UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA DE NICARAGUA-LEON

FACULTAD DE CIENCIAS

DEPARTAMENTO DE MATEMATICA Y ESTADISTICA.

.

RENDIMIENTOS DE 10 LÍNEAS DE ARROZ Y LA VARIEDAD INTA-DORADO EN EL CENTRO DE EXPERIMENTOS DE OCCIDENTE (CEO) JULIO - DICIEMBRE DEL 2006.

PARA OPTAR EL TITULO DE LICENCIATURA EN ESTADISTICA.

AUTORES:

YAHAIRA MARCELA MEJIA VILLEGAS.

NELLY FRANCISCA SAAVEDRA CAMPOS.

TUTOR: MSC. CORINA LACAYO.

Agradecimiento

Queremos expresar nuestro sincero agradecimiento a DIOS por habernos brindado muchas sabidurías e iluminar nuestros pasos.

Por otra parte agradecemos la valiosa colaboración y apoyo al licenciado Juan Diego Solís Álvarez y al ingeniero José Corrales por su tiempo y apoyo desinteresado, a la Msc Corina Lacayo, por facilitarnos parte de nuestro trabajo para dar concluida una etapa muy importante de nuestro estudios universitarios.

Yahaira Marcela Mejia Villegas.
Nelly Francisca Saavedra Campo.

Dedicatoria

Agradezco a DIOS nuestro padre celestial por haber permitido este paso en mi vida.

Con profundo respeto y admiración agradezco también a mi hijo, padres y hermanos, quienes de alguna forma me brindaron su apoyo compresión y cariño. Así como todos y cada uno de los profesores que con su paciencia y empeño me impartieron sus conocimientos en particular a nuestra tutora Corina Lacayo. Y mis amigas que con el tiempo me dedicaron su compresión y cariño desinteresado.

Con mucho cariño y admiración dedico el fruto de mi trabajo a mi madrecita quien fue un pilar fundamental en la culminación de mi carrera.

Con Amor

Yahaira Marcela Mejia Villegas.

Dedicatoria

A Dios padre por haberme dado la vida, conocimiento, al estar en los momentos mas difíciles, y angustioso, y por darme la motivación suficiente para llegar a concluir esta fase académica.

A mis padres quienes pusieron su esfuerzo e ilusiones, el apoyo económico y moral indispensable en mi educación.

A mi esposo que con dedicación y esmero me ayudo a culminar mis estudios universitarios y esta investigación este es por ti ,   para mis hijos.

A mis hermanos al brindarme la ayuda de todo lo que estuvo a su alcance a mis amigas, maestro, por el tiempo, la dedicación y la enseñanza que me obsequiaron desinteresadamente

Nelly Francisca Saavedra Campo.

INDICE

INTRODUCCION

El arroz (oriza sativa L) es una gramíneas con alto contenido de carbohidratos, proteínas, vitaminas y minerales fundamentales para la alimentación humana.

En Nicaragua a pesar de contar con las condiciones climáticas necesarias, no se produce la cantidad requerida de arroz para el consumo interno teniendo que importar más de un millón de quintales anuales. A nivel local la producción esta cerrada en siembras bajo riesgo y secano, el arroz secano representa el 65% del total cultivado en el país, la producción se encuentra en manos de pequeños y medianos productores que están localizados en zonas con diferentes condiciones climáticas y recursos e infraestructuras.

En esta zona se presenta una elevación de 70 manzanas, con una topografía plana y suelo franco arenoso profundo, con alta temperatura promedio de 30°C, y con una precipitación anual promedio que oscila entre 1200-1800 mm anuales, y vientos con una velocidad promedio de 20km/hr (INETER 2001).

Nuestro propósito es evaluar los datos del experimento realizado por los agro-ecólogos, el cual se efectuó en el centro experimental de occidente (CEO) ubicado en el municipio de Posoltega, departamento de Chinandega. Estos datos fueron recolectados en el periodo comprendido entre julio y diciembre del año 2006.

Con esta investigación se pretende Analizar Mediante Técnicas del Diseño de Bloque Completamente Aleatorio, el Rendimiento de 10 Líneas de Arroz y la variedad INTA-DORADO.
La importancia de este trabajo es brindarle la información documentada con el fin de que se puedan dar sugerencias para el mejoramiento de la producción, y así ayudar al crecimiento de la misma.

Justificación

La oriza sativa es una gramínea que posee un alto contenido de carbohidratos, proteínas, vitaminas y minerales fundamentales para la dieta. En años anteriores el centro de experimento (CEO) ha realizado varios estudios, con el objetivo de analizar cual de las líneas de arroz es mejor en el comercio y tener una mayor demanda a nivel nacional como internacional. La investigación que se llevan a cabo en el centro de experimento del occidente(CEO), son muy importante por que consideramos que podrían utilizarse los beneficios de los resultados aquí obtenidos, para el mejoramiento de este producto, y de esta manera se beneficiará tanto el sector productor, el que aumentará la eficiencia de la producción, como la población consumidora que verían una mejor oferta y oportunidad para adquirir un beneficio que representan una parte vital en la alimentación.

II. OBJETIVOS

OBJETIVOGENERAL:

Analizar el rendimiento de 10 líneas de arroz y la variedad INTA- DORADO en el centro de experimento de occidente (CEO) julio - diciembre del 2006, mediante un diseño de bloque completamente aleatorio

OBJETIVO ESPECIFICO:

- Comparar el rendimiento de las 10 líneas de arroz y la variedad INTA - DORADO.
- Identificar mediante el método de comparación múltiple, la(s) líneas de arroz que dan mayor producción.
- Determinar la eficiencia del diseño de bloque.
- Examinar los supuestos del modelo.

IV. MARCO TEORICO.

El diseño estadístico de experimento es el proceso de planear un experimento para obtener datos apropiados con objeto de producir conclusiones validas y objetivo; uno de los aspectos en cualquier problema es el diseño de experimento.

Definiciones importantes en los experimentos.

Variable:

Característica de interés a estudiar de una población o muestra. Es un carácter cualitativo o cuantitativo que puede asumir diferentes valores.

Bloqueo:

Un experimento consiste en distribuir las unidades experimentales en grupos tales que unidades experimentales pertenecientes a un mismo grupo deben ser similares y pueden ser analizadas en condiciones experimentales semejantes, en tanto que unidades experimentales ubicadas en grupos distintos darán lugar, probablemente, a respuestas diferentes aún cuando sean asignadas a un mismo tratamiento.

Tratamiento:

Es una combinación específica de los niveles de los factores en estudios. Son por lo tanto las condiciones experimentales que se desean comparar en el experimento. Es un diseño con un único factor son los distintos niveles del factor y un diseño con varios factores son las distintas combinaciones de niveles de los factores.

Diseño de experimento:

Consiste en la asignación de tratamientos a las unidades experimentales y un amplio entendimiento de los análisis por verificar, cuando todos los datos están disponibles. (Ostle 1983)

Un experimento diseñado:

Es una prueba o serie de pruebas en las cuales se inducen cambios deliberados en las variables de entrada de un proceso o sistema, de manera que sea posible observar e identificar las causas de los cambios en la respuesta de salida. (Montgomery 1991)

Unidad experimental:

Es la unidad a la cual se le aplica un solo tratamiento (que puede ser una combinación de muchos factores) en una reproducción del experimentador básico. (Montgomery 1991)

Error experimental:

Describe el fracaso de llegar a resultados idénticos con dos o más unidades experimentales tratados idénticamente en cada situación particular refleja:

- Error de experimentación.
- Error de observación.
- Error de medición.
- Error de variación del material experimental.
- Los efectos combinados de todos los factores extraños que pudieran influir una característica en estudios.(Ostle 1983).

Principios básicos del diseño de experimento.

Repetición:

Significa que un tratamiento debe ser repetido, o asignado a dos o más unidades experimentales diferentes por lo menos, con el fin de proveer un estimador del error experimental y permitir una medida más precisa del efecto de tratamientos.

La repetición de un experimento en el tiempo y el espacio ayudara a incrementar el rango de validez de las conclusiones, que puedan darse. El número de repeticiones que debe aplicársele a un experimento depende del campo al que pertenezca el experimentador. (Ostle 1983).

Aleatorizacion:

Requiere que todos los factores no controlados por el investigador y que puedan influir en los resultados sean al azar. La aleatorizacion hace valida la prueba haciéndola apropiada para analizar los datos como si las suposiciones del error fueran ciertas.

Control local:

Se refiere a la cantidad de balanceo bloque y agrupamiento de las unidades que se emplean en el diseño adoptado. La gran mayoría de los experimentos que se llevan acabo en biotecnología tienen diseños factorial ya que esto significa una reducción del error experimental.
Su función es hacer el diseño experimento más eficiente así como reducir la magnitud de la estimación del error experimental. (Ostle 1983)

Es fundamental en el diseño de experimento ya que:

- Proviene la asistencia de sesgo.
- Evita la dependencia de observaciones.
- Confirma la validez de los estadísticos más comunes. (Ostle 1983)

Característica de un buen experimentador:

Simplicidad:

Es diseñar en que los tratamientos y el diseño experimental sean consistentes con pocos objetivos bien definidos.

Grado de precisión:

Consiste en medir las diferencias entres los tratamientos, con el grado de precisión que requiere el experimentador.

Ausencia del error sistemático:

Se garantiza mediante la aleatorizacion y el sistema de bloques, los cuales reducen el sesgo de los tratamientos.

Validez de las conclusiones:

Se pretende lograr que las conclusiones tengan un rango de validez tan amplio como sea posible, una forma de conseguirlos es distribuyendo las conclusiones en el tiempo y el espacio, de este se sabe si el efecto de los factores sobre la unidad experimental varia de un mes a otro de la época seca a la lluviosa o de un sitio a otro.

Normas sencillas para adquirir un buen experimento.

- Diseñar repeticiones.
- Hacer la aleatorización del experimento.
- Solicitar la ayuda del estadístico si surgen dificultades de interpretar los resultados.(Roca 1991)

Etapas para diseñar un experimento.

- Definir los objetivos del experimento.
- Identificar todas las posibles fuentes de variación, incluyendo:
    1. Factor tratamientos.

2. Factor bloque.

- Elegir una regla de asignación de las unidades experimentales a las condiciones de estudios (tratamientos).
- Especificar las medidas con que se trabajara (la respuesta), el procedimiento experimentales y anticiparse a las posibles dificultades.
- Ejecutar un experimento piloto.
- Especificar el modelo.
- Esquematizar los pasos del análisis.
- Determinar el tamaño muestral.

Diseño de bloque completamente al azar:

Los diseños de bloque completamente aleatorio se caracterizan por que las unidades experimentales se agrupan en dos o mas bloques completos, es decir, en unidades compactas, en cada uno de los cuales están representados una sola vez, todos los tratamientos por ensayar, son apropiados para los casos en que se observa una cierta tendencia de variación en el material experimental. (Ostle 1983).

El número de tratamientos debe ser el menor posible dentro de cada bloque, pero suficiente para lograr los objetivos del experimento. Cuando el tamaño del bloque aumenta debido a un gran numero de tratamientos se incrementara la variabilidad aleatoria dentro de este, cuando el comportamiento de las unidades experimentales se pueda predecir, el bloque es común y mas eficaz que el diseño completamente al azar. (Martínez 1988).

Modelo matemático del diseño de bloque completamente al azar.

La formulación matemática del modelo de diseño en bloques completamente aleatorizados con un factor principal (factor tratamiento), $T\alpha$, con *I* niveles y un factor secundario (factor bloque), $B\beta$, con *J* niveles o bloques es la siguiente:

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$$

Donde:

Y_{ij} : Es la i-ésimo observación del i-ésimo tratamientos en el j-ésimo bloque.

i = 1….n Siendo i el numero de tratamientos.

j = 1….n Siendo j el numero de bloque.

μ : Es la media general.

τ_i : Es el efecto del i-ésimo tratamientos.

β_j : Es el efecto del j-ésimo bloque.

ε_{ij} : Es el error aleatorio.

Ventajas del diseño de bloque completamente aleatorio.

- Nos permite obtener resultados más precisos que el diseño completamente aleatorio.
- Permite flexibilidad completa esto significa que podemos usar cualquier numero de tratamiento y cualquier numero de repeticiones.
- Si alguno de los tratamientos se pierde o se rechaza en el ANOVA el modelo sigue siendo sencillo.(Ostle 1983)

Desventajas del diseño de bloque completamente aleatorio

Este diseño no es aplicado cuando el número de tratamiento pasa de quince porque aumenta la variación aleatoria dentro de cada bloque.
No es adecuado cuando hay alta variabilidad en los materiales experimentales.

Cuando los niveles de fuentes de variación en los que se ordenaron los bloques no tienen efecto sobre el resultado del experimento no hay ganancias en la precisión de los datos sino pérdida de los grados de libertad. (Pedraza 1993)

El modelo de diseño de experimentos con bloques más sencillo es el diseño de bloques completamente aleatorizados, con este diseño se quiere estudiar la influencia de un factor tratamiento ($T\alpha$) con I niveles en una variable de interés en presencia de una variable extraña, el factor bloque,(B^{β}) ,que tiene J bloques.

El motivo de la denominación de este modelo es la siguiente: se ha agrupan las unidades experimentales en *J* bloques, en función de,(B^{β}), aleatorizando la forma de asignar los tratamientos dentro de cada bloque y es un diseño completo y equilibrado porque cada tratamiento se utiliza exactamente una vez dentro de cada bloque.

En este modelo, un bloque es un grupo de *I* unidades experimentales tan parecidas como sea posible con respecto a la variable, (B^{β}), asignándose aleatoriamente cada tratamiento a una unidad dentro de cada bloque.

El problema básico que se plantea es contrastar la hipótesis nula de que el factor-tratamiento no influye,

$H_0^{(\alpha)}\ \alpha_1 = \alpha_2 = \ldots = \alpha_I = 0 \quad (5.2)$

Frente a la alternativa de que sí existen diferencias entre los valores medios de los distintos tratamientos.

En el estudio de este modelo debe de tenerse en cuenta que no existe interacción entre el factor-tratamiento y el factor-bloque y en el desarrollo el problema puede hacerse un segundo contraste acerca de si el factor-bloque es influyente o no. Este contraste es:

$$H_0^{(\beta)} = \beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_1 = 0 \quad (5.3)$$

Frente a la alternativa de que sí existen diferencias entre los valores medios de los distintos tratamientos del segundo factor. Sin embargo en el modelo tratamiento-bloque realizar este contraste carece de interés salvo para saber si ha sido conveniente bloquear o no.

Por ello en la práctica: “Carece de interés plantearse la hipótesis nula de igualdad de los efectos bloque. El único objetivo puede ser el de concluir si bloquear el experimento resultó o no beneficioso”.

En efecto, si la suma de cuadrados medios atribuibles a los bloques es considerablemente mayor que la suma de cuadrados medios residual, habrá resultado útil bloquear en el sentido de que tal acción derivó en una reducción del tamaño del error experimental. En otro caso, bloquear es contraproducente.

PROCESO DE ALEATORIZACION DEL DISEÑO.

- La unidad experimental no son homogénea.
- Lo agrupamos en bloque.
- Enumeramos de 1 hasta t (tratamientos) cada bloque.

Estimación de los parámetros

El número de parámetros que hay que estimar en modelo (5.1) es:

Parámetros	Números
μ	1
$\alpha_1, \alpha_2, ..., \alpha_{i-1}$	$i-1$
$\beta_1, \beta_2, ..., \beta_{j-1}$	$j-1$
σ^2	1

Utilizando n = IJ observaciones hay que estimar un numero de parámetros

$$1+(I-1)+(J-1)+1=I+J\,,$$

Se utiliza el método de mínimos cuadrados que se basa en minimizar la suma de los cuadrados de los residuos se

$$\psi(\hat{\mu},\hat{\alpha}_i,\hat{\beta}_j) = \min_{\mu\alpha_i\beta_j} \frac{1}{ij} \sum_{i=1}^{i} \sum_{j=1}^{j} (Y_{ij} - (\mu - \alpha_i - \beta_j))^2 \quad (5.4)$$

Obtienen los siguientes estimadores:

$$\hat{\mu} = \hat{Y}_{..} = \frac{1}{IJ} \sum_{i=1}^{I} \,, \sum_{j=1}^{J} Y_{ij}\,, \quad (5.5)$$

$$\hat{\alpha}_i = \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..}, i = 1,....., I.\ con \quad \overline{Y}_{i.} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^{J} Y_{ij}\,, \quad (5.6)$$

$$\hat{\beta}_j = \overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..}, \quad j = 1,\ldots,J. \quad con \quad \overline{Y}_{.j} = \frac{1}{I}\sum_{i=1}^{I} Y_{ij}, \qquad (5.7)$$

Por tanto, la predicción en la casilla (i, j) es

$$\hat{Y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_j = \overline{Y}_{i\bullet} + \overline{Y}_{\bullet j} - \overline{Y}_{\bullet\bullet} \qquad (5.8)$$

y los residuos son:

$$e_{ij} = y_{ij} - \hat{y}_{ij}.$$

La suma de los residuos en cada fila y cada columna es cero, por tanto, hay *I* + *J* - 1 relaciones entre los *IJ* residuos y el número de grados de libertad es :

$$g.l. = (IJ - (I + J - 1) = (I - 1)(J - 1).$$

Razonando como en el modelo de diseño completamente aleatorizado se obtiene que el estimador de la varianza es la varianza residual.

$$\hat{s}_R^{\,2} = \frac{1}{(I-1)(J-1)}\sum_{i-1}^{I}\sum_{j-1}^{J} e^2{}_{ij} = \frac{SCR}{(I-1)(J-1)} \qquad (5.9)$$

Propiedades de los estimadores.

La distribución de los estimadores anteriores es la siguiente,

$$\hat{\mu} = \overline{Y}_{..} \in N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \Rightarrow \frac{\hat{\mu} - \mu}{\hat{s}_R}\sqrt{n} \sim t_{(I-1)(J-1)} \qquad (5.10)$$

$$\hat{\alpha}_i \sim N\left(\alpha_i, \sigma^2 \frac{I-1}{n}\right) \Rightarrow \frac{\hat{\alpha}_i - \alpha_i}{\hat{s}_R}\sqrt{\frac{n}{I-1}} \sim t_{(I-1)(J-1)} \quad (5.11)$$

$$\hat{\beta}_j \sim N\left(\beta_j, \sigma^2 \frac{J-1}{n}\right) \Rightarrow \frac{\beta_j - \beta_j}{\hat{s}_R}\sqrt{\frac{n}{J-1}} \sim t_{(I-1)(J-1)} \quad (5.12)$$

$$\frac{(I-1)(J-1)\hat{s}_R^{\ 2}}{\sigma^2} \sim \chi^2_{(I-1)(J-1)} \quad (5.13)$$

.

Por tanto, los estimadores definidos son centrados y eficientes. Utilizando las distribuciones anteriores (la *t* y la χ^2) se pueden calcular intervalos de confianza de los parámetros del modelo.

Para calcular intervalos de confianza acerca de las medias de los niveles, las distribuciones de referencia son:

Para las medias de los niveles $(\mu + \alpha_i)$ del factor tratamiento $T\alpha$.

$$\frac{(\mu + \alpha_i) - \overline{Y}_{i\bullet}}{\hat{S}R}\sqrt{j} \sim t(i-1)(j-1) \quad (5.14)$$

Para las medias de los bloques $(\mu + \beta_j)$ del factor bloque $B\beta$

$$\frac{(\mu+\beta_j)-\overline{Y}_{\bullet j}}{\hat{S}R}\sqrt{i} \sim t(i-1)(j-1) \qquad (5.15)$$

Análisis de la varianza.

Utilizando

$$e_{ij}=\overline{Y}_{ij}-\hat{\overline{Y}}_{ij}=Y_{ij}-(\hat{\mu}+\hat{\alpha}_i+\hat{\beta}_j)=\overline{Y}_{ij}-\overline{Y}_{i\bullet}-\overline{Y}_{\bullet j}+\overline{Y}_{\bullet\bullet},$$

Se puede hacer la siguiente descomposición de las diferencias para cada *i* = 1,…..I; *j* = 1,……J;

$$\begin{aligned} Y_{ij}-\overline{Y}_{\bullet\bullet} &= (\overline{Y}_{i\bullet}-\overline{Y}_{\bullet\bullet})+(\overline{Y}_{\bullet j}-\overline{Y}_{\bullet\bullet})+(\overline{Y}_{ij}-\overline{Y}_{i\bullet}+\overline{Y}_{\bullet\bullet}) \\ &= (\overline{Y}_{i\bullet}-\overline{Y}_{\bullet\bullet})(\overline{Y}_{\bullet j}-\overline{Y}_{\bullet\bullet})+e_{ij} = \hat{\alpha}_i+\hat{\beta}_j+e_{ij} \end{aligned} \qquad (5.16)$$

Elevando al cuadrado y teniendo en cuenta que los dobles productos se anulan, la suma de cuadrados global se puede descomponer de la forma:

Análisis de la varianza para un diseño en bloques completamente aleatorizados.

Causa de variaciones	Grados de libertad	Suma de cuadrado	Cuadrado medio	Valor esperado de cuadrado medios

Causa de variaciones	Grados de libertad	Suma de cuadrado	Cuadrado medio	Valor esperado de cuadrado medios
Tratamientos	$(t-1)$	$\sum_{i-1}^{t}\sum_{j-1}^{b}((\bar{y}_{i.}-\bar{y}_{...})^2$	$\frac{SC_{ttos}}{t-1}$	$\sigma_s^2+\frac{b}{t-1}\sum_{i=1}^{t}\tau_i^2$
Bloques	$b-1$	$\sum_{i-1}^{t}\sum_{j-1}^{b}((\bar{y}_{.j}-\bar{y}_{...})^2$	$\frac{SC_{bloques}}{b-1}$	$\sigma_s^2+\frac{b}{t-1}\sum_{j=1}^{b}\beta_j^2$
Error	$(b-1)(t-1)$	$\sum_{i-1}^{t}\sum_{j-1}^{b}\left(y_{ij}-\bar{y}_{i.}-\bar{y}_{.j}+\bar{y}_{..}\right)^2$	$\frac{SC_{error}}{(b-1)(t-1)}$	σ_s^2
Total	$(bt-1)$	$\sum_{i-1}^{t}\sum_{j-1}^{b}\left(y_{ij}-\bar{y}_{..}\right)^2$		

De esta tabla ANOVA se deducen dos contrastes:

Si $H_O^{(\alpha)}$ es cierto, el factor-tratamiento no influye, se verifica que

$$\frac{SCMT_\alpha}{\sigma^2} \sim \chi_{i-1}^{2} \Rightarrow$$

$$F_\alpha = \frac{SCMT\alpha}{SCMR} = \frac{\frac{SCT\alpha}{I-1}}{\frac{SCR}{(I-1)(J-1)}} \sim F_{(I-1)\;,\;(I-1)(J-1)}, \quad (5.14)$$

se rechaza $H_O^{(\alpha)}$ al nivel de significación α si

$$\hat{F}_1 = \frac{scmT}{scmR} > F_{(I-1)\ \ (I-1)(J-1)}(1-\alpha)$$

Si $H_O^{(\alpha)}$ es cierto, el factor-bloque no influye, se verifica que

$$\frac{SCMB\beta}{\sigma^2} \sim \chi_{J-1}^{2} \Rightarrow$$

$$F_\beta = \frac{SCMB\beta}{SCMR} \sim F_{(J-1)\ ,\ (I-1)(J-1)}\ , \qquad (5.15)$$

La eficacia de este diseño depende de los efectos de los bloques. Si éstos son pequeños, es más eficaz el diseño completamente aleatorio ya que el denominador en la comparación de tratamientos tiene menos grados de libertad. Sin embargo si los bloques influyen es mucho mejor y más eficaz este modelo, ya que disminuye la variabilidad no explicada. Por ello, es mejor estudiar primero el modelo de bloques aleatorizados y, si los bloques no influyen, se pasa fácilmente al modelo de un solo factor sumando en la tabla ANOVA la fila del factor bloque con la de la variabilidad residual.

Se define el Coeficientes de Determinación como: Siendo $R^2(T^\alpha)$ y $R^2(T^\beta)$ los coeficientes de determinación parciales asociados al factor-tratamiento y al factor-bloque, respectivamente. Representan el tanto por uno de la variabilidad total explicada por los tratamientos y los bloques.

El tratamiento estadístico expuesto para el modelo de diseño de experimentos completamente aleatorizado con un factor tratamiento y un factor bloque es exactamente igual que el diseño de experimentos con dos factores tratamiento sin interacción.

Si de la tabla ANOVA del modelo de diseño de experimentos completamente aleatorizado se deduce que existen diferencias entre los tratamientos, estas diferencias ($\alpha_i - \alpha_k$) se estiman por:

$$\hat{\alpha}_i \hat{\alpha}_K = \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{K.}, \quad i,k = 1,....,I.$$

Se pueden obtener intervalos de confianza de ($\alpha_i - \alpha_k$) a partir de la distribución

$$\frac{\left(Y_{i.} - Y_{k.}\right) - (\alpha_i - \alpha_k)}{\hat{S}_R \sqrt{\dfrac{2}{J}}} \sim t_{(I-1)(J-1)}, \qquad (5.16)$$

de forma análoga se puede hacer para las diferencias $\beta_j - \beta$

EFICIENCIA RELATIVA DEL DISEÑO DE BLOQUE COMPLETAMENTE ALEATORIO.

DBCA VS DCA $$ER = \frac{(r-1)B + r(t-1)E}{(rt-1)E}$$

t: Tratamiento.

r: Bloque

B: Cuadrado medio de bloque.

E: Cuadrado medio del error.

Si Eficiencia Relativa de un bloque completamente aleatorio comparado con un diseño completamente aleatorio mayor que 1 se gana eficiencia.

$BA \longrightarrow CA > 1$, Se gana eficiente.

Si Eficiencia Relativa de un bloque completamente aleatorio comparado con un diseño completamente aleatorio es menor que 1 no gana eficiencia.

$BA \longrightarrow CA < 1$, No se gana eficiente.

Análisis de residuos.

Como en cualquier modelo estadístico hay que contrastar que se verifican las hipótesis del modelo. Esto se hace, básicamente, por medio del análisis de los residuos. Todo lo estudiado sobre este particular en el modelo de un solo factor (diseño completamente aleatorizado) sigue siendo válido para este modelo. Se contrastarán los supuesto de:

- Normalidad de los residuos.
- Homocedasticidad: la varianza en los diferentes niveles de cada uno de los dos factores es constante.
- Independencia de los residuos.
- Homogeneidad de los datos, todos provienen de la misma distribución y no hay datos atípicos.

- No existe interacción entre los dos factores. El si existe interacción entre T_α y B^β el modelo de bloques completamente aleatorizado no es adecuado y hay que tratar el factor bloque como un factor tratamiento (T^β).

Se tiene entonces un diseño de experimentos con dos factores (tratamiento) y el modelo matemático es

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1,...I;\, j = 1,...., J$$

el parámetro $(\alpha^\beta)_{ij}$ representa la interacción del nivel *i* del factor T_α con el nivel *j* del factor T^β .

HIPÓTESIS

H_O: En promedios todas las líneas de arroz y la variedad INTA-DORADO nos dan la misma producción.

Ha: Al menos una de las líneas de arroz y la variedad INTA-DORADO tienen diferente producción.

H_O: Hay efecto de bloque.

Ha: No hay efecto de bloque.

Diseño metodológico

Unidad Experimental: Parcelas.

Variable: Rendimientos de arroz.

Medición: Kilogramos.

Factores:

Factor bloque → B1, B2, B3, B4

Factor tratamientos:

- POB 1-11
- POB 1-34
- POB 1-37
- POB 3-13
- CT-9980-25-3-6-CA-M
- CT-23-1-07
- CT-15672-3-2-3-2-2-M
- CT-15691-4-3-4-2-3-M
- CT-15679-17-1-1-4-3-M
- CT-15679-17-1-2-4-3-M
- INTA-DORADO

Números de repeticiones: 4 repeticiones por cada tratamiento

Números de tratamientos: 11 tratamientos (44 datos).

Proceso de aleatorizacion:

Bloque 1	Bloque 2	Bloque 3	Bloque 4
L5	L9	L10	L1
L11	L6	L2	L10
L8	L8	L6	L3
L9	L3	L1	L8
L2	L5	L9	L9
L3	L4	L7	L5
L4	L7	L8	L6
L1	L10	L3	L11
L6	L1	L5	L2
L7	L11	L4	L4
L10	L2	L11	L7

Ubicación del lugar.

El ensayo se realizó en el Centro Experimental de Occidente (CEO), ubicado en el municipio de Posoltega, departamento de Chinandega, durante el período julio-diciembre 2006, esta zona presenta una elevación de 70 msnm, topografía plana y suelo franco arenoso profundo, temperatura promedio de 30°C, una precipitación anual promedio que oscila entre 1200-1800 mm, viento con una velocidad promedio de 20 Km. /hr. (INETER, 2001).

Descripción del diseño y área experimental.

El diseño que se utilizo en el estudio es el de Bloques Completos al Azar (BCA), el ensayo en condiciones de secano consto con las siguientes dimensiones: El área total de la parcela experimental fue de 512 m^2, y el área útil de la misma de 360 m^2.

La parcela experimental fue dividida en cuatro bloques los cuales contenían los 10 tratamientos bajo estudio. Cada bloque era de 90 m^2, teniendo una dimensión de 18 metros de largo y 5 metros de ancho, se dejo sin sembrar un metro entre bloques y un metro a cada lado del borde de la terraza.

Cada tratamiento consistió de seis hileras y fue repetido cuatro veces. La distancia entre hilera fue de 30 cm, la siembra se realizo a chorrillo, colocando la cantidad equivalente a 95.45kg/ha.

El área total de cada tratamiento fue de 9 m^2 y el área útil fue de 6 m^2, con un promedio de 310 plantas (equivalente a los cuatros surcos centrales de cada tratamiento).

Entre cada bloque se sembró 5 surcos de esparcidores que son de mezcla de línea y/o variedades de arroz infectadas que someten a presión al cultivo con el fin de observar cuál de estos 11 tratamientos responda mejor ante su presencia.

Por la identificación de las parcelas en el campo se utilizaron tres dígitos, el primer número corresponde al bloque en que se encuentra la parcela (1, 2, 3,4 números de bloques), el segundo digito corresponde al número del tratamiento, ejemplo: 102 corresponde al primer bloque y al tratamiento número 2 contando de izquierda a derecha.

Tratamiento evaluado:

Los tratamientos evaluados fueron 10 líneas y una variedad INTA-DORADO (testigos).

Tratamiento	Material genético
1	POB 1-11
2	POB 1-34
3	POB 1-37
4	POB 3-13
5	CT-9980-25-3-6-CA-M
6	CT-23-1-07
7	CT-15672-3-2-3-2-2-M
8	CT-15691-4-3-4-2-3-M
9	CT-15679-17-1-1-4-3-M
10	CT-15679-17-1-2-4-3-M
11	INTA-DORADO

Analisis Estadistico

Para el analisis estadistico de los resultados obtenidos en el estudio se utilizo el programa SPSS version 12 Apoyado por el programa Excel. Primero se realizo un analisis de varianza (ANDEVA) con un nivel de confianza del 95% ,para determinar si existen diferencias significativas entre los materiales que se sometieron a estudio .

Resultados y discusion

Analisis de varianza del rendimiento en Kg/há

Fuente	Suma de cuadrados tipo II	gl	Media cuadrática	F	Significación
Modelo	588298102.140(a)	14	42021293.010	78.683	.000
tratamiento	29879354.346	10	2987935.435	5.595	.000
bloque	3414974.921	3	1138324.974	2.131	.117
Error	16021823.715	30	534060.791		
Total	604319925.855	44			

R cuadrado = .973 (R cuadrado corregida = .961)

Con este resultado del analisis de varianza podemos ver que el modelo y los tratamientos son altamente significativos, puesto que la significancia fue de (0.00) y este es menor que el α (0.05) prefijado.Por lo tanto se rechaza la hipotesis nula que en promedio todas las lineas de arros y la variedad intadorado nos dan la misma produccion.

En el analisis de los bloques no existe diferencias significativas, debido a que la significancia (0.117) y este es mayor con (0.05) prefijado.

Debido a que existen diferencias significativas en los tratamientos se realizo un análisis de separación de medias de rangos múltiples de duncan para determinar cual de las medias de los tratamientos es la que provoca la diferencia significativa.

Prueba de rango multiples de duncan.

Tratamiento	N	Subconjunto para alfa = .05			
		1	2	3	4
2	4	2138.8225			
3	4	2522.8525	2522.8525		
7	4	2611.6150	2611.6150		
4	4	3260.1475	3260.1475	3260.1475	
6	4		3487.8275	3487.8275	
9	4		3575.2625	3575.2625	
8	4			3846.3175	3846.3175
10	4			4143.3300	4143.3300
5	4			4145.1225	4145.1225
11	4			4384.9575	4384.9575
1	4				4951.1275
Sig.		.066	.091	.079	.076

Al analizar el estudios de la prueba de rango multiples de Duncan segun los cuatros grupos homogeneos las lineas que presentaron menor rendimiento fueron: (POB 1-34), (POB 1-37), (POB 3-13), (CT-15672-3-2-2-2-M). y la mayores rendmiento en el estudio fueron: : (POB 1-11)),(Inta-dorado) (CT-9980-25-3-6-CA-M),(CT-15679-17-1-2-4-3-M),(CT-15691-4-3-4-2-3-M) Siendo estas ultimas iguales entre si ,pero estadisticamente diferente al resto de los tratamientos ,por lo tanto son las que presentan un mejor rendimiento y se puede considerar como una variedad comercial

Eficiencia Relativa

$$ER = \frac{(4-1)1138324.97 + 4(11-1)534060.791}{(4*11-1)534060.791}$$

$$ER = \frac{3414974.91 + 21362431.64}{22964614.01}$$

$ER = 1.0789$ > Se gana poca eficiencia.

En el analisis de la eficiencia relativa se puede observar que se gana poca eficiencia ,puesto que se necesita un 1% mas replica por tratamientos en DCA para obtener la misma eficiencia con un DBC con 4 bloques.

Prueba de homogeneidad de varianza

Estadisco de levene	g/1	g/2	Sig.
1.367	10	33	0.238

$HO: \sigma_{t1}{}^{2} = \sigma_{t2}^{2} = ... = \sigma_{tk}^{2}$.

$Ha: \sigma_{t1}^{2} \neq \sigma_{tk}^{2}$.

Con este resultado del analisis del estadistico de levene podemos concluir que se acepta la hipotesis nula de igualdad de varianza.Ya que la significancia del estadístico de levene resulto mayor con (0.238) que el nivel prefijado de (0.05). puesto que existe homogeneidad de varianzas) ,Asi concluimos que la varianza de los grupos son iguales.

CONCLUSIONES

- El rendimiento en granza del tratamiento que dieron mejores producciones fue la POB 1-11 y el INTA-DORADO con un promedio de (4951.1275km/ha), (4384.9575km/ha), pero cabe destacar que la mejor línea que supero al testigo (INTA- DORADO) es POB 1-11 con una diferencia de (566.18km/ha).

- Las líneas que presentaron mayor rendimiento de producción fueron (POB 1-11), (INTA-DORADO), (CT-9980-25-3-6-CA-M), (CT-15679-17-1-2-4-3-M), lo cual se podria decir que ya son una variedad que se puede comercializar en el pais.

- Las líneas (POB 1-34), (POB 1-37), (POB 3-13), (CT-15672-3-2-2-2-M) son las que producen menor rendimiento en dicho estudio.

- Se cumple con los supuestos del modelo normalidad, linealidad, independencia, homocedasticidad o homogeneidad de varianza.

RECOMENDACIONES

- Consideramos recomendable que se continue realizando este tipo de desapersivida ninguna linea de arroz, con el fin de saber cual de las lineas se convierten en variedad y asi obterner una mejor produccion.

- En opinión del ingeniero José Corrales Se recomienda el uso de las lineas que presentaron menor rendimiento de arroz las cuales fueron: (POB 1-34) (POB 1-37) (CT-15672-3-2-2-2-M) (POB 3-13) (CT-23-1-07) (CT-15679-17-1-1-4-3-M) (CT-9980-25-3-6-CA-M) (CT-15679-17-1-2-4-3-M) . Puesto que un futuro estas líneas al someterla a pruebas con otras ,se pueden destacar como unas de las mejores.

- Recomendamos que se utilicen otros factores para ver la calidad del grano.

- Probar en que regiones del país da mejores resultados el cultivo de esta variedad.

BIBLIOGRAFIA

- Martinez G A. Diseño experimentales metodos y elementos de teoria. Editorial trillas(1988).

- Montgomery, D. Diseño y analisis de experimento. Grupo Editorial Iberoamerica(1991).

- Ostle,B. Estadisticas aplicadas, cuando y donde aplicarlas.Editorial Limusa Mexico (1983).

- Pedrosa H. Fundamento de experimentacion agricola. Editora de arte(1993).

- Roca, W.M. Cultivo de tejido en la Agricultura Fundamentos y Aplicaciones CIAT (Centro de agricultura Tropical 1991) Cali,Colombia

ANEXOS

Diseño de Campo

IV-11 6	IV-10 2	IV-9 10	IV-8 7	IV-7 1	IV-6 5	IV-5 11	IV-4 9	IV-3 4	IV-2 8	IV-1 3

III-1 9	III-2 3	III-3 5	III-4 8	III-5 2	III-6 10	III-7 6	III-8 11	III-9 4	III-10 7	III-11 1

II-11 10	II-10 8	II-9 2	II-8 6	II-7 4	II-6 11	II-5 9	II-4 3	II-3 1	II-2 7	II-1 5

I-1 1	I-2 2	I-3 3	I-4 4	I-5 5	I-6 6	I-7 7	I-8 8	I-9 9	I-10 10	I-11 11

N
↑
O← →E
↓
S

DATOS PROMEDIOS DE DIEZ LINEAS DE ARROZ Y UNA VARIEDAD COMERCIAL.

Bloque	Tratamientos	Kg/Ha
I	POB 1-11	4563.645
II	POB 1-34	1929.80
III	POB 1-37	2433.384
IV	POB 3-13	3865.215
V	CT-9980-25-3-6-CA-M	3883.953
VI	CT-23-1-07	3454.00
VII	CT-15672-3-2-2-2-M	3665.711
VIII	CT-15691-4-3-4-2-3-M	5943.411
IX	CT-15679-17-1-1-4-3-M	3842.659
X	CT-15679-17-1-2-4-3-M	4864.281
XI	INTA-DORADO	4901.40
V	CT-9980-25-3-6-CA-M	4319.171
VII	CT-15672-3-2-2-2-M	2282.795
I	POB 1-11	6204.341
III	POB 1-37	3291.473
X	CT-15679-17-1-1-4-3-M	4852.709
XI	INTA-DORADO	4267.488
IV	POB 3-13	3848.40
VI	CT-23-1-07	3092.355
II	POB 1-34	2043.221
VIII	CT-15691-4-3-4-2-3-M	2849.407
X	CT-15679-17-1-2-4-3-M	3541.074
IX	CT-15679-17-1-1-4-3-M	2575.136
III	POB 1-37	2707.182
V	CT-9980-25-3-6-CA-M	3516.50
VIII	CT-15691-4-3-4-2-3-M	3491.977
II	POB 1-34	2746.849
X	CT-15679-17-1-2-4-3-M	3975.349
VI	CT-23-1-07	3999.225
XI	INTA-DORADO	3693.029
IV	POB 3-13	2900.812
VII	CT-15672-3-2-2-2-M	2098.10
I	POB 1-11	4273.256
III	POB 1-37	1659.38
VIII	CT-15691-4-3-4-2-3-M	3100.465
IV	POB 3-13	2426.165
IX	CT-15679-17-1-1-4-3-M	3030.543
XI	INTA-DORADO	4677.907
V	CT-9980-25-3-6-CA-M	4860.866
I	POB 1-11	4763.256
VII	CT-15672-3-2-2-2-M	2399.86
X	CT-15679-17-1-2-4-3-M	4192.62

II	POB 1-34	1835.417
VI	CT-23-1-07	3405.736

Factores Inter.-sujetos

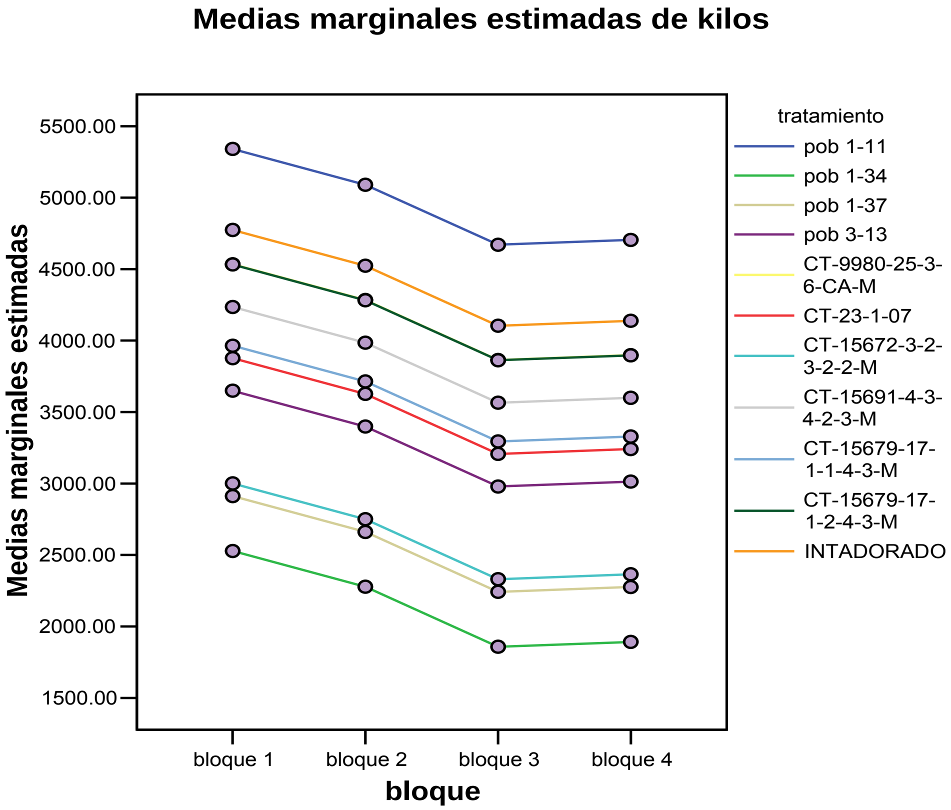
		Etiqueta del valor	N
tratamiento	1	pob 1-11	4
	2	pob 1-34	4

	3	pob 1-37	4
	4	pob 3-13	4
	5	CT-9980-25-3-6-CA-M	4
	6	CT-23-1-07	4
	7	CT-15672-3-2-3-2-2-M	4
	8	CT-15691-4-3-4-2-3-M	4
	9	CT-15679-17-1-1-4-3-M	4
	10	CT-15679-17-1-2-4-3-M	4
	11	INTADORADO	4
Bloque	1	bloque 1	11
	2	bloque 2	11
	3	bloque 3	11
	4	bloque 4	11

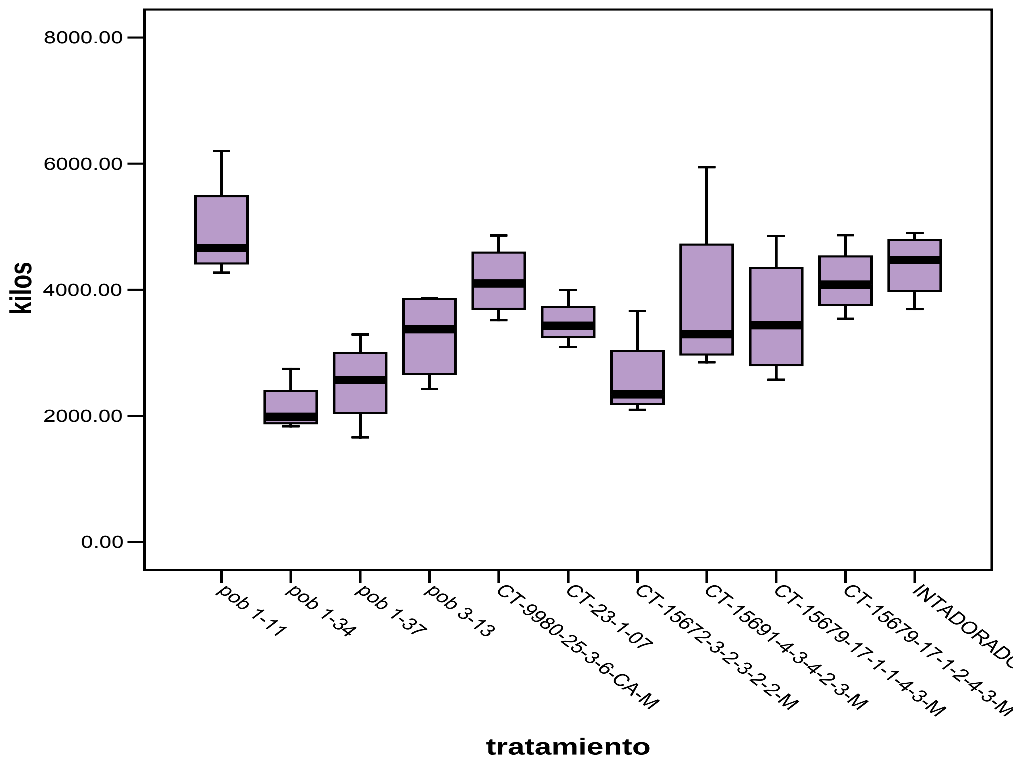
Descriptivos

Kilos

	N	Media	Desviación típica	Error típico	Intervalo de confianza para la media al 95%		Mínimo	Máximo
					Límite inferior	Límite superior		
1	4	4951.1275	859.35614	429.67807	3583.7001	6318.5549	4273.26	6204.34
2	4	2138.8225	414.15809	207.07904	1479.8046	2797.8404	1835.42	2746.85
3	4	2522.8525	677.82485	338.91242	1444.2819	3601.4231	1659.38	3291.47
4	4	3260.1475	715.73094	357.86547	2121.2599	4399.0351	2426.16	3865.22
5	4	4145.1225	579.06947	289.53473	3223.6938	5066.5512	3516.50	4860.87
6	4	3487.8275	376.74368	188.37184	2888.3442	4087.3108	3092.35	3999.22
7	4	2611.6150	713.62455	356.81227	1476.0791	3747.1509	2098.10	3665.71
8	4	3846.3175	1422.84516	711.42258	1582.2533	6110.3817	2849.41	5943.41
9	4	3575.2625	1000.05686	500.02843	1983.9489	5166.5761	2575.14	4852.71
10	4	4143.3300	551.70427	275.85213	3265.4454	5021.2146	3541.07	4864.28
11	4	4384.9575	530.75302	265.37651	3540.4110	5229.5040	3693.03	4901.40
Total	44	3551.5802	1070.92823	161.44851	3225.9883	3877.1722	1659.38	6204.34



Medias marginales estimadas de kilos
Medias marginales estimadas
5500.00
5000.00
4500.00
4000.00
3500.00
3000.00
2500.00
2000.00
1500.00
bloque 1
bloque 2
bloque 3
bloque 4
bloque
tratamiento
pob 1-11
pob 1-34
pob 1-37
pob 3-13
CT-9980-25-3-6-CA-M
CT-23-1-07
CT-15672-3-2-3-2-2-M
CT-15691-4-3-4-2-3-M
CT-15679-17-1-1-4-3-M
CT-15679-17-1-2-4-3-M
INTADORADO



kilos
8000.00
6000.00
4000.00
2000.00
0.00
pob 1-11
pob 1-34
pob 1-37
pob 3-13
CT-9980-25-3-6-CA-M
CT-23-1-07
CT-15672-3-2-3-2-2-M
CT-15691-4-3-4-2-3-M
CT-15679-17-1-1-4-3-M
CT-15679-17-1-2-4-3-M
tratamiento

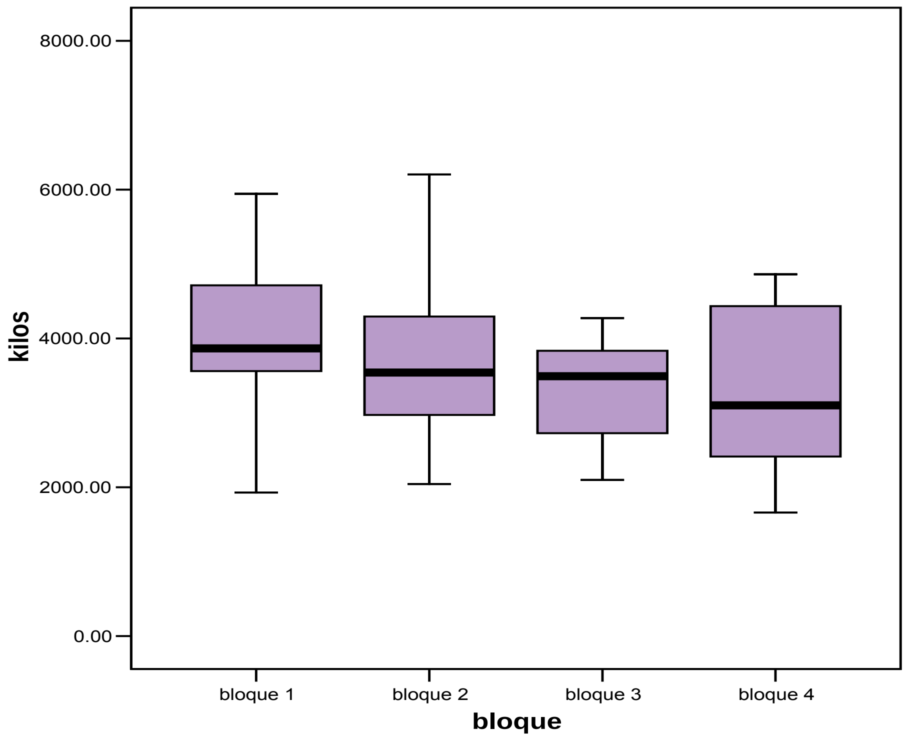
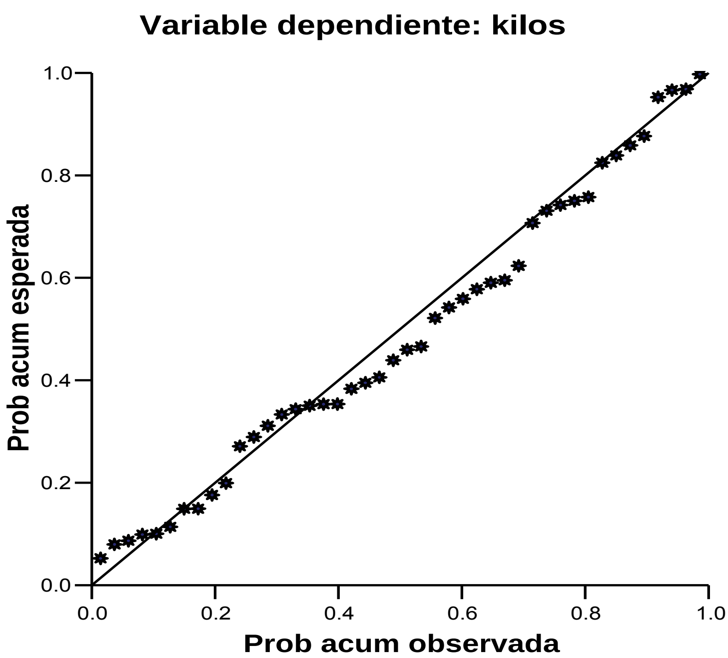
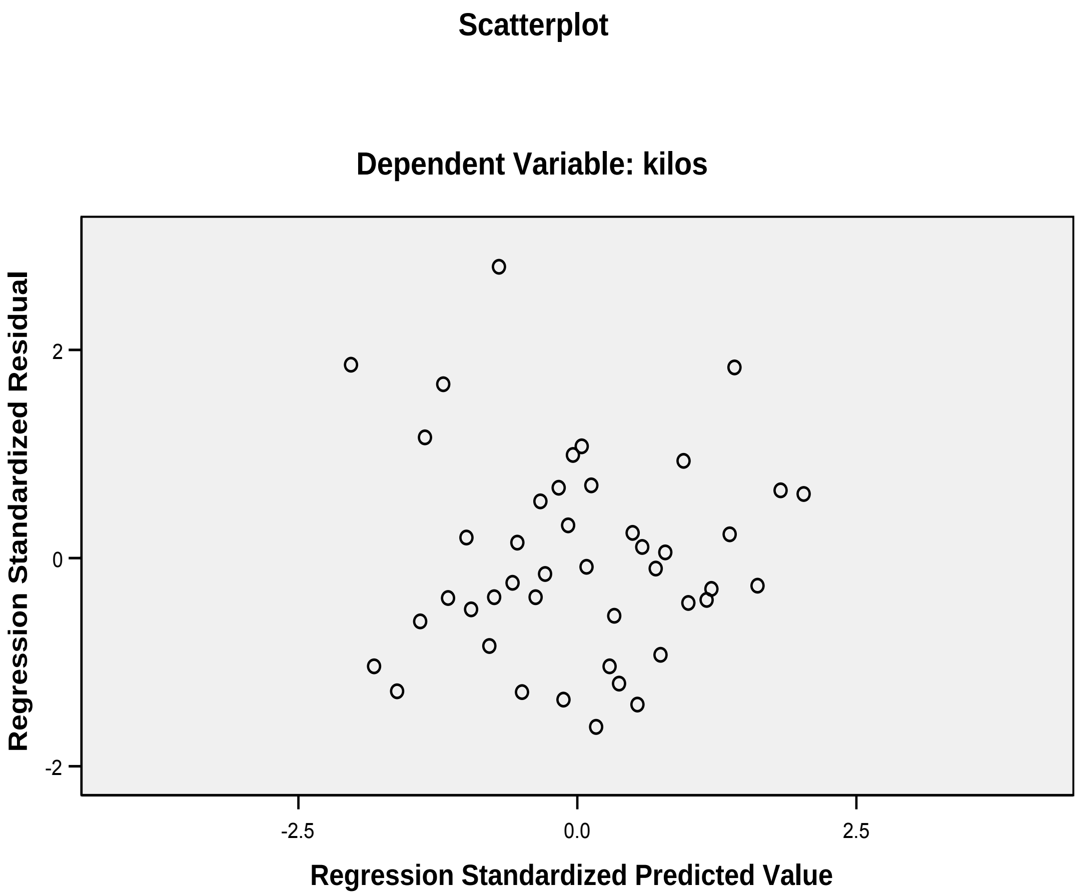


Gráfico P-P normal de regresión Residuo tipificado





Scatterplot
Dependent Variable: kilos
Regression Standardized Residual
2
0
-2
-2.5
0.0
2.5
Regression Standardized Predicted Value