Diseño en Bloques Completos al azar (DBCA)

Posgrados UTB

Msc. Julio Hurtado M

2020


יהוה

יהושע
Greater
Israel's
Borders
יהוה
Konya
Antalya
İçel (Mersin)
Diyarbakır
Tabriz
Rasht
Zanjān
Qazvin
Aleppo
Latakia
SYRIA
Mosul
Arbil
Karkūk
Kermānshāh
Arāk
Hims
Beirut
Damascus
Baghdad
Haifa
ISRAEL
IRAQ
Port Said
Jerusalem
West Bank
Amman
Alexandria
Cairo
Al Jīzah
Gaza Strip
Suez
JORDAN
Al Aqabah
An Nāşirīyah
Al Başrah
Ahvāz
Ābādān
Kuwait
KUWAIT
Tabuk
Hafar al Bāţin
Asyūţ
EGYPT
Luxor
Al Jubayl
Ad Dammām
Dhahran
BAHRAIN
Aswān
Medina
Yanbu' al Bahr
Halā'ib
ARABIA

Competencias a potencializar

-  *Identificar las características generales y los usos que se le dan a los diseños en bloques completamente aleatorizados (DBCA) y diferenciarlos de los diseños completamente al azar (DCA).*

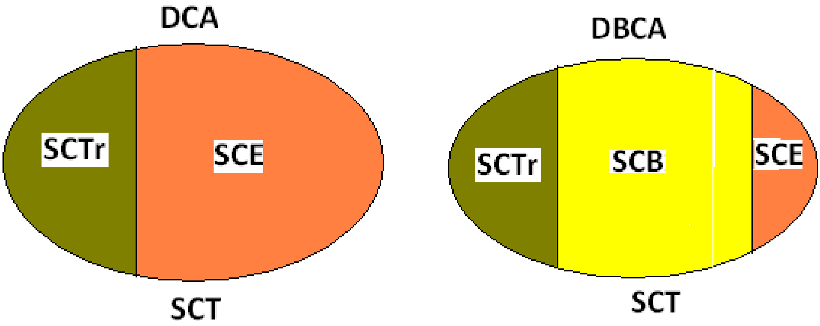
Competencias a potencializar

-  *Identificar las características generales y los usos que se le dan a los diseños en bloques completamente aleatorizados (DBCA) y diferenciarlos de los diseños completamente al azar (DCA).*
-  *Describir la selección y la aleatorización del diseño en cuadro latino (DCL) y su diferencia con el diseño en cuadro grecolatino (DCGL).*

Competencias a potencializar

-  *Identificar las características generales y los usos que se le dan a los diseños en bloques completamente aleatorizados (DBCA) y diferenciarlos de los diseños completamente al azar (DCA).*
-  *Describir la selección y la aleatorización del diseño en cuadro latino (DCL) y su diferencia con el diseño en cuadro grecolatino (DCGL).*
-  *Reconocer cuando se está en presencia de diseños en bloques incompletos construyendo apropiadamentes su modelo estadístico y anova y diferenciarlo de los DBCA*

Diseños en bloques completos al azar



Diseños en bloques completos al azar

-  El DBCA es útil cuando *la variabilidad proveniente de "otras fuentes" puede afectar las mediciones de la variable respuesta* (Y) *y por lo tanto debe ser controlada* durante la realización del experimento.

Diseños en bloques completos al azar

-  El DBCA es útil cuando *la variabilidad proveniente de "otras fuentes" puede afectar las mediciones de la variable respuesta* (Y) *y por lo tanto debe ser controlada* durante la realización del experimento.
- No controlarla provocaría que al error experimental se le agregara la variación adicional debida a esas "*otras fuentes*".

Diseños en bloques completos al azar

-  El DBCA es útil cuando *la variabilidad proveniente de "otras fuentes" puede afectar las mediciones de la variable respuesta* (Y) *y por lo tanto debe ser controlada* durante la realización del experimento.
- No controlarla provocaría que al error experimental se le agregara la variación adicional debida a esas "*otras fuentes*".
-  *la variabilidad no controlada por las fuentes extrañas es ahora controlada por el bloqueo.*

Diseños en bloques completos al azar

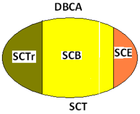
-  *Un bloque es un grupo de observaciones que tienen condición de unicidad estadística, esto es, que pueden y deben ser analizadas e interpretadas sólo de modo conjunto.*

Diseños en bloques completos al azar

-  *Un bloque es un grupo de observaciones que tienen condición de unicidad estadística, esto es, que pueden y deben ser analizadas e interpretadas sólo de modo conjunto.*

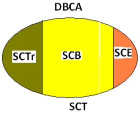
-  *Un bloque puede estar fijado o establecido por el investigador de modo arbitrario (efectos fijos) o es seleccionado al azar (bloque aleatorio).*

Diseños en bloques completos al azar

- 

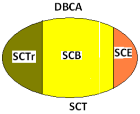
El diseño DBCA considera tres fuentes de variabilidad:

Diseños en bloques completos al azar

- 

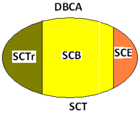
El diseño DBCA considera tres fuentes de variabilidad:
    - *el factor* de *tratamientos*,

Diseños en bloques completos al azar

- 

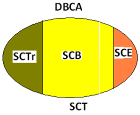
El diseño DBCA considera tres fuentes de variabilidad:
    - *el factor* de *tratamientos*,
    - *el factor de bloques*, y

Diseños en bloques completos al azar

- 

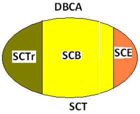
El diseño DBCA considera tres fuentes de variabilidad:
    - *el factor* de *tratamientos*,
    - *el factor de bloques*, y
    - *el error aleatorio*,

Diseños en bloques completos al azar

- 

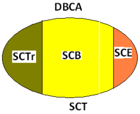
El diseño DBCA considera tres fuentes de variabilidad:
  - *el factor* de *tratamientos*,
  - *el factor de bloques*, y
  - *el error aleatorio*,
  - hay tres posibles "*culpables*" de la variabilidad presente en los datos.

Diseños en bloques completos al azar

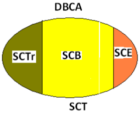
- 

El diseño DBCA considera tres fuentes de variabilidad:
  - *el factor* de *tratamientos*,
  - *el factor de bloques,* y
  - *el error aleatorio*,
  - hay tres posibles "*culpables*" de la variabilidad presente en los datos.
- 
Los factores de bloqueo que aparecen en la práctica son:

Diseños en bloques completos al azar

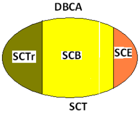
- 

El diseño DBCA considera tres fuentes de variabilidad:
    - *el factor* de *tratamientos*,
    - *el factor de bloques*, y
    - *el error aleatorio*,
    - hay tres posibles "*culpables*" de la variabilidad presente en los datos.
- 
Los factores de bloqueo que aparecen en la práctica son:
    - *turno, lote, día,*

- 

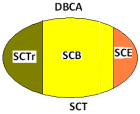
El diseño DBCA considera tres fuentes de variabilidad:
    - *el factor* de *tratamientos*,
    - *el factor de bloques*, y
    - *el error aleatorio*,
    - hay tres posibles "*culpables*" de la variabilidad presente en los datos.
- 
Los factores de bloqueo que aparecen en la práctica son:
    - *turno, lote, día,*
    - *tipo de material,*

Diseños en bloques completos al azar

- 

El diseño DBCA considera tres fuentes de variabilidad:
    - *el factor* de *tratamientos*,
    - *el factor de bloques*, y
    - *el error aleatorio*,
    - hay tres posibles "*culpables*" de la variabilidad presente en los datos.
- 
Los factores de bloqueo que aparecen en la práctica son:
    - *turno, lote, día,*
    - *tipo de material,*
    - *linea de producción,*

Diseños en bloques completos al azar

- 

El diseño DBCA considera tres fuentes de variabilidad:
    - *el factor* de *tratamientos*,
    - *el factor de bloques*, y
    - *el error aleatorio*,
    - hay tres posibles "*culpables*" de la variabilidad presente en los datos.
- 
Los factores de bloqueo que aparecen en la práctica son:
    - *turno, lote, día,*
    - *tipo de material,*
    - *linea de producción,*
    - *operador, máquina, método, etc.*

Diseños en bloques completos al azar

-  En algunos bloques como *día* o *turno* se aprecia la imposibilidad de aleatorizar sus niveles.

-  En algunos bloques como *día* o *turno* se aprecia la imposibilidad de aleatorizar sus niveles.
- Si se tienen k tratamientos y b bloques, el aspecto de los datos para este caso se muestra en la siguiente tabla.

Bloques	Tratamientos				
	1	2	3	$\cdots$	k
1	Y_{11}	Y_{21}	Y_{31}	$\cdots$	Y_{k1}
2	Y_{12}	Y_{22}	Y_{32}	$\cdots$	Y_{k2}
3	Y_{13}	Y_{23}	Y_{33}	$\cdots$	Y_{k3}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
b	Y_{1b}	Y_{2b}	Y_{3b}	$\cdots$	Y_{kb}

Diseños en bloques completos al azar

- El modelo estadístico para este diseño está dado por

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \gamma_j + \varepsilon_{ij}; \begin{cases} i = 1, 2, ..., k \\ j = 1, 2, ..., b \end{cases}$$

donde:

- El modelo estadístico para este diseño está dado por

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \gamma_j + \varepsilon_{ij}; \begin{cases} i = 1, 2, ..., k \\ j = 1, 2, ..., b \end{cases}$$

donde:

- Y_{ij} es la medición que corresponde al tratamiento i y al bloque j; μ es la media global poblacional; τ_i es el efecto medio sobre Y debido al tratamiento i, y γ_j es el efecto medio sobre Y debido al bloque j, y ε_{ij} es el error aleatorio atribuible a la medición Y_{ij} y el supuesto básico es: $\varepsilon_{ij} \overset{independientes}{\approx} N\left(0, \sigma^2\right)$ y además: $\sum_{i=1}^{k} \tau_i = 0$ y $\sum_{j=1}^{b} \gamma_j = 0$

Diseños en bloques completos al azar

- La hipótesis de interés es la misma para todos los diseños comparativos, y está dada por

$$\begin{aligned} H_0 &: \mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_k = \mu \\ H_1 &: \mu_i \neq \mu_j \text{ para algún } i \neq j \end{aligned} \tag{1}$$

- La hipótesis de interés es la misma para todos los diseños comparativos, y está dada por

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_k = \mu$$
$$H_1 : \mu_i \neq \mu_j \text{ para algún } i \neq j \tag{1}$$

- O su equivalente en término de efectos

$$H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \cdots = \tau_k = 0$$
$$H_1 : \tau_i \neq 0 \text{ para algún } i \tag{2}$$

Notación sumatoria en DBCA

- Sea $Y_{i.}$ =total de las observaciones hechas en el $i-$ésimo tratamiento, $Y_{.j}$ =total de las observaciones hechas en el $j-$ésimo bloque y $Y_{..}$ =total de todas las observaciones obtenidas en el experimento:

Notación sumatoria en DBCA

- Sea $Y_{i.}$ =total de las observaciones hechas en el $i-$ésimo tratamiento, $Y_{.j}$ =total de las observaciones hechas en el $j-$ésimo bloque y $Y_{..}$ =total de todas las observaciones obtenidas en el experimento:
    - $Y_{i.} = \sum_{j=1}^{b} Y_{ij},$

Notación sumatoria en DBCA

- Sea $Y_{i\cdot}$ =total de las observaciones hechas en el $i-$ésimo tratamiento, $Y_{\cdot j}$ =total de las observaciones hechas en el $j-$ésimo bloque y $Y_{\cdot\cdot}$ =total de todas las observaciones obtenidas en el experimento:
  - $Y_{i\cdot} = \sum_{j=1}^{b} Y_{ij}$,
  - $Y_{\cdot j} = \sum_{i=1}^{k} Y_{ij}$,

Notación sumatoria en DBCA

- Sea $Y_{i.}$ =total de las observaciones hechas en el $i-$ésimo tratamiento, $Y_{.j}$ =total de las observaciones hechas en el $j-$ésimo bloque y $Y_{..}$ =total de todas las observaciones obtenidas en el experimento:
  - $Y_{i.} = \sum_{j=1}^{b} Y_{ij}$,
  - $Y_{.j} = \sum_{i=1}^{k} Y_{ij}$,
  - $Y_{..} = \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{b} Y_{ij} = \sum_{i=1}^{k} Y_{i.} = \sum_{j=1}^{b} Y_{.j}$

Notación sumatoria en DBCA

- Sea $Y_{i\cdot}$ =total de las observaciones hechas en el $i-$ésimo tratamiento, $Y_{\cdot j}$ =total de las observaciones hechas en el $j-$ésimo bloque y $Y_{\cdot\cdot}$ =total de todas las observaciones obtenidas en el experimento:
  - $Y_{i\cdot} = \sum_{j=1}^{b} Y_{ij}$,
  - $Y_{\cdot j} = \sum_{i=1}^{k} Y_{ij}$,
  - $Y_{\cdot\cdot} = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{b} Y_{ij} = \sum_{i=1}^{k} Y_{i\cdot} = \sum_{j=1}^{b} Y_{\cdot j}$
  - De donde $\overline{Y}_{i\cdot} = \frac{1}{b}\sum_{j=1}^{b} Y_{ij}$, $\overline{Y}_{\cdot j} = \frac{1}{k}\sum_{i=1}^{k} Y_{ij}$

Notación sumatoria en DBCA

- Sea $Y_{i\cdot}$ =total de las observaciones hechas en el $i-$ésimo tratamiento, $Y_{\cdot j}$ =total de las observaciones hechas en el $j-$ésimo bloque y $Y_{\cdot\cdot}$ =total de todas las observaciones obtenidas en el experimento:
  - $Y_{i\cdot} = \sum_{j=1}^{b} Y_{ij}$,
  - $Y_{\cdot j} = \sum_{i=1}^{k} Y_{ij}$,
  - $Y_{\cdot\cdot} = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{b} Y_{ij} = \sum_{i=1}^{k} Y_{i\cdot} = \sum_{j=1}^{b} Y_{\cdot j}$
  - De donde $\overline{Y}_{i\cdot} = \frac{1}{b}\sum_{j=1}^{b} Y_{ij}$, $\overline{Y}_{\cdot j} = \frac{1}{k}\sum_{i=1}^{k} Y_{ij}$
  - $\overline{Y}_{\cdot\cdot} = \frac{1}{kb}\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{b} Y_{ij} = \frac{1}{b}\sum_{i=1}^{k} Y_{i\cdot} = \frac{1}{k}\sum_{j=1}^{b} Y_{\cdot j}$

- La variabilidad total de los datos es:

$$SCT=\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{b}\left(Y_{ij}-\overline{Y}_{..}\right)^{2}=\sum_{j=1}^{b}\sum_{i=1}^{k}Y_{ij}^{2}-\frac{Y_{..}^{2}}{kb}$$

la cual se puede expresar también por

$$\begin{aligned}
SCT &= \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{b}\left(\left(\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{..}\right)+\left(\overline{Y}_{.j}-\overline{Y}_{..}\right)+\left(Y_{ij}-\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{.j}+\overline{Y}_{..}\right)\right)^{2}\\
&= b\sum_{i=1}^{k}\left(\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{..}\right)^{2}+k\sum_{j=1}^{b}\left(\overline{Y}_{.j}-\overline{Y}_{..}\right)^{2}\\
&\quad+\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{b}\left(Y_{ij}-\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{.j}+\overline{Y}_{..}\right)
\end{aligned}$$

Diseños en bloques completos al azar

- De la cual se tiene :

Diseños en bloques completos al azar

- De la cual se tiene :
-  $SCTr = b\sum_{i=1}^{k}\left(\overline{Y}_{i\cdot} - \overline{Y}_{\cdot\cdot}\right)^2 = \sum_{i=1}^{k}\frac{Y_{i\cdot}^2}{b} - \frac{Y_{\cdot\cdot}^2}{kb}$, $(k-1)$ grados de libertad;

Diseños en bloques completos al azar

- De la cual se tiene :
-  $SCTr = b\sum_{i=1}^{k}\left(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..}\right)^2 = \sum_{i=1}^{k}\frac{Y_{i.}^2}{b} - \frac{Y_{..}^2}{kb}$, $(k-1)$ grados de libertad;
-  $SCB = k\sum_{j=1}^{b}\left(\overline{Y}_{.j} - \overline{Y}_{..}\right)^2 = \sum_{j=1}^{b}\frac{Y_{.j}^2}{k} - \frac{Y_{..}^2}{kb}$, $(b-1)$ grados de libertad

Diseños en bloques completos al azar

- De la cual se tiene :
-  $SCTr = b\sum_{i=1}^{k}\left(\overline{Y}_{i\cdot} - \overline{Y}_{\cdot\cdot}\right)^2 = \sum_{i=1}^{k}\frac{Y_{i\cdot}^2}{b} - \frac{Y_{\cdot\cdot}^2}{kb}$, $(k-1)$ grados de libertad;
-  $SCB = k\sum_{j=1}^{b}\left(\overline{Y}_{\cdot j} - \overline{Y}_{\cdot\cdot}\right)^2 = \sum_{j=1}^{b}\frac{Y_{\cdot j}^2}{k} - \frac{Y_{\cdot\cdot}^2}{kb}$, $(b-1)$ grados de libertad
- 

  $$SCE = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{b}\left(Y_{ij} - \overline{Y}_{i\cdot} - \overline{Y}_{\cdot j} + \overline{Y}_{\cdot\cdot}\right)^2 = SCT - SCTr - SCB,$$

  $(k-1)(b-1)$ grados de libertad

-  Si cada suma de cuadrados se divide entre la cantidad respectiva de grados de libertad, se obtiene un cuadrado medio o varianzas.

Diseños en bloques completos al azar

-  Si cada suma de cuadrados se divide entre la cantidad respectiva de grados de libertad, se obtiene un cuadrado medio o varianzas.
-  Si los tratamientos y los bloques son fijos, puede probarse que:

$$
\begin{aligned}
E\left(CMTr\right) &= \sigma^2 + \frac{b}{k-1}\sum_{i=1}^{k}\tau_i^2 \\
E\left(CMB\right) &= \sigma^2 + \frac{k}{b-1}\sum_{j=1}^{b}\beta_j^2 \\
E\left(CME\right) &= \sigma^2
\end{aligned}
$$

Diseños en bloques completos al azar

- La hipótesis

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_k = \mu$$
$$H_1 : \mu_i \neq \mu_j \text{ para algún } i \neq j$$

se prueban con el anova

Tabla 1 Tabla ANOVA para el DBCA

Fuentes de variabilidad	SC	GL	CM	F_0	valor P
Tratamientos	SCTr	k-1	CMTr	$\frac{CMTr}{CME}$	$P(F > F_0)$
Bloques	SCB	b-1	CMB	$\frac{CMB}{CME}$	$P(F > F_0)$
Error	SCE	(k-1) (b-1)	CME		
Total	SCT	N-1			

Diseños en bloques completos al azar

- La hipótesis

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_k = \mu$$
$$H_1 : \mu_i \neq \mu_j \text{ para algún } i \neq j$$

se prueban con el anova

Tabla 1 Tabla ANOVA para el DBCA					
Fuentes de variabilidad	SC	GL	CM	F_0	valor P
Tratamientos	SCTr	k-1	CMTr	$\frac{CMTr}{CME}$	$P(F>F_0)$
Bloques	SCB	b-1	CMB	$\frac{CMB}{CME}$	$P(F>F_0)$
Error	SCE	(k-1) (b-1)	CME		
Total	SCT	N-1			

- H_0 se rechaza si el *valor p* es menor de 5%.

-  *Un equipo de mejora investiga el efecto de cuatro métodos de ensamble A, B, C y D, sobre el tiempo de ensamble en minutos. Los experimentadores consideran que los operadores pueden afectar de manera significativa los tiempos de ensamble, y por ende la comparación de los métodos, entonces debe utilizar el diseño en bloques completos al azar (DBCA). Los datos para este diseño se pueden ver en la tabla 3 que aparece a continuación:*

-  Estos son los datos

Tabla 3 DBCA					
		Metodo			
		A	B	C	D
Operador	1	6	7	10	10
	2	9	10	16	13
	3	7	11	11	11
	4	8	8	14	9

Diseños en bloques completos al azar

Comparación de cuatro métodos de ensamble

-  (1) Del enunciado de problema podemos identificar:

-  (1) Del enunciado de problema podemos identificar:
  - Variable respuesta: $Y =$ *Tiempo de ensamble en minutos.*

-  (1) Del enunciado de problema podemos identificar:
  - Variable respuesta: $Y =$ *Tiempo de ensamble en minutos.*
  - Unidades experimentales: Las unidades que se ensamblan

-  (1) Del enunciado de problema podemos identificar:
  - Variable respuesta: $Y =$ *Tiempo de ensamble en minutos.*
  - Unidades experimentales: Las unidades que se ensamblan
  - Un sólo Factor: Métodos de ensamble con cuatro niveles (A, B, C, D), pero aparece un factor de bloque *"operador"* con cuatro niveles.

-  (1) Del enunciado de problema podemos identificar:
  - Variable respuesta: $Y =$*Tiempo de ensamble en minutos.*
  - Unidades experimentales: Las unidades que se ensamblan
  - Un sólo Factor: Métodos de ensamble con cuatro niveles (A, B, C, D), pero aparece un factor de bloque *"operador"* con cuatro niveles.
  - Módelo matemático asociado $Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$ con $i, j = 1, \cdots, 4$.

-  (1) Del enunciado de problema podemos identificar:
  - Variable respuesta: $Y =$ *Tiempo de ensamble en minutos.*
  - Unidades experimentales: Las unidades que se ensamblan
  - Un sólo Factor: Métodos de ensamble con cuatro niveles (A, B, C, D), pero aparece un factor de bloque *"operador"* con cuatro niveles.
  - Módelo matemático asociado $Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$ con $i, j = 1, \cdots, 4$.
  - Donde: $Y_{ij} =$ Tiempo de ensamble en minutos que tarda el individuo j con el ensamble i; $\mu =$Tiempo medio real de ensamble en minutos; $\alpha_i =$efecto medio adicional sobre el Tiempo de ensamble en minutos debido al método i; $\beta_j =$efecto medio adicional sobre el Tiempo de ensamble en minutos debido al operador j; $\varepsilon_{ij} =$error aleatorio

-  (1) Del enunciado de problema podemos identificar:
  - Variable respuesta: $Y =$ *Tiempo de ensamble en minutos.*
  - Unidades experimentales: Las unidades que se ensamblan
  - Un sólo Factor: Métodos de ensamble con cuatro niveles (A, B, C, D), pero aparece un factor de bloque *"operador"* con cuatro niveles.
  - Módelo matemático asociado $Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$ con $i, j = 1, \cdots, 4$.
  - Donde: $Y_{ij} =$ Tiempo de ensamble en minutos que tarda el individuo j con el ensamble i; $\mu =$Tiempo medio real de ensamble en minutos; $\alpha_i =$efecto medio adicional sobre el Tiempo de ensamble en minutos debido al método i; $\beta_j =$efecto medio adicional sobre el Tiempo de ensamble en minutos debido al operador j; $\varepsilon_{ij} =$error aleatorio
- Con las condiciones $\sum_{i=1}^{4} \alpha_i = 0$, $\sum_{j=1}^{4} \beta_j = 0$.

- (2) Hipótesis a probar:

$$H_0 : \mu_A = \mu_B = \mu_C = \mu_D = \mu$$
$$H_1 : \mu_i \neq \mu_j \text{ para algún } i \neq j = A, B, C, D$$

al nivel $\alpha = 0.05$, usando la técnica Anova como en la siguiente tabla

- (2) Hipótesis a probar:

$$H_0 : \mu_A = \mu_B = \mu_C = \mu_D = \mu$$
$$H_1 : \mu_i \neq \mu_j \text{ para algún } i \neq j = A, B, C, D$$

al nivel $\alpha = 0.05$, usando la técnica Anova como en la siguiente tabla

-

Tabla 5 Tabla ANOVA para el DBCA					
Fuentes de variabilidad	SC	GL	CM	F_0	valor-p
Métodos de ensamble					
Bloques					
Error					
Total					

DBCA Cálculos

Tabla 3 DBCA						
		Metodo				
		A	B	C	D	$Y_{\cdot j}$
Operador	1	6	7	10	10	33
	2	9	10	16	13	48
	3	7	11	11	11	40
	4	8	8	14	9	39
	$Y_{i\cdot}$	30	36	51	43	160

DBCA Cálculos

- 

Tabla 3 DBCA						
		Metodo				
		A	B	C	D	$Y_{\cdot j}$
Operador	1	6	7	10	10	33
	2	9	10	16	13	48
	3	7	11	11	11	40
	4	8	8	14	9	39
	$Y_{i\cdot}$	30	36	51	43	160

- $SCTr = \sum_{i=1}^{k} \frac{Y_{i\cdot}^2}{b} - \frac{Y_{\cdot\cdot}^2}{kb} = \frac{30^2+36^2+51^2+43^2}{4} - \frac{160^2}{16} = 61.5$

DBCA Cálculos

- 

Tabla 3 DBCA						
		Metodo				
		A	B	C	D	$Y_{\cdot j}$
Operador	1	6	7	10	10	33
	2	9	10	16	13	48
	3	7	11	11	11	40
	4	8	8	14	9	39
	$Y_{i\cdot}$	30	36	51	43	160

- $SCTr = \sum_{i=1}^{k} \frac{Y_{i\cdot}^2}{b} - \frac{Y_{\cdot\cdot}^2}{kb} = \frac{30^2+36^2+51^2+43^2}{4} - \frac{160^2}{16} = 61.5$
- $SCB = \sum_{j=1}^{b} \frac{Y_{\cdot j}^2}{k} - \frac{Y_{\cdot\cdot}^2}{kb} = \frac{33^2+48^2+40^2+39^2}{4} - \frac{160^2}{16} = 28.5$

DBCA Cálculos

- 

Tabla 3 DBCA						
		Metodo				
		A	B	C	D	$Y_{\cdot j}$
Operador	1	6	7	10	10	33
	2	9	10	16	13	48
	3	7	11	11	11	40
	4	8	8	14	9	39
	$Y_{i\cdot}$	30	36	51	43	160

- $SCTr = \sum_{i=1}^{k} \frac{Y_{i\cdot}^2}{b} - \frac{Y_{\cdot\cdot}^2}{kb} = \frac{30^2+36^2+51^2+43^2}{4} - \frac{160^2}{16} = 61.5$
- $SCB = \sum_{j=1}^{b} \frac{Y_{\cdot j}^2}{k} - \frac{Y_{\cdot\cdot}^2}{kb} = \frac{33^2+48^2+40^2+39^2}{4} - \frac{160^2}{16} = 28.5$
- $SCT = \sum_{j=1}^{b} \sum_{i=1}^{k} Y_{ij}^2 - \frac{Y_{\cdot\cdot}^2}{kb} = 1708 - \frac{160^2}{16} = 108.0$

- 

Tabla 3 DBCA						
		Metodo				
		A	B	C	D	$Y_{\cdot j}$
Operador	1	6	7	10	10	33
	2	9	10	16	13	48
	3	7	11	11	11	40
	4	8	8	14	9	39
	$Y_{i\cdot}$	30	36	51	43	160

- $SCTr = \sum_{i=1}^{k} \frac{Y_{i\cdot}^2}{b} - \frac{Y_{\cdot\cdot}^2}{kb} = \frac{30^2+36^2+51^2+43^2}{4} - \frac{160^2}{16} = 61.5$
- $SCB = \sum_{j=1}^{b} \frac{Y_{\cdot j}^2}{k} - \frac{Y_{\cdot\cdot}^2}{kb} = \frac{33^2+48^2+40^2+39^2}{4} - \frac{160^2}{16} = 28.5$
- $SCT = \sum_{j=1}^{b} \sum_{i=1}^{k} Y_{ij}^2 - \frac{Y_{\cdot\cdot}^2}{kb} = 1708 - \frac{160^2}{16} = 108.0$
- $SCE = SCT - SCTr - SCB = 108 - 61.5 - 28.5 = 18.0$

DBCA Tabla Anova

-

Tabla 5 Tabla ANOVA para el DBCA					
Fuentes de variabilidad	SC	GL	CM	F_0	valor-p
Métodos de ensamble	61,5	3	20.5	10.25	0,0029
Bloques	28,5	3	9.5	4.75	0.0298
Error	18,0	9	2.0		
Total	108,0	15			

DBCA Tabla Anova

Tabla 5 Tabla ANOVA para el DBCA

Fuentes de variabilidad	SC	GL	CM	F_0	valor-p
Métodos de ensamble	61,5	3	20.5	10.25	0,0029
Bloques	28,5	3	9.5	4.75	0.0298
Error	18,0	9	2.0		
Total	108,0	15			

- El *valor* $P < 0.05$ indica evidencia estadística significativa de que almenos un par de métodos son diferentes en cuanto al tiempo medio que requieren.

DBCA Comparaciones múltiples

-  *Si los tratamientos en un DBCA son fijos y el Anova detecta diferencias significativas entre las medias respectivas, el interés se centrará en establecer cuáles son los tratamientos que difieren.*

DBCA Comparaciones múltiples

-  *Si los tratamientos en un DBCA son fijos y el Anova detecta diferencias significativas entre las medias respectivas, el interés se centrará en establecer cuáles son los tratamientos que difieren.*
-  *Puede utilizarse cualquiera de los métodos de comparaciones múltiples descritos en los diseños completos al azar, sustituyendo en las fórmulas n por b y $(k-1)(b-1)$ por $(N-k)$.*

DBCA Comparaciones múltiples

-  Recordemos que en DCA la diferencia mínima significativa (LSD) para k tratamientos está dada por

$$LSD = t_{\alpha/2,N-k} \cdot \sqrt{\frac{2}{n} CME}$$

DBCA Comparaciones múltiples

-  Recordemos que en DCA la diferencia mínima significativa (LSD) para k tratamientos está dada por

$$LSD = t_{\alpha/2, N-k} \cdot \sqrt{\frac{2}{n} CME}$$

-  En el DBCA esta expresión se transforma en

$$LSD = t_{\alpha/2, (k-1)(b-1)} \cdot \sqrt{\frac{2}{b} CME}$$

-  Almenos un par de métodos de ensamble son estadísticamente diferentes, usemos las *pruebas de rango múltiples* para identificarlos.

$$LSD = (2.26)\sqrt{\left(\frac{2}{4}\right)(2)} = 2.26$$

Tabla 4 Test LSD

Método	n_i	LS Mean	Grupo		
A	4	7,50	X		
B	4	9,00	X	X	
C	4	10,75		X	X
D	4	12,75			X

-  Almenos un par de métodos de ensamble son estadísticamente diferentes, usemos las *pruebas de rango múltiples* para identificarlos.

$$LSD = (2.26)\sqrt{\left(\frac{2}{4}\right)(2)} = 2.26$$

Tabla 4 Test LSD					
Método	n_i	LS Mean	Grupo		
A	4	7,50	X		
B	4	9,00	X	X	
C	4	10,75		X	X
D	4	12,75			X

- El tratamiento A es diferente de C y D; el tratamiento B es diferente de D. En las otras tres comparaciones (A con B, B con C con D) no hay evidencia de que son diferentes. El método A es el mejor.

-  DBCA con cada tratamiento (Disolvente) con una sóla replica en cada bloque (tipo de suelo). Estos son los datos para la respuesta sulfuro

Tabla 3 DBCA					
	Tipo de suelo				
Disolvente	Troop	Lakeland	Leon	Chipley	Norfolk
CaCl2	5.07	3.31	2.54	2.34	4.71
NH4OAC	4.43	2.74	2.09	2.07	5.29
Ca(H2PO4)2	7.09	2.32	1.09	4.38	5.70
Water	4.48	2.35	2.70	3.85	4.98

Introducimos los datos con las instrucciones:

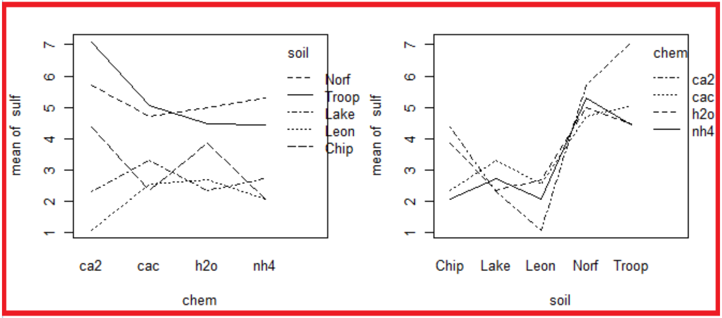
```
sulf <-c(5.07,4.43,7.09,4.48,3.31,2.74,2.32,2.35,2.54,2.09,1.09,2.70,2.34,
+ 2.07,4.38,3.85,4.71,5.29,5.70,4.98)
chem <- factor(rep(c("cac","nh4","ca2","h2o"),5))
soil <- fac-
tor(c(rep("Troop",4),rep("Lake",4),rep("Leon",4),rep("Chip",4),rep("Norf",4)))
rcbd.fit = aov(sulf~soil+chem)
# anova table
anova(rcbd.fit)
interaction.plot(chem,soil,sulf)
interaction.plot(soil,chem,sulf)
par(mfrow=c(2,2))
plot(rcbd.fit)
friedman.test(sulf, groups=chem, blocks=soil)
tapply(sulf,chem,mean)
tapply(sulf,soil,mean)
```

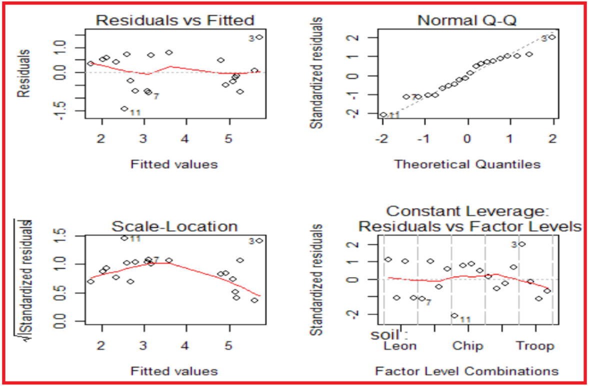
```
Analysis of Variance Table

Response: sulf
          Df Sum Sq Mean Sq F value    Pr(>F)
soil       4 33.965  8.4912 10.5683 0.0006629 ***
chem       3  1.621  0.5404  0.6726 0.5851298
Residuals 12  9.642  0.8035
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Diseños en bloques usando R

Grafico de Interacción




Residuals vs Fitted
Residuals
Fitted values
Normal Q-Q
Standardized residuals
Theoretical Quantiles
Scale-Location
√|Standardized residuals|
Fitted values
Constant Leverage:
Residuals vs Factor Levels
Standardized residuals
soil :
Leon
Chip
Troop
Factor Level Combinations

```
> friedman.test(sulf, groups=chem, blocks=soil)

        Friedman rank sum test

data:  sulf, chem and soil
Friedman chi-squared = 1.08, df = 3, p-value = 0.7819
```

Check group and block means:

```
> tapply(sulf,chem,mean)
  ca2   cac   h2o   nh4
4.116 3.594 3.672 3.324

> tapply(sulf,soil,mean)
  Chip   Lake   Leon   Norf  Troop
3.1600 2.6800 2.1050 5.1700 5.2675
```

DBCA con valores perdidos

-  Puede suceder que en diseños de bloques completamente aleatorizados falte una observación en uno de los bloques.

DBCA con valores perdidos

-  Puede suceder que en diseños de bloques completamente aleatorizados falte una observación en uno de los bloques.
-  Debido a la observación faltante los tratamientos dejan de ser ortogonales a los bloques; es decir, *no ocurren todos los tratamientos en cada uno de los bloques*.

DBCA con valores perdidos

-  Puede suceder que en diseños de bloques completamente aleatorizados falte una observación en uno de los bloques.
-  Debido a la observación faltante los tratamientos dejan de ser ortogonales a los bloques; es decir, *no ocurren todos los tratamientos en cada uno de los bloques*.
- Existen dos enfoques generales para solucionar este problema.

-  Puede suceder que en diseños de bloques completamente aleatorizados falte una observación en uno de los bloques.
-  Debido a la observación faltante los tratamientos dejan de ser ortogonales a los bloques; es decir, *no ocurren todos los tratamientos en cada uno de los bloques*.
- Existen dos enfoques generales para solucionar este problema.
  - Realizar un análisis aproximado dónde se estime la observación faltante y correr el Anova disminuyendo en 1 los grados de libertad del erro.

DBCA con valores perdidos

-  Puede suceder que en diseños de bloques completamente aleatorizados falte una observación en uno de los bloques.
-  Debido a la observación faltante los tratamientos dejan de ser ortogonales a los bloques; es decir, *no ocurren todos los tratamientos en cada uno de los bloques*.
- Existen dos enfoques generales para solucionar este problema.
  - Realizar un análisis aproximado dónde se estime la observación faltante y correr el Anova disminuyendo en 1 los grados de libertad del erro.
  - Realizar un análisis para un diseño en bloques incompleto (BIBD) teniendo en cuenta que tratamientos y bloques no son ortogonales.

DBCA con valores perdidos

-  Si llamamos ω a la observación faltante y usamos $(^*)$ para denotar a los sumas sin incluir a ω encontramos que

$$\omega = \frac{kY_{i\cdot}^{*} + bY_{\cdot j}^{*} - Y_{\cdot\cdot}^{*}}{(k-1)(b-1)}$$

- MONTGOMERY C. DOUGLAS. Diseño y Análisis de Experimentos. Segunda Edición. LIMUSA WILEY
- GUTIERREZ H y DE LA VARA R. Análisis y Diseño de Experimentos. Segunda Edición. Mc Graw Hill.
- KUEHL ROBERT. Diseño de Experimentos. Segunda Edición. Thomson.
- VICENTE M, GIRON P, NIETO C, PÉREZ T. Diseño de Experimentos. Pearson Prentice Hall.
- DEVORE JAY. Probabilidad y Estadística para Ingeniería y Ciencias. Sexta Edición.
- WALPOLE MYERS. Probabilidad y Estadística. Cuarta Edición. Mc Graw Hill.


יהוה
YAHWEH
EL VERDADERO NOMBRE DE NUESTRO CREADOR
ASÍ DIRÁS A LOS HIJOS DE ISRAEL: YAHWEH EL ELOHIM DE VUESTROS PADRES, EL ELOHIM DE ABRAHAM
EL ELOHIM DE ISAAC Y EL ELOHIM DE JACOB, ME HA ENVIADO A VOSOTROS
ESTE ES MI NOMBRE PARA SIEMPRE; CON ÉL SE ME RECORDARÁ POR TODOS LOS SIGLOS. (EX 3:15)
YO SOY YAHWEH; ESTE ES MI NOMBRE; Y A OTRO NO DARÉ MI EXPLENDOR, NI MI EXALTACIÓN A ESCULTURAS. (ISAÍAS 42: 8)
EXODO: 23: 20-21
JUAN: 5:43
FILIPENSES 2: 9-11