período dado ($UEA_{..k}$), se obtiene sumando él consumo de todos los animales durante todo el período de pastoreo esto es:

$UEA_{..k} = \Sigma\Sigma\ UEA_{ijk}$

Así también el total de UEA producido por la unidad experimental durante el ensayo ($UEA_{...}$), es la suma de los consumos de todos los animales mantenidos por dicha unidad experimental durante todo el ensayo. Esto se calcula como:

$UEA_{...} = \Sigma\ UEA_{..k}$

Para calcular las UEA requeridas por un solo animal para la estación completa (UEA_{ij}), puede no ser practico calcular las UEA_{ijk} para cada período. En este caso, el procedimiento a seguir es el siguiente.

$$\mathbf{M_{ij.} = (\Sigma\ (W_{ijk – 1} + W_{ijk})\ d_k) / 2S}$$

$W_{ij.} = S\ M_{ij.} / \Sigma\ d_k$

$G_{ij.} = W_{ijt} – W_{ijo}$

Lugo: UEAij. = m Mij. + g Gij.

Para grupos de animales que son relativamente uniformes en cuanto a peso tipo y condición, los cálculos anteriores aún pueden acortarse más. Por ejemplo, para calcular las UEA requeridos por todos los indicadores de tipo i, a través de toda la estación de pastoreo, las líneas I y F pueden ser utilizadas de la siguiente forma.

$$\mathbf{Mi.. = (\Sigma\ (Ii.k + Fi.k)\ dk) / 2S}$$

$$\mathbf{Media\ de\ W.. = S\ Mi.. / ni\ \Sigma\ dk}$$

Gi.. = Fi.t – Ii.
Por lo anterior:

UEA = m Mi.. + g Gi..
Si todos los animales, tanto indicadores como reguladores son del mismo tipo, peso y condición la producción total puede ser calculada utilizando las siguientes ecuaciones:

$$M... = (\Sigma\ (I\ ..k + F\ ..k)\ dk\ ) / 2S$$

$$W\ldots = S\ M\ldots / \Sigma\ ak\ dk$$

$$G\ldots = \Sigma\ F..k - \Sigma\ I..k$$

$$UEA = m\ M\ldots + g\ G\ldots$$

Los cálculos anteriores proporcionan una sola medida de producción de (UEA...), para cada unidad experimental. Esto representa la producción para las condiciones bajo las cuales fue conducido el ensayo, y si el ajuste del numero de animales reguladores / días a sido adecuado, el valor obtenido para las UEA..., podria estar muy cerca de la producción optima para la pastura bajo estudio. Uno de los problemas al interpretar los resultados en ensayos de pastoreo, es el de expresar la calidad de la pastura, la capacidad de carga y la cantidad de producto animal, en términos de ganancia de peso.

Este método proporciona un sistema para la solución de dicho problema, para cada tipo de indicador. Con este fin hay que calcular otros datos.

La calidad del forraje puede ser expresada como promedio de ganancia diaria por cabeza. Para un tipo de indicador, por ejemplo: el tipo i, el promedio de ganancia diaria se calcula como sigue:

Promedio de Gi.. = Gi.. / ni Σ dk

La capacidad de carga, expresada en días animales (ADI), puede calcularse para cada tipo de indicador utilizado en el ensayo; asi es necesario primeramente calcular el requerimiento diario promedio de UEA (UEAI..) para el indicador del tipo i esto se obtiene como:

Promedio de UEAi = UEAi../ ni Σ dk

Luego se obtiene la capacidad de carga dividiendo la producción total de UEAi.. entre el requerimiento diario promedio UEAi.. y tenemos:

ADI = UEAi../ Promedio de UEAi.

La producción total de la unidad experimental, expresada en términos de ganancia de peso vivo, puede también calcularse para cada uno de los diferentes tipos de indicadores. La ganancia por unidad experimenta] en términos de promedio de indicadores del tipo i TGi, se obtiene del producto capacidad de carga por la ganancia diaria por indicador.

TGi = ADi Promedio de Gi..

Como paso final en los cálculos para una sola unidad experimental, se reducen las UEAi.. ADi, y TGi, a unidad de superficie, dividiéndolas, entre tamaño de la unidad experimental.

Por medio de este método, es posible evaluar la pastura en términos de cada clase de indicador utilizado. Esto quiere decir, que cuando se calculan ADi y TGi, para un tipo de indicador, los resultados estimados por cada uno de ellos, se obtiene como si la pastura hubiese sido cargada solamente con ese tipo de indicador. De este modo, utilizando mas de un tipo de indicador, un solo ensayo puede aportar información que ordinariamente requiere de la conducción de varios trabajos por separado.

Continuando con nuestro ejemplo numérico los cálculos quedarían de la siguiente manera:

Masa mantenida;

Indicadores tipo 1

$M\ 1.. = (496 + 574)(42) +....(648 + 657)(28) / 2 \times 1000$

$M1..= 93.22$

Indicadores Tipo 11

$M2.. = (307 + 339) (42) + ... (359 + 360) (28) / 2 \times 1000$

$M2.. = 53.56$

Utilizando la ecuación para animales relativamente uniformes;

reguladores: -

$Mr\text{--} = (485 + 583)(42) ..... (1017 + 1037)(28) /2x\text{lOOO}$

$Mr.\text{-} = 176.12$

Para usar las tablas de factores de conversión, se necesita conocer el peso promedio de cada clase de animal, como ya se indica anteriormente.

$W1.. = (1000)(93.22)/ 2(154) = 302.64$

$W2\ .. = (1000)(53.56)/ 1(154) = 347.81$

$Wr.. = (1000)(176.12)/ 2(42) + 4(42) + 5(42) + 3(28) = 322.56$

Peso promedio	**Valores de tablas** gr/ NDT/ kg/ dia		**Ganancia kg**
302.64	273 / 317	9.2	G1.. = 161
347.81	318 / 362	9.0	G2.. = 53
322.56	318 / 362	9.0	Gr.. = 334

Para el factor de ganancia se consideró animales de uno y dos años de edad aproximadamente y con condición inicial y final ligeramente gordo, así el factor es igual a 2, (Anexo).

UNIDADES EFECTIVAS DE ALIMENTO POR TIPO DE ANIMAL.

UEA1.. = (9.2)(93.22) + (2.0)(161) = 1179.62 kg NDT

UEA2.- = (9.0)(53.56) + (2.0)(53) = 588.04 kg NDT

UEAR-- = (9.0)(176.12) + (2.0) (334) = 2253.08 kg NPT

El total de unidades efectivas de alimento producida por la pastura es

UEA ... = 1179.62 + 588.04 + 2253.08 = 4020.74 kg NDT

Habiendo calculado la producción total de NDT producida por la pastura, es interesante calcular tanto la ganancia diaria promedio como la carga estimada, para cada tipo de indicador.

G1.. = 161/2 (154) = 0.530 kgldia

G2.. = 53/1 (154) = 0.350 kgldía

Para calcular la carga animal para cada tipo de indicador es necesario el promedio de UEAi...

UEAI.. = 1179.62/2 (154) = 3.83 kg NDT/día

UEA2.. = 588.04/1 (154) = 3.82 kg NDT/dia

Así la carga animal sería;

AD1 = 4020.74/3.83 = 1049.80 días animal (Tipo 1)

AD2 = 4020.74/3.82 = 1052.50 días animal (Tipo 2)

La producción total de la pastura, en términos de kg de peso vivo es;

TG1 = (1049.80)(0.53) = 556.40 kg de peso vivo (Tipo 1)

TG2 = (1052.50)(0.35) = 368.30 kg de peso vivo (tipo 2)

En resumen, si asumimos que la unidad experimentai anteriormente cuantificada tiene una superficie de N hectáreas los términos en unidad de superficie quedarían.

RESULTADOS PARA UNA UNIDAD EXPERIMENTAL EN UN ENSAYO DE PASTOREO CON NOVILLOS

MEDIDAS DE RENDIMIENTO	Tipo de novillos	
	Un año	Dos años
Ganancia diaria promedio Kg de peso vivo por día	0.53	0.35
Capacidad de carga Días animal / Ha	262.50	263.00
Ganancia total Kg de peso vivo / Ha	139.00	92.00
Producción de la pastura Kg NDT / Ha	1005	

Los datos experimentales básicos que se utilizan para los análisis estadísticos. Son los valores de UEA..., ADi, y TGi efectuando un análisis por separado para cada una de las variables y para cada tipo de indicador. Esto significa que los datos provenientes de cada unidad experimental, son manejados del mismo modo como lo son los rendimientos por tratamiento en cada repetición en un experimento de cultivos forrajeros. Por lo tanto, en el diseño de un ensayo de pastoreo es esencial que existan por 10 menos dos repeticiones por cada tratamiento, de otro modo no estará medida la variabilidad entre pasturas, no es suficiente usar la variabilidad entre animales como una medida del error, porque esto constituye solo una parte de la variación entre de praderas bajo un mismo tratamiento.

el formato del análisis estadístico dependerá por supuesto, del tipo de diseño experimental utilizado y del hecho de disponer o no de datos para un proceso de estandarización (Covarianza), que permita efectuar mediciones sobre el peso y potencial de producción individual.

Tabla 1.-FACTORES PARA CONVERTIR GANANCIA A KG DE NDT POR KG

BOVINO	OVINO	CONDICION (INICIO)	CONDICION FINAL* MF	F	LG	G
DESTETADOS	0 A 6 MESES	MF	1.2	1.3	1.5	1.6
		F	1.3	1.4	1.6	1.7
		LG	1.4	1.5	1.6	1.7
		G	1.4	1.5	1.7	1.8
1 AÑO DE EDAD	6 A 9 MESES	MF	1.4	1.6	1.8	2.0
		F	1.5	1.7	1.9	2.1
		LG	1.6	1.8	2.0	2.2
		G	1.7	1.9	2.1	2.4
2 AÑOS DE EDAD	9 A 12 MESES	MF	1.6	1.8	2.2	2.5
		F	1.8	2.0	2.4	2.7
		LG	2.0	2.2	2.6	2.9
		G	2.2	2.5	2.8	3.1
3 AÑOS DE EDAD	12 Ó MÁS MESES	MF	1.9	2.1	2.6	3.0
		F	2.1	2.4	2.8	3.2
		LG	2.4	2.7	3.1	3.6
		G	2.7	3.0	3.5	3.9

- MF Muy flaco F Flaco LG Ligeramente gordo G Gordo

Tabla 2.- FACTORES PARA CONVERTIR PESO MANTENIDO A NDT EFECTIVOS*

- Según el peso a la potencia 7/8 mas una cantidad por actividad

GANADO BOVINO		GANADO OVINO	
PESO KG	MANTENIMIENTO gr NDT/kg/dia	PESO KG	MANTENIMIENTO gr NDT/kg/dia
136-181	10.0	18-22	1.11
182-226	9.7	23-28	1.08
227-272	9.4	29-32	1.06
273-317	9.2	33-36	1.04
318-362	9.0	37-40	1.02
363-408	8.8	41-45	1.01
409-453	8.7	46-54	0.99
454-499	8.6	55-64	0.97
500-544	8.5	65-72	0.95
545-589	8.4	73-81	0.94
590-635	8.3	82-90	0.93