Saber, Universidad de Oriente, Venezuela.Vol. 16. Nº 1: 39-44. (2004)

COMPARACIÓN TEÓRICA Y PRÁCTICA DEL DISEÑO COMPUESTO CENTRAL ROTABLE CON EL DISEÑO SAN CRISTÓBAL ORTOGONALIZADO EN LA OPTIMIZACIÓN DE LA DESHIDRATACIÓN OSMÓTICA DEL MELÓN

THEORETICAL AND PRACTICAL COMPARISON OF THE COMPOUND CENTRAL ROTABLE DESIGN WITH THE SAN CRISTÓBAL ORTHOGONALIZED DESIGN IN THE OPTIMIZATION OF OSMOTIC DEHYDRATION OF THE CANTALOUPE

WILMER FERMÍN[1] Y OTONIEL CORZO[2]

[1]Programa de Estadística, [2]Departamento de Tecnología de Alimentos. Núcleo de Nueva Esparta. Universidad de Oriente. E-mail: otocorzo@cantv.net

RESUMEN

El objetivo de este trabajo fue comparar los diseños Compuesto Central Rotable (DCCR) y San Cristóbal Ortogonalizado (DSCO) en el ajuste de modelos de segundo orden, explicativos de los cambios ocurridos en la deshidratación osmótica con pulso de vacío, del melón. Para ello, inicialmente se estandarizaron los diseños y desde el punto de vista teórico se compararon mediante los criterios de la eficiencia relativa y G-óptimo. Para la comparación práctica, se realizó el proceso de deshidratación osmótica con pulso de vacío del melón (*Cucumis melo,* variedad Edísto), en las mismas condiciones de maduración, bajo la estructura de los dos diseños DCCR y DSCO, con los factores presión del pulso de vacío, concentración de la solución osmótica y tiempo de deshidratación, y se determinó la disminución de peso, disminución de humedad y aumento de °Brix, como respuestas del proceso. Los niveles correspondientes a la presión, concentración y tiempo fueron –1,683, -1, 0, 1, 1,683 en el DCCR y –1, –0,849, 0, 1, 1,698 en el DSCO respectivamente. Los datos obtenidos para cada diseño se ajustaron a modelos de segundo orden y luego los diseños se compararon. Resulto más eficiente el DCCR para todas las respuestas en el sentido de mayor precisión en los coeficientes de regresión, y G-óptimo en los puntos factoriales para cada respuesta. Se puede concluir que el DCCR es el más adecuado para modelar la deshidratación osmótica con pulso de vacío del melón.

PALABRAS CLAVE: Comparación, diseños, optimización.

ABSTRACT

The object of this work was compare the compound central rotable design (CCRD) with San Cristobal orthogonalized (SCOD), in order to fit second order model that they explicate the changes during the vacuum pressure osmotic dehydration of the cantaloupe. Initially the designs were standardized and they were compared by relative efficient and G-optimum criteria. For experimental comparison was realized in the same conditions of operation, under the structure of two designs CCRD) and SCOD with the factors vacuum pressure pulse, concentration of osmotic solution and time of dehydration, and the responses diminution of weight, diminution of water and increment of °Brix were determined. The level of pressure, concentration and time o were –1.683, -1, 0, 1, 1.683 for CCDR and –1, -0.084, 0, 1, 1.698 for SCOD respectively. The data was adjusted to second order models, and then the designs were compared. The CCRD was more efficient for all responses accord relative efficient criteria and G-optimum for factorial points in all responses. We concluded that CCRD is appropriate for model the vacuum pressure pulse osmotic dehydration of cantaloupe.

KEY WORDS: comparison, designs, optimization.

INTRODUCCIÓN

Cuando se quiere modelar un proceso o sistema mediante una ecuación polinómica de segundo orden, cuya forma es:

$$Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i X_i + \sum_{i=1}^{k} \beta_{ii} X_i^2 + \sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=2}^{k} \beta_{ij} X_i X_j \qquad (1)$$

Se debe seleccionar un diseño experimental que proporcione una distribución razonable de puntos de datos en toda la región de interés, sensible a la detección de posibles curvaturas, permita investigar la idoneidad de la ecuación de regresión estimada, permita la construcción secuencial de diseños de orden superior y asegure simplicidad en los cálculos de las estimaciones de los parámetros del modelo (Montgomery 1991).

Recibido: marzo 2002. Aprobado: julio 2003.
Versión final: noviembre 2003

Existen varios diseños experimentales que se pueden utilizar para tales fines entre ellos están el Diseño Compuesto Central Rotable (Box y Hunter 1957) y el Diseño San Cristóbal Ortogonalizado (Rojas 1971; Villasmil 1978, Chacin 1998). Estos diseños tienen como diferencia principal que el DCCR es simétrico mientras que el DSCO es asimétrico.

Diseño Compuesto Central Rotable. Constituye una alternativa al diseño 3^k y es el más utilizado para ajustar superficies de respuesta de segundo orden. Está constituido por un número total de combinaciones (N) igual a la suma de:

a. Las combinaciones de los tratamientos del diseño factorial 2^k (F) o una fracción de este diseño, con los niveles de los factores codificados -1 y +1.

b. Un número 2k de puntos axiales o estrella de coordenadas ((á,o,…, 0), (0, á , 0, …, 0), (0,0, á , 0, …, 0), …, (0,0, …, á), con á >1, y

c. Un número n_c mayor o igual a uno de repeticiones del punto central (0, 0, …, 0).

Para que el diseño sea rotable, es decir, que mantenga constante la varianza de la respuesta para todos los puntos ubicados a una misma distancia del centro del diseño, á debe ser igual a $F^{1/4}$. Con la elección apropiada del número de repeticiones del punto central un DCCR puede hacerse ortogonal o transformarse en uno de precisión uniforme. Montgomery (1991) por experiencia señaló que un diseño de precisión uniforme permite mayor protección que uno ortogonal contra el sesgo de los coeficientes de regresión, puesto que mantiene homogénea la variación al alejarse hasta una unidad del centro del diseño. Para que el diseño sea de precisión uniforme, es decir, que la varianza de Y en el origen sea igual a la varianza de Y a una distancia unitaria del origen, Myers (1971) estableció que se debe determinar el cuarto momento mixto ($ë_4$) para diferentes valores de n_c y seleccionar aquel valor que mantenga homogénea la variación en el rango [0, 1], de acuerdo a la expresión

$$ë_4 = \frac{N}{(4 + F + 4\sqrt{F}} \qquad (2)$$

Diseño San Cristóbal Ortogonalizado. Fue presentado por Rojas (1971) como una alternativa a los diseños compuestos centrales de Box y Wilson y tiene las características de ortogonalidad, y asimetría. El número total (N) de combinaciones de este diseño para k factores está compuesta por:

a. Un número a de repeticiones del factorial 2^k (F), o una fracción de este diseño, con niveles de los factores codificados -1 y +1.

b. Un número c (c=1, 2, 3, …) de réplicas de cada uno de los k tratamientos (-á, o,…, 0), (0, -á, …, 0), …, (0, 0, …, -á).

c. Una repetición de cada uno de los k tratamientos (cá, o,…, 0), (0, cá, …, 0), …, (0, 0, …, cá), y

d. Un número n_c (n_c = 1, 2, …) de repeticiones del punto central (0, 0, …, 0).

Para que el diseño sea ortogonalizado, se deben cumplir además las siguientes condiciones:

$$á^2 = \frac{\sqrt{a\,N\,F} - a\,F}{c\,(1 + c)} \qquad 0 < á < 1 \qquad (3)$$

$$N > a\,F + k\,(1 + c) \qquad (4)$$

Esta ortogonalidad no se cumple para los $â_i$ y los $â_{ii}$.

Comparación de Diseños. Dado que las estimaciones de los efectos lineales, cuadráticos puros y de interacción no son siempre igualmente precisas en los diferentes diseños se hace necesario establecer una comparación teórica y práctica entre estos para determinar cuál es más eficiente en términos de precisión en la estimación de los coeficientes de regresión del modelo de superficie de respuesta cuadrático. La comparación de los diseños se puede efectuar mediante diferentes criterios, tales como: Eficiencia Relativa, G-óptimo (Folk 1958).

Eficiencia Relativa. Este criterio considera la precisión con la cual se estiman los efectos lineales, cuadráticos, de interacción y el número de observaciones o corridas que requiere el experimento. La eficiencia relativa de un diseño 1 con respecto a un diseño 2, para estimar cierto parámetro de regresión viene dado por:

$$E_{1:2} = \frac{(Varianza\ de\ \hat{\beta}\ con\ el\ diseño\ 2)\ x\ N_2}{(Varianza\ de\ \hat{\beta}\ con\ el\ diseño\ 1)\ x\ N_1}, \qquad (5)$$

donde N_i es el número de corridas necesarias para el diseño i, i =1,2. Para comparar los dos diseños con este criterio, ellos deben abarcar la misma región experimental; de no ser así se recomienda estandarizarlos de modo que la dispersión de los puntos experimentales sea la misma para los dos. La estandarización consiste en multiplicar los niveles de cada factor por el valor $\frac{1}{S_j^2}$ donde S_j^2 representa la amplitud del diseño y viene dada por:

$$S_j^2 = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} X_{ij}^2 \, . \tag{6}$$

G-óptimo. Un diseño es G-óptimo cuando la varianza de las respuestas estimadas $\hat{Y}_h$ en un mismo punto para los diseños comparados es mínima.

OBJETIVO

El objetivo de este trabajo fue comparar los diseños Compuesto Central Rotable (DCCR) y San Cristóbal Ortogonalizado (DSCO) en el ajuste de modelos de segundo orden, explicativos de los cambios ocurridos en la deshidratación osmótica con pulso de vacío, del melón

MATERIALES Y MÉTODOS

En la elaboración de este trabajo se utilizaron dos bases de datos obtenidas al realizar el proceso de deshidratación osmótica del melón con pulso de vacío del melón, la primera realizando el proceso en puntos experimentales bajo la estructura del DSCO y la otra bajo la estructura del DCCR. Cada punto experimental estaba constituido por una presión de pulso de vacío, una concentración de sacarosa y un intervalo de tiempo, manteniendo constante la temperatura en 45ºC. Se midieron tres respuestas en el proceso: disminución de peso, disminución de humedad y aumento de sacarosa.

Para lograr los objetivos propuestos se procedió a realizar el análisis estadístico de los datos obtenidos bajo cada diseño experimental mediante: (1) la estimación de los parámetros del modelo de segundo orden, (2) la estimación de la varianza-covarianza de los estimadores de los parámetros del modelo mediante la matriz de precisión de cada diseño, (3) el análisis de varianza del modelo y (4) la estimación de la varianza común $\hat{\sigma}^2$ de cada diseño. Seguidamente se procedió a comparar los diseños en estudio utilizando los dos criterios de comparación mencionados; con el criterio de Eficiencia Relativa se estableció la eficiencia del DSCO para los estimadores $\hat{\beta}_i$, $\hat{\beta}_{ii}$, y $\hat{\beta}_{ij}$ con respecto a los del DCCR y de acuerdo al el criterio G-óptimo se procedió a calcular la varianza para cada punto experimental de cada diseño para luego compararlas.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Modelos Según el Diseño San Cristóbal Ortogonalizado. La base de datos obtenida bajo la estructura del DSCO, generó para la disminución de peso ($\hat{Y}_1$), disminución de humedad ($\hat{Y}_2$) y aumento de sacarosa ($\hat{Y}_3$) las siguientes ecuaciones de predicción, o "superficie de respuesta ajustada", respectivamente:

$$\begin{aligned}\hat{Y}_1 = {} & 0{,}197447 + 0{,}0103509X_1 + 0{,}0098238X_2 + \\ & 0{,}00800047X_3 + 0{,}0058125X_1X_2 - 0{,}0021875X_1X_3 - \\ & 0{,}0084375X_2X_3 + 0{,}0023372X_1^2 - 0{,}0198175X_2^2 + \\ & 0{,}0527838X_3^2.\end{aligned} \tag{7}$$

$$\begin{aligned}\hat{Y}_2 = {} & 18{,}3663 + 0{,}043747X_1 + 3{,}60311X_2 - 0{,}777361X_3 - \\ & 0{,}29175X_1X_2 + 0{,}11725X\ X_3 - 0{,}287375X_2X_3 - \\ & 0{,}751677X_1^2 - 3{,}32118X_2^2 - 3{,}27254X_3^2.\end{aligned} \tag{8}$$

$$\begin{aligned}\hat{Y}_3 = {} & 16{,}9351 - 0{,}14025X_1 + 4{,}72978X_2 + 1{,}18775X_3 + \\ & 0{,}109419X_1X_2 + 0{,}353919X_1X_3 - 0{,}288469X_2X_3 - \\ & 2{,}28659X_1^2 - 0{,}840949X_2^2 + 0{,}2067X_3^2.\end{aligned} \tag{9}$$

El análisis de varianza para cada respuesta mostró que no es significativa la falta de ajuste en cada ecuación y que éstas explican el 60,56, 76,27 y el 85,40% de la variabilidad respectivamente, con al menos un 95% de confianza Se pudo observar del análisis que la presión resultó significativa en los términos lineales y cuadráticos sólo para $\hat{Y}_1$ y $\hat{Y}_3$; la concentración resultó significativa en los términos lineales y cuadráticos para $\hat{Y}_2$ y $\hat{Y}_3$, mientras que para $\hat{Y}_1$ resultó significativa sólo en los términos cuadráticos y, finalmente, el factor tiempo resultó significativo tanto en los términos lineales como cuadráticos para todas las respuestas del proceso.

Modelos Según el Diseño Compuesto Central Rotable. La base de datos del DCCR generó para la disminución de peso ($\hat{Y}_1$), disminución de humedad ($\hat{Y}_2$) y aumento de sacarosa ($\hat{Y}_3$) las siguientes ecuaciones de predicción, o superficie de respuesta ajustada respectivamente:

$$\begin{aligned}\hat{Y}_1 = {} & 0{,}158989 + 0{,}012648X_1 + 0{,}026433X_2 - 0{,}003447X_3 + \\ & 0{,}008875X_1X_2 + 0{,}000875X_1X_3 - 0{,}011625X_2X_3 + \\ & 0{,}032032X_1^2 - 0{,}026044X_2^2 - 0{,}024632X_3^2.\end{aligned} \tag{10}$$

$$\hat{Y}_2 = 15{,}687546 + 0{,}0535943X_1 + 3{,}44254X_2 - 0{,}169779X_3 - 0{,}29175X_1X_2 + 0{,}117X_1X_3 - 0{,}2875X_2X_3 - 0{,}302999X_1^2 + 2{,}489773X_2^2 - 1{,}67564X_3^2. \quad (11)$$

$$\hat{Y}_3 = 18{,}8193 - 0{,}784107X_1 + 4{,}35831X_2 + 1{,}24989X_3 - 0{,}083729X_1X_2 - 0{,}0939663X_1X_3 - 0{,}736416X_2X_3 - 2{,}55765X_1^2 - 1{,}41197X_2^2 + 0{,}671213X_3^2. \quad (12)$$

El análisis de varianza para cada respuesta mostró que no es significativa la falta de ajuste en cada ecuación y que éstas explican el 97,56, 88,02 y el 97,14% de la variabilidad respectivamente, con al menos un 95% de confianza. Se pudo observar del análisis que la concentración resultó significativa para los términos lineales y cuadráticos en cada respuesta; la presión resultó significativa para los términos lineales para $\hat{Y}_1$ solamente y en los términos cuadráticos para $\hat{Y}_1$ y $\hat{Y}_3$; el factor tiempo resultó significativo en los términos lineales sólo para $\hat{Y}_3$ mientras que en los términos cuadráticos lo es para $\hat{Y}_1$ y $\hat{Y}_2$; la única interacción significativa fue concentración-tiempo en $\hat{Y}_1$.

Comparación Teórica.

Criterio de Eficiencia Relativa. Para comparar teóricamente los diseños, mediante el criterio de eficiencia relativa, se requirió calcular la matriz de precisión con el propósito de extraer de esta las varianzas y covarianzas de los estimadores de los parámetros de regresión del modelo cuadrático (Tabla 1). Seguidamente se estandarizó cada diseño puesto que no tenían la misma amplitud y finalmente mediante la expresión (5) se calculó la eficiencia relativa (Tabla 2).

Tabla 1. Varianzas y Covarianza de los estimadores correspondientes a los parámetros del modelo cuadrático en el DCCR con k = 3, n_c = 6 y á =1,682 y en el DSCO con k =3, a =1, c =2 y á=0,849.

Diseño	$Var(\hat{\beta}_o)$	$Var(\hat{\beta}_i)$	$Var(\hat{\beta}_{ii})$	$Var(\hat{\beta}_{ij})$	$Cov(\hat{\beta}_o, \hat{\beta}_{ii})$	$Cov(\hat{\beta}_{ii}, \hat{\beta}_{ij})$
DCCR	0,166ó^2	0,073 ó^2	0,069ó^2	0,125 ó^2	-0,057ó^2	0,007 ó^2
DSCO	0,0526ó^2	0,092ó^2	0,0121ó^2	0,125ó^2	-0,036ó^2	-0,0001ó^2

En razón de estos resultados se puede decir que el DCCR es más eficiente, teóricamente, para estimar los términos lineales y cuadráticos puros y de interacción.

Tabla 2. Valores de las varianzas de los estimadores de los parámetros del modelo cuadrático después de la estandarización y la eficiencia relativa para el DSCO con respecto al DCCR.

Diseño	$Var(\hat{\beta}_i)$	$Var(\hat{\beta}_{ii})$	$Var(\hat{\beta}_{ij})$
DSCO	0,0596ó^2	0,051ó^2	0,053ó^2
DCCR	0,0499ó^2	0,032ó^2	0,058ó^2
$E_{DSCO:DCCR}$	0,441ó^2	0,3178ó^2	0,576ó^2

Criterio del G-Óptimo. Para comparar teóricamente los diseños mediante el criterio G-óptimo se utilizó la función de varianza, en ella se sustituyeron los valores de las varianzas y covarianzas correspondientes, obtenidos de la matriz de precisión de cada diseño y se evaluó cada punto experimental obteniéndose así la varianza estimada de cada uno de ellos en función de $\hat{\sigma}^2$ (Tabla 3).

Tabla 3. Valores de $Var(\hat{Y})$ para cada punto experimental de los diseños San Cristóbal Ortogonalizado y Compuesto Central Rotable.

	Variables		codificadas	$Var(\hat{Y})$	
Experiencia	Presión (X_1)	Conc. (X_2)	Tiempo (X_3)	DSCO	DCCR
1	-1	-1	-1	0,85036ó^2	0,617ó^2
2	1	-1	-1	0,85036ó^2	0,617ó^2
3	-1	1	-1	0,85036ó^2	0,617ó^2
4	1	1	-1	0,85036ó^2	0,617ó^2
5	-1	-1	1	0,85036ó^2	0,617ó^2
6	1	-1	1	0,85036ó^2	0,617ó^2
7	-1	1	1	0,85036ó^2	0,617ó^2
8	1	1	1	0,85036ó^2	0,617ó^2
9	-1,683	0	0	——	0,55356ó^2
10	1,683	0	0	——	0,55356ó^2
11	0	-1,683	0	——	0,55356ó^2
12	0	1,683	0	——	0,55356ó^2
13	0	0	-1,683	——	0,55356ó^2
14	0	0	1,683	——	0,55356ó^2
15	0	0	0	0,05266ó^2	0,166ó^2
14	-0,849	0	0	0,12996ó^2	——
15	0	-0,849	0	0,12996ó^2	——
16	0	0	-0,849	0,12996ó^2	——
17	1,698	0	0	1,11756ó^2	——
18	0	1,698	0	1,11756ó^2	——
19	0	0	1,698	1,11756ó^2	——

Se puede observar en la tabla anterior que el DSCO es G-óptimo respecto al DCCR para el punto central y que en los puntos factoriales (los primeros ocho puntos) lo es el DCCR.

En razón de estos resultados se puede decir que el DCCR es más eficiente, teóricamente, para estimar los términos lineales y cuadráticos puros y de interacción.

Comparación Experimental.

La comparación experimental de los diseños bajo los criterios mencionados está basada en la estimación $(\hat{\sigma}^2)$ de la varianza (ó²)según cada diseño. En la Tabla 4 se presentan los valores de $\hat{\sigma}^2$ para cada respuesta del proceso en los dos diseños.

Tabla 4 Valores de $\hat{\sigma}^2$ para cada respuesta según los diseños en estudio.

Diseño	$\hat{\sigma}^2$		
	$\hat{Y}_1$	$\hat{Y}_2$	$\hat{Y}_3$
DSCO	0,00159	6,2393	4,5897
DCCR	0,0001256	3,8529	1,2229

Criterio de Eficiencia Relativa. Se puede apreciar en la Tabla 4 que las varianzas no son iguales en los diseños; al sustituir los valores de éstas en la eficiencia relativa teórica se puede observar (Tabla 5) que DCCR es más eficiente, experimentalmente, para estimar los parámetros lineales, cuadráticos y de interacción en cada respuesta del proceso de deshidratación osmótica.

Tabla 5. Valores de la eficiencia relativa del DSCO con respecto al DCCR.

Eficiencia Relativa	Respuesta	Parámetro		
		$\hat{\beta}_i$	$\hat{\beta}_{ii}$	$\hat{\beta}_{ij}$
$E_{DSCO:DCCR}$	$\hat{Y}_1$	0,035	0,025	0,046
	$\hat{Y}_2$	0,272	0,196	0,356
	$\hat{Y}_3$	0,117	0,085	0,153

Criterio del G-Óptimo. Al sustituir en cada punto experimental σ^2 por el valor de la estimación $\hat{\sigma}^2$ correspondiente al diseño, se obtiene la varianza de la respuesta estimada en éste y se puede observar (Tabla 6) que el DCCR es G-óptimo en los puntos factoriales para cada respuesta del proceso, mientras que en el punto central el DSCO es G-óptimo respecto al DCCR para la disminución de humedad.

Tabla 6. Valores de la Varianza de la respuesta estimada de cada punto experimental de los diseños en estudio.

Pto. Exp.	Variables Codificadas			DSCO			DCCR		
	X_1	X_2	X_3	$\hat{Y}_1$	$\hat{Y}_2$	$\hat{Y}_3$	$\hat{Y}_1$	$\hat{Y}_2$	$\hat{Y}_3$
1	-1	-1	-1	0,0014	5,3053	3,9026	0,0001	2,5699	0,8157
2	1	-1	-1	0,0014	5,3053	3,9026	0,0001	2,5699	0,8157
3	-1	1	-1	0,0014	5,3053	3,9026	0,0001	2,5699	0,8157
4	1	1	-1	0,0014	5,3053	3,9026	0,0001	2,5699	0,8157
5	-1	-1	1	0,0014	5,3053	3,9026	0,0001	2,5699	0,8157
6	1	-1	1	0,0014	5,3053	3,9026	0,0001	2,5699	0,8157
7	-1	1	1	0,0014	5,3053	3,9026	0,0001	2,5699	0,8157
8	1	1	1	0,0014	5,3053	3,9026	0,0001	2,5699	0,8157
9	-1,683	0	0	....	....	....	0,0001	2,3225	0,7372
10	1,683	0	0	....	....	....	0,0001	2,3225	0,7372
11	0	-1,683	0	....	....	....	0,0001	2,3225	0,7372
12	0	1,683	0	....	....	....	0,0001	2,3225	0,7372
13	0	0	-1,683	....	....	....	0,0001	2,3225	0,7372
14	0	0	1,683	....	....	....	0,0001	2,3225	0,7372
15	-0,849	0	0	0,0002	0,8105	0,5962	....	....	....
16	0	-0,849	0	0,0002	0,8105	0,5962	....	....	....
17	0	0	-0,849	0,0002	0,8105	0,5962	....	....	....
18	1,698	0	0	0,0019	6,9724	5,129	....	....	....
19	0	1,698	0	0,0019	6,9724	5,129	....	....	....
20	0	0	1,698	0,0019	6,9724	5,129	....	....	....
21	0	0	0	0,0001	0,3282	0,2414	0,00002	0,6396	0,2030

CONCLUSIONES

Se puede concluir que**:** (a) el Diseño Compuesto Central Rotable es teórica y experimentalmente más eficiente que el Diseño San Cristóbal Ortogonalizado para estimar los coeficientes lineales cuadráticos y de interacción del modelo de segundo orden ajustado en todas las respuestas del proceso de deshidratación osmótica con pulso de vacío del melón, según el criterio de eficiencia relativa; (b) desde un punto de vista teórico el Diseño San Cristóbal Ortogonalizado es G-óptimo respecto al Diseño Compuesto Central Rotable sólo en el punto central y desde un punto de vista experimental lo es en ese mismo punto pero sólo para la respuesta disminución de humedad.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Box G.E.P. & Hunter J.S. 1957 Multifactor experimental designs for exploring response surfaces. Ann. Mat. Statics. 28(1):195-245.

Chacín F. 1998. Diseño y análisis de experimentos para generar superficies de respuesta. Facultad de Agronomía de la Universidad Central de Venezuela. Maracay, pp.203-214.

Folks J.S. 1958. Comparison of designs of exploration of relationships. Disertación doctoral. Iowa State University. pp. 32-57.

Myers R. H. 1971. Response Surface Methodology. Allyn and Bacon. Boston, pp. 75-80.

Montgomery C.D. 1991. Diseño y análisis de experimentos. Editorial Iberoamérica, S.A. México, pp. 37-48.

Rojas B. A. 1971. The Orthogonalized San Cristobal Desing. Proceeding. of the I Congress of Society. of Sugarcane Technologists, 14:1085-1093.

Villasmil J.J. 1978. Estructura, eficiencia relativa y análisis estadístico del diseño San Cristóbal ortogonalizado. Universidad del Zulia. Facultad de Agronomía. Maracaibo, pp. 58-86.