



SEMINARIO REGIONAL  
DISEÑOS EXPERIMENTALES  
Y METODOLOGIAS ESTADISTICAS  
EN CACAO

Ahmad R. Rafie  
James Corven  
Guillermo Villanueva  
(Editores)

San Pedro Sula, Honduras  
17-18 setiembre, 1990

RED REGIONAL DE GENERACION Y TRANSFERENCIA  
DE TECNOLOGIA EN CACAO (PROCACAO)

PROGRAMA II: GENERACION Y TRANSFERENCIA DE TECNOLOGIA

IICA  
PRRET-  
A1/SC  
92-03

## **¿QUE ES EL IICA?**

El Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA) es el organismo especializado en agricultura del Sistema Interamericano. Sus orígenes se remontan al 7 de octubre de 1942 cuando el Consejo Directivo de la Unión Panamericana aprobó la creación del Instituto Interamericano de Ciencias Agrícolas.

Fundado como una institución de investigación agronómica y de enseñanza de posgrado para los trópicos, el IICA, respondiendo a los cambios y a las nuevas necesidades del hemisferio, se convirtió progresivamente en un organismo de cooperación técnica y fortalecimiento institucional en el campo agropecuario. Estas transformaciones fueron reconocidas formalmente con la ratificación, el 8 de diciembre de 1980, de una nueva convención, la cual estableció como los fines del IICA estimular, promover y apoyar los lazos de cooperación entre sus 32 Estados Miembros para lograr el desarrollo agrícola y el bienestar rural.

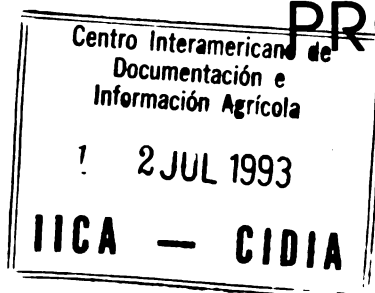
Con un mandato amplio y flexible y con una estructura que permite la participación directa de los Estados Miembros en la Junta Interamericana de Agricultura (JIA) y en su Comité Ejecutivo, el IICA cuenta con una amplia presencia geográfica en todos los países miembros para responder a sus necesidades de cooperación técnica.

Los aportes de los Estados Miembros y las relaciones que el IICA mantiene con 14 Observadores Permanentes, y con numerosos organismos internacionales, le permiten canalizar recursos humanos y financieros en favor del desarrollo agrícola del hemisferio.

El Plan de Mediano Plazo 1987-1993, documento normativo que señala las prioridades del Instituto, enfatiza acciones dirigidas a la reactivación del sector agropecuario como elemento central del crecimiento económico. En función de esto, el Instituto concede especial importancia al apoyo y promoción de acciones tendientes a la modernización tecnológica del agro y al fortalecimiento de los procesos de integración regional y subregional. Para lograr esos objetivos el IICA concentra sus actividades en cinco Programas que son: Análisis y Planificación de la Política Agraria; Generación y Transferencia de Tecnología; Organización y Administración para el Desarrollo Rural; Comercio y Agroindustria; y Sanidad Agropecuaria.

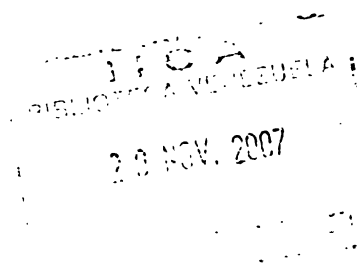
Los Estados Miembros del IICA son: Antigua y Barbuda, Argentina, Barbados, Bolivia, Brasil, Canadá, Chile, Colombia, Costa Rica, Dominica, Ecuador, El Salvador, Estados Unidos de América, Grenada, Guatemala, Guyana, Haití, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, St. Kitts y Nevis, Santa Lucía, San Vicente y las Granadinas, Suriname, Trinidad y Tobago, Uruguay y Venezuela. Funcionan como Observadores Permanentes: Austria, Bélgica, Comunidad Europea, España, Francia, Israel, Italia, Japón, Países Bajos, Portugal, República Árabe de Egipto, República de Corea, República Federal de Alemania y Rumania.

ISSN-0253-4746



SEMINARIO REGIONAL  
DISEÑOS EXPERIMENTALES  
Y METODOLOGIAS ESTADISTICAS  
EN CACAO

Ahmad R. Rafle  
James Corven  
Guillermo Villanueva  
(Editores)



San Pedro Sula, Honduras  
17-18 setiembre, 1990

RED REGIONAL DE GENERACION Y TRANSFERENCIA  
DE TECNOLOGIA EN CACAO (PROCACAO)

PROGRAMA II: GENERACION Y TRANSFERENCIA DE TECNOLOGIA

1107  
JUN 07 11:50  
20092 03

© Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA).

Derechos Reservados. Prohibida la reproducción total o parcial de este documento sin autorización escrita del IICA.

Las ideas y planteamientos contenidos en los artículos firmados son propios de los autores y no representan necesariamente el criterio del Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura.

El Centro Interamericano de Documentación e Información Agrícola (CIDIA), a través de su Servicio Editorial e Imprenta, es responsable por la edición de estilo, levantado de texto, montaje, fotomecánica e impresión de esta publicación.

PL-6500

00002171

**Seminario Regional Diseños Experimentales y Metodologías Estadísticas en Cacao (1990 : San Pedro Sula, Hond.)**

Diseños experimentales y metodologías estadísticas en cacao / ed. por Ahmad R. Rafie, James Corven, Guillermo Villanueva. - San José, C.R. : Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura. Red Regional de Generación y Transferencia de Tecnología en Cacao : Fundación Hondureña de Investigación Agrícola, 1992. 92 p. : 28 cm. - (Serie de Ponencias, Resultados y Recomendaciones de Eventos Técnicos, ISSN 0253-4746 / IICA ; no. A1/SC-92-03)

1. Diseño de experimentos.
2. Análisis estadístico.
3. Theobroma cacao - Investigaciones. I. Rafie, Ahmad R. II. Corven, James. III. Villanueva, Guillermo. IV. IICA. Red Regional de Generación y Transferencia de Tecnología en Cacao. V. Fundación Hondureña de Investigación Agrícola. IV. Título. VII. Serie.

AGRIS U10

DEWEY 001.434

**SERIE DE PONENCIAS, RESULTADOS Y  
RECOMENDACIONES DE EVENTOS TECNICOS  
ISSN-0253-4746  
A1/SC-92-03**

Mayo, 1992  
San José, Costa Rica

Esta publicación es auspiciada por la Red Regional de Generación y Transferencia de Tecnología en Cacao (PROCACAO), con fondos aportados por la Oficina Regional de Programas para Centroamérica (ROCAP) de la Agencia para el Desarrollo Internacional (AID). El IICA coordina y administra la Red con la participación del Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza (CATIE) y la Fundación Hondureña de Investigación Tropical (FHIA).



## INDICE

<b>PRESENTACION</b> .....	5
<b>PONENCIAS</b> .....	7
Una introducción a la problemática de variaciones en investigación sobre cacao. <i>A. Raffie; J. A. Sánchez</i> .....	9
Experiencia del CATIE en el uso de diseños y metodologías estadísticas sobre cacao. <i>J. Morera, W. Phillips, A. Mora y A. Paredes</i> .....	15
Utilización de dispositivos en parejas en experimentación cacaotera. <i>C. Cilas y R.A. Muller</i> .....	29
Analysis of cocoa ( <i>Theobroma cacao</i> L.) progeny trials in Trinidad: Inference bands and their use in comparison of yield. <i>I. Bekele</i> .....	37
Una alternativa para la integración de variables en la evaluación de la resistencia en cacao: Análisis "Cluster" <i>O. E. Brenes Gómez</i> .....	45
Dispositivos experimentales y selección en el cacaotal. <i>C. Cilas</i> .....	51
Statistical procedure for comparison of linear models. <i>E. Sena Freire; L. Pereira Dos Santos Filho</i> .....	65
Evaluación de la estabilidad del rendimiento en seis densidades de siembra en cacao. <i>F. O. Osorio García</i> .....	75
<b>GRUPOS DE TRABAJO. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES</b> .....	83
<b>ANEXO 1.</b>	
Programa del Seminario Regional sobre Diseños Experimentales y Metodologías Estadísticas en Cacao .....	91



## **PRESENTACION**

La Red Regional de Generación y Transferencia de Tecnología en Cacao (PROCACAO) continúa dando apoyo a todos los países que la conforman, a fin de incrementar la capacidad institucional en la adopción y transferencia de tecnología actualizada para el cultivo del cacao.

En esta oportunidad, reunidos en las instalaciones de la Fundación Hondureña de Investigación Agrícola (FHIA), PROCACAO materializa su apoyo por medio de la realización de este seminario regional sobre Diseños Experimentales y Metodologías Estadísticas en Cacao.

Es del conocimiento, y motivo de preocupación para todos los investigadores o científicos de la región involucrados en cacao, la dificultad en el seguimiento de una metodología de investigación uniforme, para el diseño, toma de datos, análisis e interpretación de los resultados.

El objetivo final de este seminario no fue el obtener tal metodología de investigación uniforme; sino, que la comparecencia de gran cantidad de investigadores, reunidos en un foro, para que ellos mismos expusieran y explicaran las metodologías que están usando en sus trabajos y sus posibles aplicaciones.

Este evento contó con la presencia de científicos provenientes no sólo de la región centroamericana y de Panamá, sino también del Caribe —Universidad de West Indies (UWI) de Trinidad y Tobago e Instituto de Investigación y Desarrollo del Caribe (CARDI)— y de Europa —Instituto de Investigación del Café y Cacao (IRCC/CIRAD), de Francia. Participaron también delegados de países observadores dentro de PROCACAO.

Los temas expuestos en este seminario proporcionaron información actualizada, útil y valiosa, sobre las diferentes metodologías estadísticas en la investigación del cultivo de cacao.

PROCACAO planifica estos seminarios regionales como respuesta a los requerimientos sobre temas claves y prioritarios en cacao. Temas que serían muy difíciles de discutir en cada país en forma particular, pero que, así, contribuyen al intercambio de la cooperación técnica recíproca entre los países que integran la Red. Entre los seminarios regionales que se han realizado en el marco de PROCACAO, y que tocan temas claves para los países, están los siguientes: desarrollo de germoplasma, tecnología de poscosecha y calidad de cacao, y economía de la producción y comercialización de cacao.

La oficina coordinadora de PROCACAO, con sede en el Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA), agradece la cooperación y hospitalidad de la FHIA para

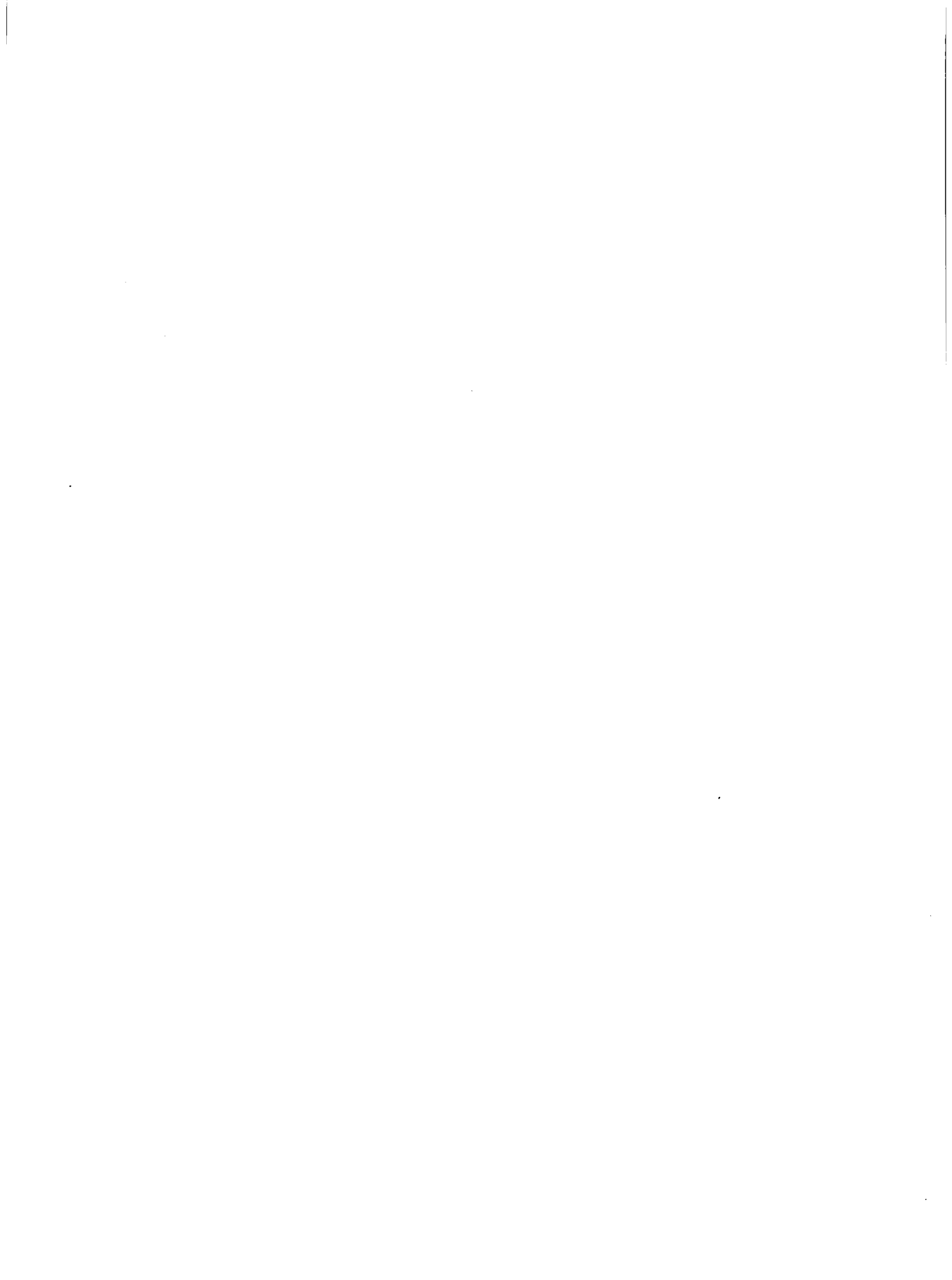
la realización de este evento, así como el apoyo brindado por otras instituciones involucradas con la Red, a saber: el Centro Agronómico Tropical para la Investigación y la Enseñanza (CATIE), la Fundación Panamericana para el Desarrollo (FUPAD) y la *Hershey Foods Corporation*.

Guillermo Villanueva  
Coordinador de PROCACAO  
Setiembre de 1991



**PONENCIAS  
SEMINARIO REGIONAL  
DISEÑOS EXPERIMENTALES  
Y METODOLOGIAS ESTADISTICAS  
EN CACAO**

---



## UNA INTRODUCCION A LA PROBLEMATICA DE VARIACIONES EN INVESTIGACION SOBRE CACAO

---

A. Raffie\*  
J.A. Sánchez\*\*

En la mayoría de las zonas tropicales donde se cultiva el cacao, los resultados de investigación se obtienen de experimentos realizados en plantaciones ya establecidas.

Debido a que es muy raro encontrar plantaciones consistentes de un clon, lo que además no es recomendable técnicamente, por lo general, los árboles cultivados son híbridos procedentes de semilla. Y existe una gran variación genética entre los árboles que conforman estas plantaciones híbridas.

Esta heterogeneidad, combinada con factores de suelo, de clima y, en algunos casos, de edad en ciertos árboles —cuando ha habido reemplazo de árboles originales que han sufrido algún accidente—, causa altos niveles de variación que en ocasiones no permiten a los investigadores estimar los efectos de los tratamientos aplicados (Latode 1974).

La experiencia ha mostrado que las diferencias encontradas en estudios, tanto en cultivos anuales como en perennes, derivan de la aplicación de una metodología estadística rutinaria, la que en muchos casos falla al querer estimar exactamente el efecto de los tratamientos.

Habría dos soluciones para mejorar la investigación en cacao:

- Usar una metodología estadística más compleja, tal como análisis de covarianza y modelos no lineales que permitan a los investigadores manejar la naturaleza de la variación en los experimentos de cacao.
- Usar una metodología estadística más simplificada en combinación con tratamientos de estructura también simplificada, tales como experimentos pareados.

---

\* Jefe Unidad de Biometría, FHIA, La Lima, Cortés, Honduras.

\*\* Líder del Programa de Cacao, FHIA, La Lima, Cortés, Honduras.

Cada una de estas dos soluciones tiene sus ventajas y desventajas, dependiendo de las circunstancias y disponibilidad de recursos; tales como un buen entrenamiento estadístico y disponibilidad de paquetes estadísticos computadorizados.

Debe recordarse que, en muchos casos, los investigadores en cacao utilizan una metodología estadística regular y que, también, no han recibido el suficiente entrenamiento para manejar soluciones complejas.

Se espera que, durante los dos días siguientes, nuestros colegas exploren y compartan sus experiencias en relación con los diseños y métodos de análisis estadísticos en la experimentación con cacao.

**Cuadro 1. Registros de producción en grupos de 10 árboles de cacao en una típica población híbrida de 14 años de edad. La Masica, Atlántida, Honduras (junio 1988-mayo 1989)\*.**

Grupo	Total mazorcas	Producción media/árbol	Rango por grupo
1	140	14.0	0-44
2	239	23.9	2-70
3	124	12.4	0-27
4	146	14.6	0-40
5	215	21.5	1-72
6	195	19.5	2-52
7	190	19.0	7-29
8	219	21.9	7-29
9	165	16.5	3-61
10	189	18.9	7-34
11	193	19.3	6-51
12	140	14.0	0-32
13	148	14.8	0-36
14	293	29.3	4-66
15	219	21.9	0-65
16	150	15.0	0-31
17	86	8.6	0-27
18	70	7.0	0-23
19	131	13.1	0-44
20	171	17.1	0-61
21	476	47.6	8-99
22	361	36.1	7-85
23	313	31.3	4-82
24	338	33.8	7-77
25	308	30.8	2-97
26	274	27.4	0-68
27	266	26.6	3-72
28	185	18.5	0-55
29	390	39.0	0-65
30	328	32.8	4-61
$\bar{X}$ General	222.0	22.2	2.46-56.6

Notas:\* Adaptado de Dubón 1990.

Ahora, para introducir más el tema, se presentan algunos cuadros y figuras donde se ilustran ejemplos sobre la naturaleza del problema.

En el Cuadro 1 se muestra el total de frutos producidos por grupos de 10 árboles en una típica población híbrida de 14 años de edad; también se presenta el número mínimo, medio y máximo de frutos por árbol dentro de cada grupo.

Se observa, en el Cuadro 1, la gran variabilidad entre grupos y entre los árboles de un mismo grupo: 70 frutos frente a 476 frutos entre los grupos 18 y 21, respectivamente, y un rango de 7 a 29 frutos en el grupo 7, mientras que en el grupo 25 la producción fue de 2 a 97 frutos por árbol. En general, en el lote de 300 árboles hubo 23 con cero frutos en todo el año, y 11 con 70 o más frutos en el mismo período. En la Figura 1 se presenta la frecuencia de árboles según categorías de producción. Se observa que la distribución no es normal, presentándose un sesgo hacia la izquierda que indica una gran proporción de árboles con baja producción.

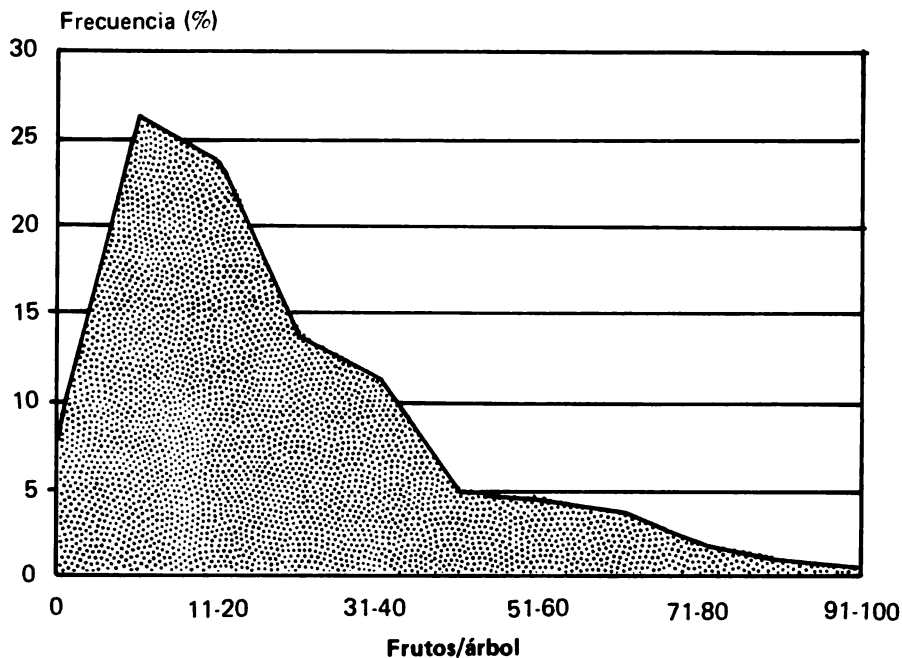


Fig. 1. Honduras: Frecuencia de árboles según producción de frutos en una población híbrida de cacao, La Masica (1991).

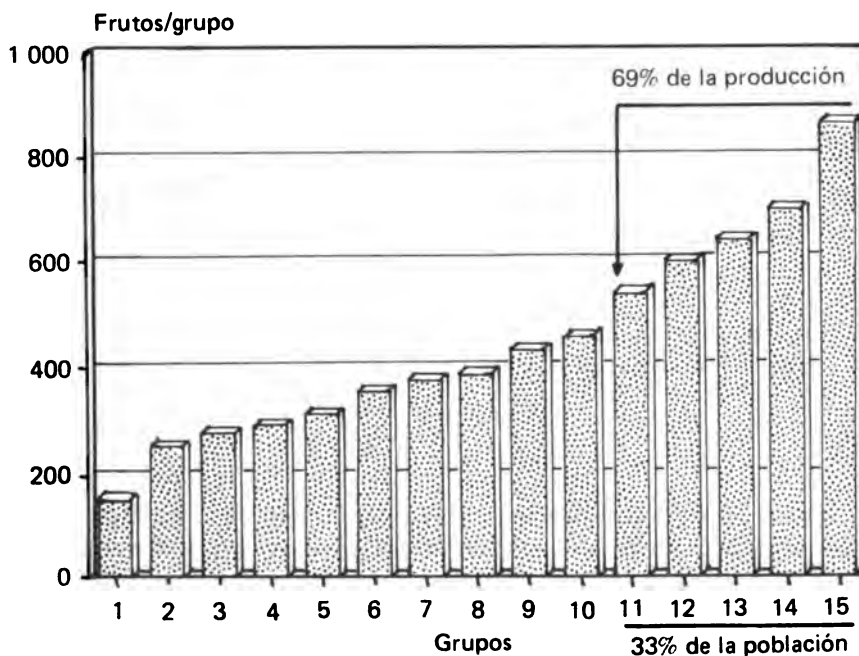
Es conocida que esta gran variabilidad en las poblaciones de cacao, propagadas por vía sexual, es una seria limitante en la investigación con este cultivo, especialmente cuando se usan diseños tradicionales. La desviación estándar para cada uno de los grupos de 10 árboles, en el ejemplo antes citado, se presenta en el Cuadro 2 y se observan valores desde 7.30 (grupo 3)

hasta 30.1 (grupo 21). Esto dificulta detectar diferencias significativas entre tratamientos debido a un error experimental alto como consecuencia de la variabilidad en el material genético.

**Cuadro 2.** Desviación estándar para la variable producción de frutos en grupos de 10 árboles de cacao híbrido. La Masica, Atlántida, Honduras (junio 1988-mayo 1989).

Grupo	Desviación estándar	Grupo	Desviación estándar
1	15.6	16	10.6
2	19.2	17	9.1
3	7.3	18	6.7
4	15.1	19	14.8
5	24.1	20	18.3
6	17.9	21	30.1
7	7.6	22	23.3
8	20.2	23	26.6
9	19.5	24	21.9
10	9.3	25	26.6
11	13.3	26	26.7
12	12.2	27	21.8
13	12.9	28	21.1
14	25.5	29	22.6
15	24.8	30	16.0

En la Figura 2, se presenta la producción de frutos por grupos de 20 árboles en orden ascendente, encontrándose que sólo el 33% de los árboles son responsables del 69% de la producción.



**Fig. 2.** Honduras: Producción de frutos por grupos de 20 árboles en una población híbrida de cacao, La Masica (1991).

La heterogeneidad en la producción de las poblaciones de cacao, propagadas sexualmente, se presenta tanto entre árboles procedentes de distintos cruces ("híbridos"), como entre aquellos que tienen progenitores comunes. En el Cuadro 3, se resume la información de tres híbridos de cuatro años de edad, sembrados en la zona atlántica de Costa Rica.

**Cuadro 3. Variabilidad de patrón de producción en tres híbridos de cacao de cuatro años en la zona atlántica de Costa Rica\*.**

Híbrido	Arboles (número)	Frutos/árbol ( $\bar{X}$ )	Rango	Desviación estándar
1	18	21.2	7-47	14.0
2	18	17.3	6-37	8.3
3	18	18.8	7-33	7.8

**Nota:**

\* Registros de finca Dulce Nombre, suministrados por el Ing. Jorge H. Echeverri.

De la información de los cuadros 1 y 3, se desprende que la variabilidad en la producción de poblaciones híbridas de cacao se manifiesta desde temprana edad y se mantiene al aumentar la edad de la plantación. Es clara la dificultad que afronta el investigador para detectar e interpretar los resultados; ya sea porque el error experimental es muy alto y no permite captar diferencias entre los tratamientos, o porque los resultados no son consistentes en el tiempo o con los obtenidos por otros investigadores. Se espera en este seminario avanzar al respecto.

**BIBLIOGRAFIA**

DUBON, A. 1990. Estudio de la variabilidad en la producción de una típica población híbrida de cacao (*Theobroma cacao* L.). 13 p.

Presentado en: VI Semana Científica de Investigación. Centro Universitario Regional del Litoral Atlántico (CURLA).

LOTODE, R.; MULLER, R.A. 1974. Problems of experimentation with cocoa trees. In *Phytophthora* disease of cocoa. Longman, London. p. 23-50.





# EXPERIENCIA DEL CATIE EN EL USO DE DISEÑOS Y METODOLOGIAS ESTADISTICAS SOBRE CACAO

---

J. Morera\*  
W. Phillips\*  
A. Mora\*  
A. Paredes\*

## RESUMEN

El Centro de Agronomía Tropical de Investigación y Enseñanza (CATIE), anteriormente Instituto Interamericano de Ciencias Agrícolas (IICA), durante más de cuarenta años de investigación en cacao, ha usado varios diseños experimentales y metodologías estadísticas para evaluar sus experimentos.

Dentro de la gran cantidad de ensayos figuran aspectos relacionados con la genética, fitopatología, agronomía, horticultura, fisiología y calidad, donde se incluye el beneficio (fermentado y secado).

Para llevar a cabos estos experimentos se han utilizado diversos diseños experimentales, que, por su frecuencia, sobresalen los bloques completos al azar, látices y dialelos. Menos usual ha sido el empleo de "irrestringidos" al azar, factoriales, y parcelas divididas.

Además, en el CATIE se han estudiado aspectos de gran relevancia como el tamaño mínimo de parcela y la cantidad máxima de años de evaluación que requiere un experimento para la selección de los genótipos o los tratamientos elites.

El cacao es una especie alógama de alta variabilidad genética. Ello ha creado problemas para decidir si las diferencias entre unidades experimentales resultan de una variabilidad no tomada en cuenta o si, por el contrario, se deben a los efectos reales del tratamiento.

El programa actual de mejoramiento de cacao, en concordancia con el plan estratégico del CATIE, considera que los nuevos experimentos por establecer en cacao deben ser tan simples como sea posible; tener una alta probabilidad de alcanzar los objetivos para los cuales fueron

---

\* CATIE, Programa Mejoramiento Cultivos Tropicales, Turrialba, Costa Rica.

diseñados; en lo posible, reducir los errores sistemáticos y el número de años de evaluación; y, finalmente sus conclusiones deben representar un amplio rango de condiciones ambientales.

## **INTRODUCCION**

El IICA, desde 1950 a 1972, y el CATIE, desde 1973 hasta el presente, han estado utilizando en el Programa de Cacao diversos diseños experimentales para evaluar sus experimentos.

La institución ha tenido la ventaja de contar con un área experimental de cacao de 115 hectáreas, ubicadas en su sede en Turrialba (15 hectáreas) y en la finca La Lola, en la zona atlántica (100 hectáreas). En Turrialba, además, se ha tenido a disposición una colección viva de germoplasma de cacao, iniciada en 1950 y que actualmente incluye aproximadamente 700 introducciones. Como complemento importante se ha contado con personal especializado en diferentes disciplinas agronómicas y en estadística.

Con el objeto de incrementar la exactitud de sus experimentos y de obtener resultados confiables y objetivos, en CATIE se han usado diversos diseños experimentales en cacao, en los que prima como regla de trabajo, utilizar el diseño más simple que satisfaga las necesidades de la investigación.

Grandes avances han ocurrido en los últimos cincuenta años respecto de los diseños experimentales y procedimientos estadísticos para facilitar comparaciones entre cultivares.

Dependiendo del número de semilla híbrida o clones, con que se cuente en un programa de cacao, se puede tener la oportunidad para incrementar la cantidad de plantas por parcela o el número de parcelas de cada cultivo o ambas. Así, al aumentar el número de parcelas de cada cultivar y al usar un diseño apropiado de prueba, es posible someter los datos a un análisis estadístico, usualmente llamado ANALISIS DE VARIANCIA.

El propósito de este documento consiste en mostrar la experiencia del CATIE en el uso de diseños y metodologías estadísticas en cacao, y contribuir al conocimiento regional al respecto dentro del marco de PROCACAO.

## **CARACTERISTICAS DE LAS PLANTAS PERENNES**

Los cultivos perennes en la mayoría de los casos son muy diferentes de los anuales y, por lo tanto, necesitan métodos estadísticos especiales para su estudio. Su ciclo de vida es mucho más largo y durante el mismo pueden estar expuestos a graves problemas relacionados con: sitio, ambiente, manejo, plagas, enfermedades, otros. Por ende, debe tenerse gran precaución durante la planificación y ejecución de los experimentos.

Los cultivos perennes, además de tener ciclos de vida mucho más largos que los cultivos anuales, son de más amplio interés como plantas individuales. De esta manera, un árbol de cacao puede ser medido y considerado individualmente; sin embargo, un cultivo anual usualmente es estudiado en grupos de varios miles de plantas.

Respecto de las fuentes de variación en el caso de árboles, se puede indicar que la variación ambiental es una de tantas; mientras que en los cultivos anuales la gran cantidad de plantas ocupada por la misma área del árbol o árboles, compensa algunos factores de variación, dejando solamente los de tipo ambiental —tales como el suelo— para ser considerados.

Otras características de los cultivos perennes incluyen los problemas por muerte de plantas; el tamaño del área experimental; la fuente de error —no se puede asumir que la variación es ambiental como en los cultivos anuales— que puede ser pequeña o grande, dependiendo de los factores que residen en la constitución del árbol mismo; los defectos de las plantas; la selección del sitio; las diferencias de crecimiento de las plantas; la uniformidad, tanto en los elementos físicos como químicos, del suelo; y el tipo de diseño utilizado.

Debe tenerse gran consideración en el balance entre la variación ambiental y la variación genética. A largo plazo, en el material multiplicado por medio de semillas puede esperarse gran diversidad en la progenie, mientras que, con materiales clonales, se pueden reducir estos efectos (excepto cuando se presenta incompatibilidad entre injertos y patrones).

## EXPERIENCIA DEL CATIE CON DISEÑOS EXPERIMENTALES

Con el objeto de que sirva de ilustración acerca de los diseños experimentales usados en el CATIE, los experimentos pueden ser agrupados en cuatro grandes grupos según su naturaleza: agronomía, mejoramiento genético, fitopatología/entomología y beneficio del cacao.

En los cuadros 1, 2, 3 y 4 se anota una muestra representativa de los experimentos realizados en esos temas, indicándose la identificación del experimento, el año en que se estableció, el tipo de experimento, el diseño experimental, la cantidad de repeticiones y el número de plantas por repetición y, en los casos pertinentes, la distancia(s) de siembra utilizada(s).

Cuadro 1. Algunos experimentos de cacao realizados en CATIE en aspectos agronómicos, a partir de 1954.

Exp.	Año inicio	Tipo de experimento	Diseño experimental	Rep.	PL/Rep.	Dist. siembra
LL-2	1954	Efecto de NPK y sombra	Factorial	6	—	3 x 3
LL-7	1958	Efecto de N,P,Ca y Mg con o sin sombra	Factorial	2	9	4 x 4
LL-22	1965	Densidad de siembra de híbridos	Parcelas subdivididas en bloques	3	4, 6 y 9	4 x 4, 2 x 2 4 x 2
Ca-300	1985	Efecto de sistemas de poda	Bloques	4	25	2 x 2, 4 x 4
Ca-107	1985	Estudio del desarrollo fenológico de la producción de cacao	Bloques	4	5	3 x 3
Ca-200	1986	Pruebas de microparcels de maíz para evaluar la fertilidad de suelos para cacao	Bloques	4	30*	—

Notas: \* Plantas de maíz utilizadas como indicadoras.

Cuadro 2. Algunos experimentos de cacao realizados en el CATIE en el área de mejoramiento genético, a partir de 1954.

Exp.	Año inicio	Tipo de experimento	Diseño Experimental	Rep.	PL/Rep.	Dist. siembra
T-1	1954	Evaluación de clones UF con diferente reproducción	Parcela subdividida sobre bloques	4	12	3 x 3
LL-1	1955	Evaluación de clones UF con diferente reproducción	Látice cuádruple balanceado 4 x 4	5	6	3 x 3
LL-3	1955	Evaluación de P.A. de clones UF y de Matina	Bloques	4	5	3 x 3
Hul-1	1958	Evaluación de híbridos P.A.	Bloques	4	12	2 x 2
Hul-2	1958	Evaluación híbridos interclonales	Bloques	4	12	2 x 2
Hul-3	1959	Ensayo regional de híbridos	Bloques	6	9	4 x 2.5
LL-9	1959	Comparación híbridos y clones P.A.	Bloques	3	20	2 x 2
LL-11	1959	Evaluación estacas, híbridos y P.A.	Bloques	4	16	3 x 3
LL-12	1959	Evaluación híbridos, P.A. y ordinarios	Bloques	5	16	3 x 3
LL-14	1960	Ensayo de máximo rendimiento	Bloques	varios		2.5 x 4
T-4	1960	Evaluación híbridos y Matina	Bloques	5	16	3 x 3
LL-8	1961	Evaluación clones CC, UF y R	Látice cuádruple 5 x 5	3	9	4 x 4
T-6	1961	Evaluación habilidad combinatoria de clones UF	Bloques	5	18	1.7 x 1.7
T-7	1961	Evaluación híbridos, autofecundación y P.A.	Bloques	4	16	2 x 2.5
T-9	1961	Herencia de tipos de mazorca	Bloques	5	15	2 x 2.5
LL-19	1965	Evaluación habilidad combinatoria general	Látice rect. cuádruple 7	4	16	2 x 2
LL-20	1965	Selección temprana por vigor de plantas	Parcelas divididas en bloques	3	16	2 x 2
LL-21	1965	Producción de cruces recíprocas	Bloques	3	16	2 x 2
LL-27	1966	Comparación de selección CC	Látice simple 6 x 6	4	6	2 x 4
LL-28	1966	Efecto endocría de carácter cuantitativo	Bloques	5	6	2 x 2
T-11	1967	Aleatorización de material irradiado	Bloques	4	6	2 x 2
T-12	1970	Evaluación híbridos de Catongo y criollo	Bloques	5	16	-
Ca-15	1985	Evaluación híbridos promisorios mejicanos	Bloques	4	10	3 x 2
Ca-40	1986	Evaluación de 56 híbridos promisorios o rendimiento	Bloques	40	1	3 x 2
Ca-43	1987	Comparación de cruces interclonales comerciales	Bloques	4	8	3 x 3
	1989	Evaluación de 14 clones promisorios para rendimiento	Bloques	4	20	2 x 2 x 4
	1989	Evaluación de 25 híbridos de cacao en Quepos, Costa Rica	Bloques	25	1	3 x 3

Cuadro 3. Algunos experimentos de cacao realizados en el CATIE en el área de patología y entomología, a partir de 1958.

Exp.	Año inicio	Tipo de experimento	Diseño experimental	Rep.	PL/Rep.	Dist. siembra
LL-6	1958	Efecto del DDT, Dieldrin y caldo bordelés	Bloques	3	70	4 x 4
LL-10	1958	Causas y control de agalla floral	Parcelas divididas	6	10	3 x 3
LL-13	1959	Evaluación fungicidas y aceite contra mazorca negra	Bloques	5	4	3 x 3
LL-16	1961	Experimentaciones con insecticidas	Bloques	4	49	4 x 4
T-8	1961	Herencia de resistencia a buba floral	Bloques	4	15	2.5 x 2
LL-18	1963	Evaluación híbridos de padres res. a <i>Phytophthora</i>	Látice cuádruple 5 x 5	4	18	2 x 2
LL-23	1965	Insecticidas y fungicidas contra <i>die-back</i>	Bloques	6	20	4 x 4
LL-25	1966	Evaluación fungicidas contra mazorca negra	Bloques	4	30	4 x 4
LL-26	1966	Herencia de resistencia a <i>ceratocystis</i>	Látice simple 6 x 6	4	6	2 x 4
T-14	1972	Herencia de resistencia a mazorca negra	Látice balanceado	4	6	3 x 3
Ca-11	1983	Evaluación híbrida para resistencia a monilia	Bloques	4	12	3 x 3
Ca-30	1985	Comp. de clones promisorios con resistencia a moniliasis	Bloques	4	6	3 x 4
Ca-8	1986	Estudio de la herencia de resistencia a mal de machete	Bloques	4	8	3 x 3
Ca-9	1986	Resistencia a <i>Phytophthora</i>	Bloques	4	12	3 x 3
	1989	Evaluación de ocho híbridos y tres clones promisorios con resistencia a moniliasis	Bloques	4	20	3 x 3

**Cuadro 4. Algunos experimentos realizados en el CATIE sobre beneficio del cacao, a partir de 1986.**

Exp.	Año inicio	Tipo de experimento	Diseño experimental	Rep.	PL/Rep.	Dist. siembra
	1986	Herencia de la capacidad de fermentación, peso medio de almendra, contenido de testa y porcentaje de grasa en el cacao. Tesis.	a. Dialélico tres de Griffing (modelo) de efectos fijos)	3	—	—
			b. Bloques	3	—	—
				5	6	—
	1988	Comparación de fermentación de pequeñas cantidades de cacao en tres diferentes altitudes de Costa Rica. Tesis.	Parcelas subdivididas	4	—	—
	1988	Investigación de métodos de fermentación de cacao para pequeños agricultores en seis localidades de Costa Rica. Tesis.	Arreglo factorial anidado	—	—	—

### Bloques al azar

Como puede observarse en los cuadros mencionados, el diseño comúnmente empleado ha sido el de bloques al azar. Este permite un agrupamiento simple y puede usarse para eliminar simultáneamente la variación procedente de cierto número de fuentes. De hecho, este es el diseño experimental más utilizado en agricultura y, si se logra un grado de precisión satisfactorio, existe poca necesidad de utilizar otros diseños.

**Cuadro 5. Ejemplo de la distribución de tratamientos en bloques al azar para nueve tratamientos.**

Bloque I	Bloque II	Bloque III
8 5 9	6 5 1	7 1 6
2 6 3	2 4 3	8 2 4
7 1 4	7 8 9	9 5 3

En este diseño los tratamientos se asignan aleatoriamente a un grupo de unidades experimentales denominadas bloques. El objetivo consiste en mantener la variabilidad entre unidades experimentales dentro de un mismo bloque, tan pequeño como sea posible, y destacar las diferencias entre bloques (Little y Hills 1983). Esto resulta muy conveniente en experimentos

en los que se evalúan materiales de cacao en el campo, dadas las condiciones variables usualmente encontradas en los suelos.

La amplia utilización de ese diseño, se debe a las siguientes ventajas (Cochran y Cox 1978):

- Por medio de la agrupación se obtienen resultados más exactos que cuando se usan diseños completamente al azar.
- Puede incluirse cualquier número de tratamientos y repeticiones.
- Su análisis estadístico es sencillo y puede incluir parcelas perdidas.
- Si la variancia del error experimental es mayor para algunos tratamientos que para otros, aún puede obtenerse un error no sesgado para probar cualquier combinación específica de las medias de los tratamientos.

### Látices

El segundo tipo de diseño más utilizado es el de látices (cuadros 6 y 7), dentro de los cuales existe una amplia variedad de posibilidades, tales como látices balanceados, cuadrados simples, triples, entre otros.

Los diseños en látices corresponden a aquellos en los cuales los bloques son incompletos, o sea, no incluyen todos los tratamientos con el objeto de reducir la heterogeneidad entre bloques, en una mayor proporción de lo que es posible con bloques al azar o cuadrados latinos. Fueron desarrollados para experimentos en mejoramiento genético y en selección de plantas, en los que se desea hacer todas las comparaciones entre pares de tratamientos con igual precisión. Su uso, en cacao, incluye experimentos relacionados con evaluaciones de materiales genéticos; tanto para la selección con base en la producción, como para la resistencia a enfermedades.

En los látices balanceados cada par de tratamientos está presente una sola vez en cada bloque. El número de tratamientos debe conformar un cuadrado exacto (4, 9, 16, otros, tratamientos), y el número de unidades, incluida en cada bloque, debe corresponder a la raíz cuadrada de la cantidad total de tratamientos. A continuación se muestra un ejemplo:

**Cuadro 6. Ejemplo de la distribución de tratamientos en un diseño balanceado con nueve tratamientos en cuatro látices cuadrados.**

	Rep. 1	Rep. 2	Rep. 3	Rep. 4
	1 2 3	4 5 6	7 8 9	10 11 12
	(1) 1 2 3	(4) 1 4 7	(7) 1 5 9	(10) 1 8 6
Hileras	(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

En los látices cuadrados, los tratamientos y las unidades por bloque se agrupan y conforman un tipo de cuadrado latino que permite la eliminación de la variación debida a los dos tipos de agrupamiento. Cada par de tratamientos ocurre una vez en la misma hilerera y una vez en cada columna, por lo que todas las comparaciones entre pares de tratamientos tienen la misma precisión. A continuación se muestra un ejemplo:

**Cuadro 7.** Ejemplo de la distribución de tratamientos en un diseño balanceado con nueve tratamientos en cuatro látices cuadrados.

	Rep. 1	Rep. 2	Rep. 3	Rep. 4
Hileras	(1) 1 2 3	(4) 1 4 7	(7) 1 6 8	(10) 1 9 5
	(2) 4 5 6	(5) 2 5 8	(8) 9 2 4	(11) 6 2 7
	(3) 7 8 9	(6) 3 6 9	(9) 5 7 3	(12) 8 4 3

### Factoriales

Los factoriales han sido usualmente usados en CATIE en experimentos relacionados con fertilización, como puede observarse en el Cuadro 1.

El factor es una clase de tratamiento y, en experimentos factoriales, cada uno proporcionará varios tratamientos.

El término nivel se refiere a los diferentes tratamientos dentro de un factor y tiene, actualmente, un sentido general que implica una cantidad o estado de un factor. El número de factores y niveles que pueden compararse en un experimento sólo se limita por consideraciones prácticas (Steel y Torrie 1985).

Así, un experimento factorial es aquel en el que el conjunto de tratamientos consiste en todas las combinaciones posibles de los niveles de varios factores. En el término "factorial" está implícito el concepto de un diseño de tratamiento (Steel y Torrie 1985).

**Cuadro 8.** Sistema de notación para un experimento factorial con dos factores y dos niveles de cada factor (cuatro tratamientos).

		Factor A	
Factor	Nivel	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>
B	b <sub>1</sub>	a <sub>1</sub> b <sub>1</sub>	a <sub>2</sub> b <sub>1</sub>
	b <sub>2</sub>	a <sub>1</sub> b <sub>2</sub>	a <sub>2</sub> b <sub>2</sub>



Cochran y Cox (1978) mencionan que la experimentación factorial puede ser adecuada en:

- Trabajos de exploración cuando se sabe poco sobre niveles óptimos de los factores, o ni siquiera se conocen los importantes.
- Investigaciones de las interacciones entre los efectos de varios factores. Por su naturaleza, las interacciones no se pueden estudiar sin probar algunas de las combinaciones que se forman de los diferentes factores y, frecuentemente, la información se obtiene mejor probando todas las combinaciones.
- Experimentos diseñados para poder llegar a recomendaciones que deben aplicarse a una gran variedad de condiciones.

**Parcelas divididas**

En experimentos factoriales, el conjunto de todas las combinaciones de tratamientos se aplicó a las unidades experimentales de acuerdo con un proceso de selección apropiado para que el diseño resultara completamente aleatorio; ya sea de bloques completos aleatorizados o de cuadrado latino. Pero son posibles otros procesos de aleatorización. Una de las aleatorizaciones alternas da lugar al diseño de parcelas divididas, que es una clase especial de diseño de bloques incompletos (Steel y Torrie 1985).

El principio básico es que las parcelas o unidades completas, a las cuales se les aplica niveles de uno o más factores, se dividen en subparcelas o subunidades a las que se aplica niveles de uno o más factores adicionales. De este modo, cada unidad completa se convierte en un bloque para los tratamientos de subunidades (Steel y Torrie 1985).

Si un experimento está planeado originalmente para probar un factor A con cinco niveles, la división de cada parcela en mitades permite la introducción de un factor adicional B en dos niveles. Dentro de cada parcela, los dos niveles de B se asignan al azar a las dos subparcelas. Si las parcelas completas están diseñadas en bloques al azar, el diseño observado corresponde al ejemplo del Cuadro 9.

Cuadro 9. Ejemplo de un diseño en parcelas divididas.

Rep.1	Rep. 2	Rep. 3
$a_3 \ a_1 \ a_2 \ a_0 \ a_4$	$a_1 \ a_4 \ a_0 \ a_2 \ a_3$	$a_4 \ a_1 \ a_3 \ a_0 \ a_2$
$b_0 \ b_1 \ b_0 \ b_0 \ b_0$ $b_1 \ b_0 \ b_1 \ b_1 \ b_1$	$b_1 \ b_1 \ b_0 \ b_0 \ b_0$ $b_0 \ b_0 \ b_1 \ b_1 \ b_1$	$b_1 \ b_0 \ b_0 \ b_0 \ b_1$ $b_0 \ b_1 \ b_1 \ b_1 \ b_0$

Las diferencias entre estos bloques se confunden con las diferencias entre los niveles de A. Es decir, se confunden los efectos principales de A. Por lo tanto, el diseño de parcelas divididas se considera, en algunas ocasiones, como un diseño en el cual ciertos efectos principales están confundidos (Cochran y Cox 1978).

El diseño de parcelas divididas tiene las siguientes características (Cochran y Cox 1978; Steel y Torrie 1985):

- La principal ventaja del arreglo en parcelas divididas es que permite utilizar factores que requieren cantidades relativamente grandes de material, y factores que requieren sólo cantidades pequeñas de material para ser combinadas en el mismo experimento.
- Comúnmente los efectos B y AB se estiman más precisamente que los efectos de A.

El diseño se usa cuando se desea lograr una mayor precisión en comparaciones entre ciertos factores que en otras. Es ventajoso si los efectos de B y AB son de mayor interés que los efectos de A, o si los efectos de A no pueden ser probados con pequeñas cantidades de material.

- El diseño puede usarse si va a incorporarse en un experimento un factor adicional para aumentar su alcance.
- Se pueden esperar diferencias mayores entre los niveles de ciertos factores que entre los niveles de otros. En este caso, las combinaciones de los tratamientos para los factores donde se esperan diferencias grandes, pueden asignarse aleatoriamente a las unidades completas, simplemente por comodidad.

### Cruzamientos dialélicos

El método que involucra cruces dialélicos ha sido usado en problemas concernientes a herencia cuantitativa (Hayman 1954).

Según Griffing (1956), el método experimental al utilizar cruces dialélicas puede variar, dependiendo de que si se incluyen o no a los padres y las cruces recíprocas, dando margen a cuatro posibilidades o métodos:

- Comprende los padres, las cruces  $F_1$  y las recíprocas ( $p^2$  combinaciones).
- Comprende los padres y las cruces  $F_1$  ( $pp+1$ /combinaciones).
- Comprende las cruces  $F_1$  y las recíprocas  $p(p-1)$ .
- Comprende sólo las cruces  $F_1$ ,  $p(p-1)/2$ .

Cuadro 10. Ejemplo de cruces dialélicos entre cinco clones de cacao del CATIE.

	SCA-6	CAT	POUND-7	CC-42	UF-29
SCA-6	O	+	+	+	+
CAT	-	O	+	+	+
POUND-7	-	-	O	+	+
CC-42	-	-	-	O	+
UF-29	-	-	-	-	O

O = Autofecundaciones  
 + = Cruces  $F_1$   
 - = Cruces recíprocas

## TAMAÑO DE PARCELA EXPERIMENTAL

- El coeficiente de variación (CV) decrece rápidamente al aumentar el tamaño de la parcela de una hasta ocho plantas. A partir de este punto, el CV se mantiene prácticamente insensible al aumento del tamaño de la parcela.
- Si el área experimental es fija, el aumento en el número de repeticiones es más eficaz para reducir el error estándar que aumentar el tamaño de la parcela.
- Podrían usarse parcelas de alrededor de ocho plantas con un número adecuado de repeticiones, según la precisión deseada en el experimento.

Seguidamente en el Cuadro 11 se presenta un ejemplo de tamaño de parcela experimental en cacao.

**Cuadro 11. Coeficiente de variación (CV) y error estándar de la diferencia ( $S_d$ ) del número de mazorcas de cacao, en parcelas de diferente tamaño.**

Arboles por parcela (número)	Repeticiones (número)	Parcelas por bloque (número)	CV (%)	$S_d$ (%)
1	144	4	42.77	5.04
3	48	4	29.12	5.94
6	24	4	22.56	6.51
8	18	4	15.85	6.00
9	16	4	16.66	6.33
12	12	4	14.01	6.78
16	9	4	14.80	7.00
24	6	4	13.40	7.74
36	4	4	12.61	9.01

Fuente: Paéz y Siller 1963.

## PERIODO NECESARIO PARA EVALUAR RENDIMIENTOS

En la evaluación de los rendimientos con cultivos perennes, es un problema general poder determinar, con alguna precisión, cuándo un experimento debe acabar. El criterio del investigador fija el período mínimo de observación, pero también influyen los factores económicos para mantener los experimentos y la naturaleza del cultivo (Soria y Esquivel 1967).

- Un año independiente de observación es suficiente para obtener la verdadera tendencia de producción futura de los árboles y variedades.
- La estimación mejora conforme aumenta la longitud del período de observación a lapsos de dos, tres y cuatro años. Observaciones durante tres años, después de la primera cosecha, constituirían el período recomendable para terminar un experimento. En el caso de plantaciones establecidas, la toma de datos de tres a cuatro años también es recomendable.

## DIAGRAMA DE FLUJO SOBRE EXPERIMENTOS EN CATIE

El CATIE cuenta con un centro de cómputo altamente especializado para el manejo y análisis de información proveniente de diferentes experimentos. Sin embargo, cada programa, en particular, tiene a disposición una unidad de cómputo que también ofrece los servicios para realizar el análisis de datos experimentales y el procesamiento de textos.

La Figura 1 ilustra el esquema de trabajo que se realiza en cacao. El investigador o su asistente recolecta los datos y los presenta a la unidad de cómputo. En ésta se elabora un programa (generalmente en *Clipper*), si el caso lo amerita, para la introducción de los datos en la computadora, los cuales son digitados a través de dicho programa o directamente con algún paquete de *Word*, *Lotus*, o *Dbase*. Luego, los datos son impresos y se entregan al investigador o a su asistente para su verificación. Si hay errores se corrigen. Una vez depurados los datos, se elabora un programa para su análisis (generalmente en *SAS*), de acuerdo con el diseño experimental, con los criterios del investigador y con la naturaleza de los datos. Finalmente, se ejecutan los análisis y se entregan los resultados al investigador para su interpretación y fines procedentes. Esta interpretación puede dar lugar a nuevos análisis.

## CONCLUSIONES

- Los diseños experimentales utilizados por el CATIE en los últimos cuarenta años han sido diversos, y han dependido de la clase de experimento y su finalidad.
- El cacao, como planta alógama de alta heterogeneidad y segregación, dificulta la utilización de diseños experimentales; especialmente cuando se utilizan híbridos o cuando se usan materiales de polinización abierta.
- El diseño de bloques al azar es el más utilizado en los experimentos de cacao en CATIE, debido a las ventajas que aporta.
- El empleo de un número estándar de ocho plantas y el aumento en el número de repeticiones permite lograr una buena precisión; sin necesidad de incrementar el tamaño de la parcela.
- En experimentos de cacao, el número de años de evaluación es esencial en vista de los costos elevados. Por lo tanto, una reducción a tres a cuatro años después de su primera cosecha, parece adecuada para seleccionar genótipos en un ensayo o experimento.

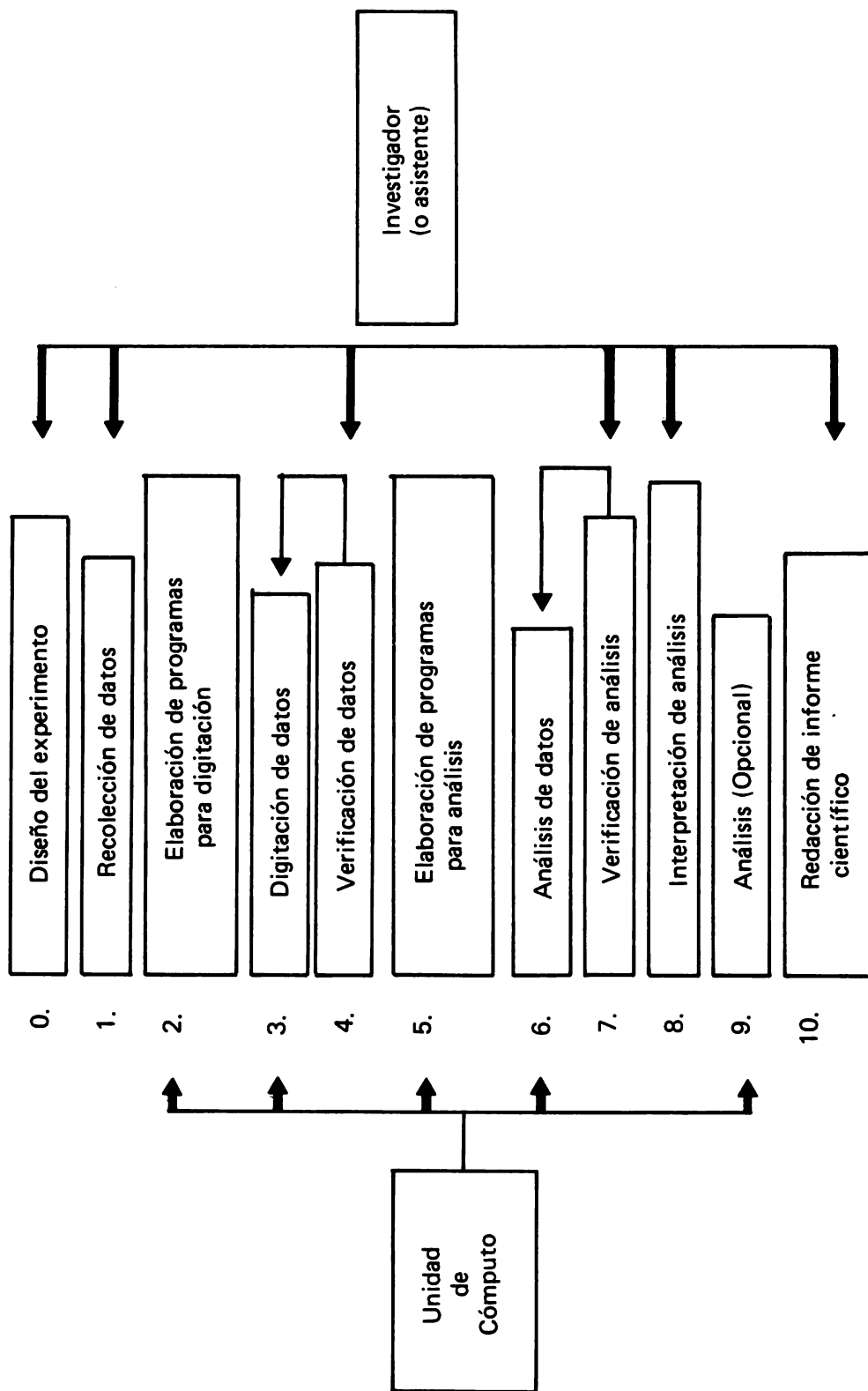


Fig. 1. Flujo de datos de investigación en cacao (CATIE).

**BIBLIOGRAFIA**

- COCHRAN, W.G.; COX, G.M. 1978. Diseños experimentales. México, Trillas. 661 p.
- GRIFFING, B. 1956. A generalised treatment of the use of diallel crosses in quantitative inheritance. *Heredity (G.B.)* 10:31-50.
- HAYMAN, B.I. 1954. The theory and analysis of diallel crosses. *Genetics (EE.UU.)* 39:789-809.
- LITTLE, T.M.; HILLS, F.J. 1983. Métodos estadísticos para la investigación en la agricultura. México, Trillas.
- PAEZ, B.G.; SILLER, L. 1963. El tamaño de la parcela experimental de cacao. *Cacao* 8(4):11-12.
- PEARCE, S.C. 1976. Field experimentation with fruit trees and other perennial plants. Commonwealth Bureau of Horticulture and Plantation Crops. CAB. Technical Communication no. 23. 182 p.
- SORIA, V.J.; ESQUIVEL, O. 1967. Estudio preliminar sobre el período mínimo y confiable de producción en cacao para uso en experimentos de evaluación de cultivares. *Cacao* 12(4):9-14.
- STEEL, R.; TORRIE, J.H. 1985. Bioestadística: principios y procedimientos. 2ed. México, McGraw Hill. 622 p.

## UTILIZACION DE DISPOSITIVOS EN PAREJAS EN EXPERIMENTACION CACAOTERA

---

C. Cilas<sup>✓</sup>  
R.A. Muller<sup>✓</sup>

### RESUMEN

La experimentación en el campo presenta problemas de fiabilidad en las pruebas aplicadas a la investigación cacaotera. Los problemas encontrados son consecuencia de muchas heterogeneidades de orden pedológico, genético o microclimático, existentes en varios campos experimentales.

Cuando el objetivo de una experimentación es la comparación de dos tratamientos, agrónomos o fitosanitarios, por ejemplo, un mejoramiento de la precisión puede ser obtenido con dispositivos en parejas de microparcelas. Estos dispositivos, utilizados en Camerún, permitieron efectuar comparaciones rápidas y precisas de diferentes fungicidas utilizados contra la pudrición negra de las mazorcas. Las parejas son entonces constituidas por árboles vecinos, que presentan, sobre la misma altura del tronco, el mismo número de mazorcas de igual tipo y tamaño, dispuestas de la misma manera. Se necesitan veinte a treinta parejas de árboles para comparar dos tratamientos.

Este método puede ser mejorado aún, gracias a una técnica de obtención de verdaderos gemelos, recientemente puesta a punto en Togo. En efecto, una duplicación de genótipos puede ser obtenida por sección longitudinal de las almendras antes de su siembra. La utilización de verdaderos gemelos, perfectamente iguales, puede mejorar la precisión de los dispositivos en parejas, porque así la heterogeneidad genética puede también ser controlada.

---

\* Jefe del Servicio de Biometría, Institut de Recherches du Café et du Cacao (IRCC)/Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement (CIRAD), Francia.

\*\* Director Científico, Institut de Recherches du Café et du Cacao (IRCC)/Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement (CIRAD), Francia.

## INTRODUCCION

La investigación cacaotera necesita numerosos ensayos en campo para comparar, por ejemplo, diferentes tratamientos agronómicos o fitosanitarios. Esta experimentación en el campo presenta, a menudo, problemas de eficacia y de fiabilidad. Los problemas encontrados provienen, en general, de heterogeneidades múltiples (de orden pedológico, genético o microclimático) que existen en la mayor parte de las parcelas del ensayo (Lotode *et al.* 1988). Estas heterogeneidades tienen como consecuencia un crecimiento exagerado del cuadrado medio residual en el análisis de variancia, y una mala estimación de medias, lo cual conlleva una mala precisión de las comparaciones realizadas.

Los aumentos en el tamaño de las parcelas elementales, por una parte, y en el número de repeticiones, por otra, son a menudo irrealizables, puesto que conducen a adoptar parcelas gigantescas para obtener una ganancia de precisión relativamente baja. En efecto, con un coeficiente de variación del orden de 40%, las diferencias entre tratamientos serán significativas si ellas alcanzan:

- 46% de la media general con seis repeticiones;
- 33% de la media general con 12 repeticiones; y
- 25% de la media general con 20 repeticiones;

lo cual implica grandes superficies de ensayo y una precisión aún un poco baja (Lotode 1984).

Algunas experimentaciones tienen como objetivo comparar dos tratamientos (agronómicos o fitosanitarios) o evaluar la eficacia de un tratamiento en relación con un testigo.

En este caso, es posible considerar dispositivos más precisos que los clásicos. Los dispositivos abordados aquí, son denominados "dispositivos en parejas de microparcels". Una aplicación de este método será considerada para la comparación de fungicidas contra la pudrición negra de las mazorcas del cacao. Igualmente será presentada una técnica de obtención de verdaderos gemelos que permite un mejoramiento del dispositivo en parejas de microparcels.

## DISPOSITIVOS EN PAREJAS DE MICROPARCELAS

Estos dispositivos fueron evaluados por primera vez en Camerún, para estudiar y comparar diferentes tratamientos fungicidas contra la pudrición negra de las mazorcas del cacao, causada por *Phytophthora* sp. (Muller *et al.* 1969).

El objetivo de estos dispositivos es reducir al máximo los factores de heterogeneidad que perturban los ensayos:



- Heterogeneidad debida al medio. Se escogen parejas de plantas de cacao en plantaciones de apariencia favorable a *Phytophthora*; los dos árboles, que conforman la pareja, deben estar próximos uno del otro y en un ambiente similar (principalmente bajo una sombra equivalente).
- Heterogeneidad genética. Se eligen dos árboles en pareja, fenotípicamente, muy parecidos y que, principalmente, presenten mazorcas idénticas (color, forma, tamaño, otros).
- Diferencias en la dinámica de los contagios. Los dos árboles de una misma pareja deben tener sobre el tronco un mismo número de mazorcas sanas, y en el mismo estado, repartidas de idéntica manera. Para que esta condición sea cumplida pueden efectuarse "entresagues" o limpiezas, eventualmente.
- Diferencias de una infección natural. Las mazorcas podridas son colocadas en el suelo, al pie de cada uno de los árboles en ensayo. El inóculo, así abundante, permite anular las eventuales diferencias que podrían existir entre los inóculos naturales iniciales.

En cada pareja, una planta recibe el fungicida por evaluar, y la otra, el fungicida de referencia. Observaciones regulares permiten seguir la evolución, por árbol, del porcentaje de mazorcas afectadas sobre el grupo de mazorcas marcadas.

La unidad de observación es entonces el grupo de mazorcas presentes sobre el tronco de un árbol en ensayo. Las comparaciones se efectúan, por lo tanto, por pareja sobre los grupos de mazorcas más parecidos posibles. Se necesitan de veinte a treinta parejas de árboles para comparar dos tratamientos.

Los productos efectivos de mazorca son muy próximos o idénticos para dos árboles de una misma pareja, sin embargo, pueden ser diferentes de una pareja a la otra. Los porcentajes calculados sobre productos efectivos diferentes no tienen la misma precisión; el análisis de variancia no es entonces pertinente sobre este tipo de dispositivos, puesto que los porcentajes de pudrición observados sobre los árboles de parejas diferentes no tendrán la misma precisión. La transformación (arcsinus/p) generalmente utilizada para comparar las relaciones o los porcentajes, no es considerada, puesto que los denominadores de aquellas son muy diferentes.

Debe, por lo tanto, adoptarse un método de análisis adecuado y una prueba o "test" estadístico apropiado para tales datos. El "test" escogido fue propuesto por Cochran en 1954. Puede, en efecto, ser utilizado sobre estos dispositivos, pues se aplica a una serie de tablas de contingencia 2 x 2, y es válido si las características del ambiente varían de una pareja a la otra.

Una rápida presentación del mencionado "test", puede hacerse; sean:

$n_{i1}$  y  $n_{i2}$  los números de mazorcas en los dos árboles de la pareja  $i$ ;

$P_{i1}$  y  $P_{i2}$  los porcentajes de pérdidas asociadas a dos árboles de la pareja a una fecha dada (fin de la experiencia, por ejemplo);

$\hat{p}_i$  el porcentaje medio calculado en los dos árboles, con  $\hat{q}_i = 1 - \hat{p}_i$ ,

$d_i = p_{i1} - p_{i2}$  la diferencia de porcentaje entre los dos árboles de la pareja,

$$w_i = \frac{1}{1/n_{i1} + 1/n_{i2}} = \frac{n_{i1} \cdot n_{i2}}{n_{i1} + n_{i2}} \text{ peso afectado a la pareja } i$$

$w = \sum_i w_i$  la suma de los pesos,

$$\bar{d} = \frac{\sum_i w_i d_i}{w} \text{ la diferencia media ponderada.}$$

Bajo la hipótesis nula,  $E(d_i) = 0$  y  $V(d_i) = \hat{p}_i \hat{q}_i / w_i$ , (ley binomial).

$$\text{donde, } V(\bar{d}) = V\left(\frac{\sum_i w_i d_i}{w}\right)$$

$$V(\bar{d}) = 1/w^2 V(\sum_i w_i d_i)$$

$$V(\bar{d}) = 1/w^2 \sum_i w_i^2 V(d_i)$$

$$V(\bar{d}) = 1/w^2 \sum_i w_i \hat{p}_i \hat{q}_i$$

$$\text{donde, } S(\bar{d}) = \frac{\sqrt{\sum_i w_i \hat{p}_i \hat{q}_i}}{w \sum_i w_i d_i}$$

La relación  $\frac{\bar{d}}{S(\bar{d})} = \frac{\sum_i w_i d_i}{\sqrt{\sum_i w_i \hat{p}_i \hat{q}_i}} = z$  sigue una ley normal centrada reducida si los porcentajes no son diferentes.

$z$  debe entonces estar comprendida entre  $-2$  y  $+2$  en el nivel de probabilidad de 5% para que no haya diferencias entre los tratamientos.

Este "test" permite entonces evaluar la igualdad de los porcentajes entre dos tratamientos sobre series de parejas que pueden tener número de mazorcas iniciales diferentes (denominadores diferentes).

El método de parejas de microparcels es utilizado con éxito en Camerún para evaluar rápidamente nuevas formulaciones de fungicidas contra la pudrición negra de las mazorcas del cacao. El "test" de Cochran es aplicado a esos dispositivos.

## UTILIZACION DE VERDADEROS GEMELOS

La dificultad del método precedente reside en la escogencia del grupo de mazorcas efectivo y con repartición comparable. Esta desventaja puede ser parcialmente superada, efectuando

polinizaciones manuales para obtener un número importante de mazorcas sobre los árboles que van a constituir las parejas. Se podrá entresacar, enseguida, para obtener grupos de mazorcas comparables.

Otro inconveniente del método es la constitución de las parejas que puede parecer relativamente arbitraria: árboles fenotípicamente muy similares pueden ser genotípicamente muy diferentes, y reaccionar, por ese hecho, de manera muy disímil al patógeno.

Este inconveniente puede ser superado por una técnica de obtención de verdaderos gemelos, recientemente perfeccionada en Togo (Bertrand y Cilas 1990).

Se trata de una técnica de corte de las semillas de plantas de cacao. Las almendras recolectadas de las mazorcas son peladas, luego cortadas a lo largo con un escalpelo. Este corte longitudinal tiene por objeto separar los dos cotiledones y dividir en dos partes iguales la plúmula (Fig. 1). Las dos mitades de almendra así obtenidas son sembradas en maceta o en germinador.



**Fig. 1. Cacao: Cortes de semillas.**

Sobre 100 almendras preparadas así, 30 granos dan efectivamente 30 parejas de gemelos perfectamente idénticos (Fig. 2). Los otros granos no dan más que un individuo (una sola de las dos medio-almendras germina) o parejas imperfectas (crecimiento muy diferente entre los dos gemelos).



**Fig. 2. Cacao: Dos parejas de gemelos.**

Esta técnica debe perfeccionarse, pero puede, desde ahora, ser utilizada en la experimentación cacaotera. Una aplicación de esta técnica ha sido realizada para evaluar métodos de inoculación con el virus de Swollen-Shoot (CSSV) (Fig. 3).

El método en parejas de microparcels, presentado anteriormente, podría igualmente ser mejorado con el empleo de parejas de verdaderos gemelos. La duplicación de los genótipos, obtenida por este método, podría ser utilizada en numerosas experimentaciones, cuyo objetivo sea la comparación de dos tratamientos.



**Fig. 3. Cacao: Una pareja de gemelos. Planta a la izquierda tiene virus del *Swollen-Shoot*.**

## CONCLUSION

El método de parejas de microparcels, utilizado para comparar la eficacia relativa de dos formulaciones de fungicidas contra la pudrición negra de las mazorcas del cacao debida a *Phytophthora* sp., se muestra rápido y preciso.

Una aplicación del "test" de Cochran, destinada a analizar series de tablas de contingencia independientes 2 x 2, es propuesta para tratar los resultados provenientes de tales dispositivos.

Se necesitan entre veinte a treinta parejas de árboles para comparar dos productos.

Este método puede ser mejorado con el empleo de parejas de verdaderos gemelos con el fin de anular las diferencias genéticas que pueden existir entre dos árboles de una misma pareja.

De manera general, las parejas de verdaderos gemelos pueden ser utilizadas en numerosas experimentaciones en donde el objetivo es comparar dos tratamientos.

Debe esperarse ganar en precisión con esta técnica, cuyas investigaciones concretas se realizan en Togo.

## BIBLIOGRAFIA

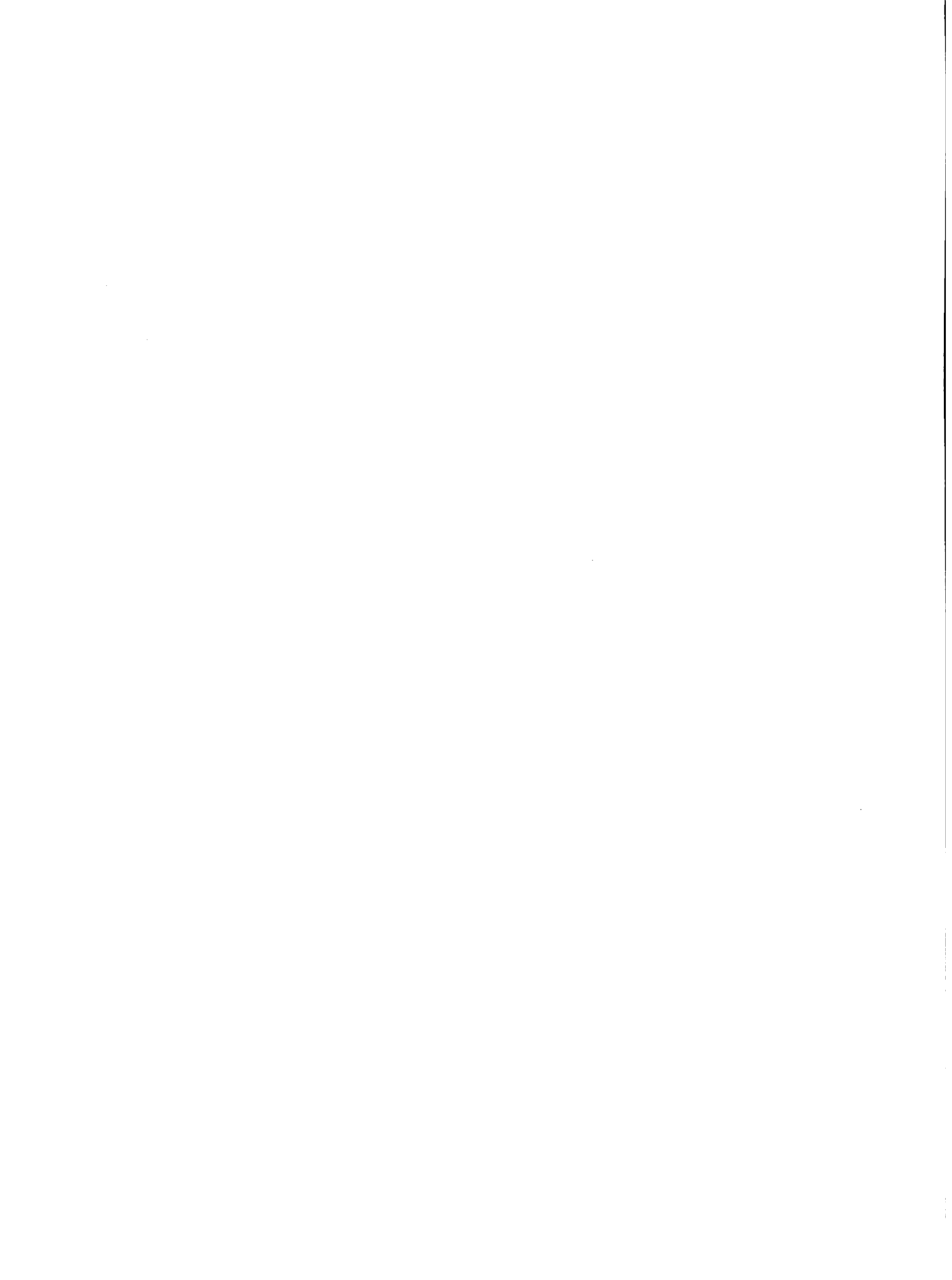
BERTRAND, B.; CILAS, C. 1990. Note technique sur l'utilisation des vrais jumeaux dans l'experimentation cacaoyere. *Café, Cacao, The* 34(4). (En prensa).

COCHRAN, W.G. 1954. Some methods for strengthening the common  $\chi^2$  tests. *Biometrics* 10(4):417-451.

LOTODE, R. 1984. Dispositifs expérimentaux pour la mise au point d'un traitement contre la pourriture brune des cabosses du cacaoyer. In Réunion du Groupe International de Travail sur les *Phytophthora* du Cacaoyer. (1., Lomé, Togo). 215 p.

LOTODE, R.; LACHENAUD, PH. 1988. Méthodologie destinée aux essais de sélection du cacaoyer. *Café, Cacao, The* 32(4):275-292.

MULLER, R.A.; NJOMOU, S.E.; LOTODE, R. 1969. Appréciation de l'efficacité des fungicides contre la pourriture brune des cabosses du cacaoyer due au *Phytophthora palmivora* (Butl.) dans les conditions naturelles: Essai de mise au point d'une méthode rapide. *Café, Cacao, The* 13(1):34-54.



//

# **ANALYSIS OF COCOA (*THEOBROMA CACAO* L.) PROGENY TRIALS IN TRINIDAD: INFERENCE BANDS AND THEIR USE IN COMPARISON OF YIELD**

---

✓  
*I. Bekele\**

## **ABSTRACT**

Examination of the forms of dependence of annual dry bean yield of cocoa on the age of the trees showed that the Mitscherlich-type curves adequately describe the apparent relationship for a number of cultivars grown in Trinidad. Approximate simultaneous inference bands of the underlying response functions of each cultivar can be constructed and used in comparing the annual output of each cultivar over the duration of studies. However, varietal comparisons based on respective maximum annual yields and the time it takes the annual yield to reach a level, within some unit of its maximum, can provide a more useful approach in selection trials. Cultivars, which failed to show differences on the basis of the approximate simultaneous inference bands, were found to be significantly different on the basis of comparison of the maximum annual yields.

## **INTRODUCTION**

From the inception of cocoa research in Trinidad in 1927, numerous experiments of scientific and practical importance have been conducted. One area of investigation involved an evaluation of progeny trials, through which varietal selection on the basis of high yield was implemented. A comprehensive record of the work done thus far in this field is given by Posnette (1986).

Ideally, selection of cultivars should be made on the basis of data generated throughout the productive life of the trees.

This approach requires a long period of study (Bartley 1967) and imposes practical constraints. Consequently, many cocoa researchers have resorted to making recommendations on the basis of data accumulated over the early years of the trials (Murray 1977). This latter approach is based on the tacit assumption that the observed pattern of yield, for the period over which data is

---

\* Lecturer, The Department of Crop Science, UWI, Trinidad. The author wishes to acknowledge IICA for financial assistance and Professor J.A. Spence, Head of the Cocoa Research Unit, Trinidad for his valuable suggestions.

available, persists over the entire productive life of the trees. Thus varieties, which are found to be relatively high-yielding, on the basis of the data collected during the early life of the trees, are assumed to continue to be so for their entire productive lives.

In the past, the selection strategy employed by the Cocoa Research Unit in Trinidad was based on the latter approach. However, in many instances, data collection was continued even after recommendations were made. The additional information may have been used for testing the validity of the initial conclusions.

The objectives of this paper were to examine the form of dependence of annual yield of dry cocoa (kg/ha) on the age of the trees and to discuss approaches for comparing different cultivars. The influence of climatic factors was also considered. A rationale for making inferences on the basis of partial information will be provided.

Under similar environmental and management conditions, it can be assumed that the annual yield of cocoa generally increases initially, stabilizes as the trees age and then declines as the effects of aging become prominent. If this assumption holds, then it would be interesting to know whether the annual yields of different varieties and their progenies fit qualitatively different curves (models) or basically have the same curve, but different parameters. Knowledge of the effect of environment on the forms of the responses is useful.

Researches from as early as the 1930s have attempted to model the annual yield of cocoa. Shephard (1937), who investigated yields of cocoa collected over many years in the cocoa estates in Trinidad, suggested that yield increases up to 15-25 years after planting and then decreases. He indicated that researchers had suggested that yield of cocoa trees increase and then stabilize at an earlier age. In an attempt to examine the nature of dependence of annual yield on the age of trees, he was able to fit segmented regression to yield data in some cases.

Bartley (1967) investigated correlations of individual tree yields. Yields for nine years (1956-1964) were divided into three periods. The means for each period were used to compute the correlations between the periods. The correlations between the first and the second periods and the first and the third periods were low and these correlations were close to each other. The correlation between the second and the third periods was high. From Bartley's work, it can be deduced that the cultivars could have obtained their maximum annual yields between 6-9 years after planting. Wood and Lass (1985) reported that after the first crop, yield will increase for the following 4-5 years, reaching a maximum between 8-10 years after planting.

Varieties can be compared using two approaches. Their response functions can be compared using simultaneous inference bands. Conversely, comparisons can be made using maximum annual potential yields and the time it takes each cultivar to attain an annual yield within some specified unit of its maximum. The latter approach may be found useful for future research, if the nature of inheritance of the desired characteristics and the role of environment can be understood.

## DATA

The results from two trials, carried out at the Las Hermanas Station in central Trinidad, were used in this investigation. In both cases, the annual yield of dry cocoa in kg/ha was tabulated for



a period of nine years, (except for ICS6, for which the period was seven years) from data collected from trees aged four through 12 years (6-12 years for ICS6). The spacing between trees was 3.66 m x 3.66 m. The trials used were:

**Progeny Trial No. 2:** established in 1961 in seven blocks of 10 plots, each having 10 trees (Annual Report of Cocoa Research 1974).

**Progeny Trial No. 9:** established in 1967 in five blocks of eight plots each having six trees (Cocoa Research Unit unpublished records).

## MODELS

Analyses of the data led to the identification of two types of models, which were found adequate in describing the nature of the dependence of annual yields of the cocoa cultivars on the age of trees. These are the Mitscherlich curve and the simple linear regression models. Datasets that showed some variations were transformed and in one case a weighted regression analysis was carried out. Table 1 provides some pertinent information.

**Table 1. Progenies studied and fitted models.**

Trial	Progeny	Model	Transformation	
2	ICS6 x SCA6	Mitscherlich	Natural	long
2	SCA6 x C3-23	"	"	"
2	ICS8 x SCA6	"	"	"
2	ICS8 x SCA12	"	"	"
2	ICS6 x SCA12	"	"	"
2	ICS6 x P12	"	"	"
2	ICS8 x P12	"	"	"
2	ICS95	"	"	"
2	ICS6 x ICS55	SLR* (weighted)	none	
2	ICS6	SLR	"	
9	ICS129	Mitscherlich	Natural	log
9	ICS144	"	"	"
9	ICS143	"	"	"
9	ICS116	"	"	"
9	ICS95	"	"	"
9	ICS122	SLR	none	
9	ICS136	"	"	
9	ICS141	"	"	

\* Simple linear regression.

If the yearly output or its transform is denoted by Y and the age of the trees is represented by X, then the Mitscherlich curve is given by

$$\text{Mean (Y)} = \phi + \delta_{\gamma}x$$

and the simple linear regression model is given by

$$\text{Mean } (Y) = \beta_0 + \beta_1 x$$

$\Theta$ ,  $\delta$  and  $\gamma$  are the parameters of the Mitscherlich curve, where  $\Theta$  denotes the maximum annual potential yield and  $\delta$  and  $\gamma$  determine the rate of attainment of this level. Under the assumption made about the form of dependence of annual yield on age of trees,  $\Theta$  must be positive,  $\delta$  should be negative and  $\gamma$  must take values between zero and one.

$\beta_0$  and  $\beta_1$  are the parameters of the simple linear regression model and  $\beta_1$  should be non-negative, indicating either the initial phase of constant growth rate or the intermediate stage of stability of yield. If the later is true, then the annual yield will be represented by  $\beta_0$ .

The time at which annual yield falls within some unit of its maximum will be denoted by  $T$ . Small values of this quantity indicate faster early increase in yield. By defining  $T_{1-\alpha}$  as the time at which annual yield attains the lower limit of a  $(1-\alpha)$  100% one sided confidence interval of its maximum use will be demonstrated.

## RESULTS AND DISCUSSION

A review of Table 1 indicates that at the times of termination of data collections, most of the cultivars in both trials had already attained stability in their annual output. The others, excluding ICS6, had annual yields, which were still increasing. ICS6 had a slope, which was not significantly different from zero at the 5% level. Although the first crop of ICS6 was harvested two years after the first crop of the remaining cultivars, by then it had already attained its maximum annual yield level.

Further investigation of trial 2 led to the identification of three groups of cultivars among those progenies, for which the Mitscherlich model was found appropriate. These groups are given in Table 2.

**Table 2. List of progenies falling into each of the groups.**

Group	Progenies
1	ICS6 x SCA6, SCA6 x C3-23
2	ICS8 x SCA6, ICS8 x SCA12 ICS8 x P12, ICS6 x SCA12
3	ICS6 x P12 ICS95

The fitted curves of these groups are graphed in Figure 1 below. A scrutiny of this graph reveals that the fitted curve of group 1 dominates those of groups 2 and 3 and similarly, that of group 2 dominates the fitted curve of group 3. However, a review of the graphs of the simultaneous 95% approximate inference bands in Figure 2 indicates that the bands of groups 1 and 2 fail to overlap only at age 9, while those of groups 2 and 3 overlap over the whole period. Thus, in terms of annual output over the first nine years of productivity, the progenies of groups 1 and 2 are hardly distinguishable as are those of groups 2 and 3.

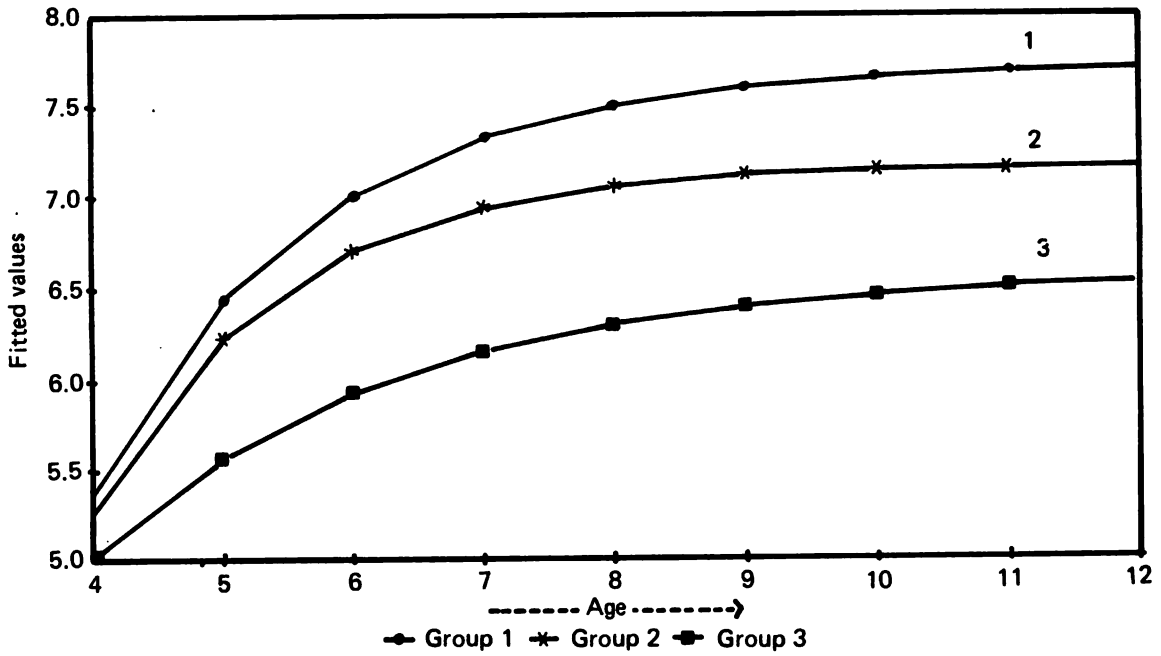


Fig. 1. Fitted Mitscherlich curves of the three groups.

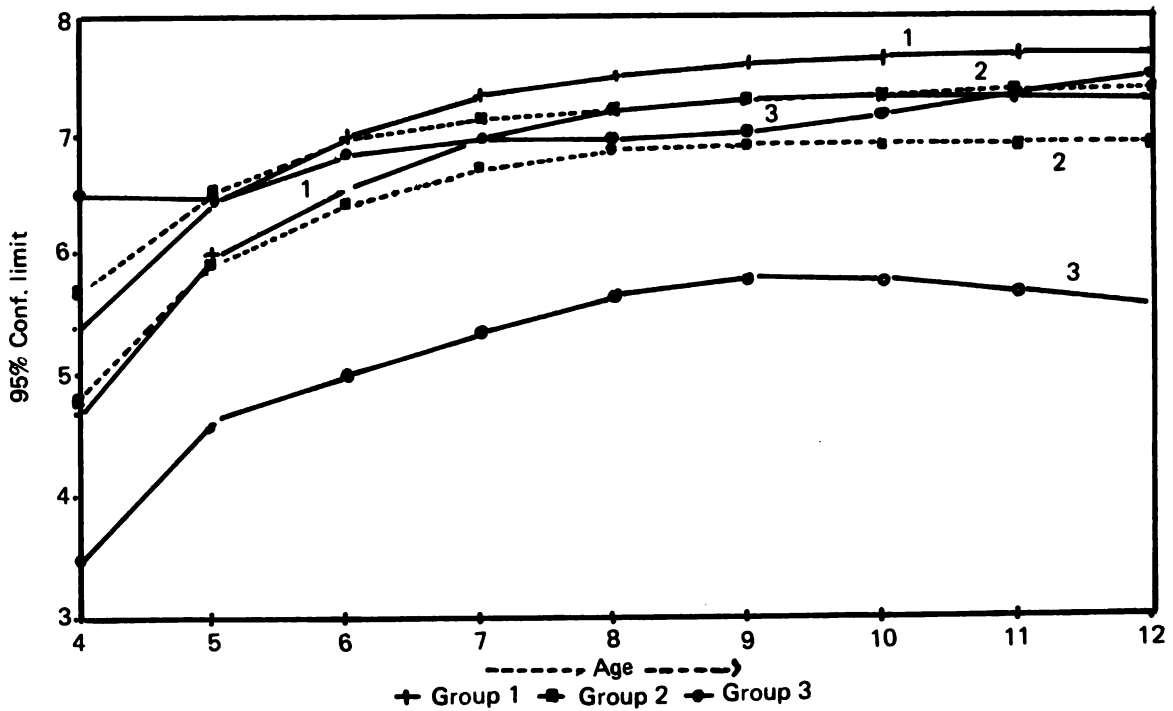


Fig. 2. Simultaneous 95% inference bands of the three groups.

A test of the equality of the non-linear parameter,  $\gamma$  of the cultivars within each trial was not significant at the 5% level. Significant differences between the cultivars within each trial can therefore be attributed to both or one of the remaining parameters. This implies that if differences between the cultivars with regards to the rates of early increase in yield are observed, then this can only be due to differences in  $\delta$ . Estimates of the annual maximum yield and  $T_{0.95}$  are given in Table 3.

Table 3.  $T_{0.95}$  and estimates of the annual maximum yield and its standard error.

Progeny	$T_{0.95}$	Yield at $T_{0.95}$	Estimate of $\theta$ (st. error) (kg/ha)
Group 1	8.1	1 853	2 253 (270)
Group 2	8.0	1 300	1 466 (109)
ICS6	<6.0	<877	877* (178)
Group 3	6.8	455	713 (198)

\* Stable annual yield.

By age eight, the expected annual yields of each of these progenies have reached at least the lower limits of their respective, approximate 95% one-sided confidence intervals of the maximum annual yields.  $T_{0.95}$  in Trial No. 9 were not more than eight years for those cultivars, for which the Mitscherlich curves were found to be adequate.

In terms of maximum annual yields, groups 1 and 2 are significantly different at the 5% level as are group 3 and ICS6. The difference between the average maximum annual yield of groups 1 and 2 and that of group 3 and ICS6 is also significant at the 5% level. At age 12, the annual yield of ICS6 x ICS55 was 1392 kg/ha with a standard error of 165 kg/ha. While this is clearly lower than the maximum annual yearly output of group 1 progenies, it is impossible to see if the former were ever outperformed.

For both trials, an assessment of the effects of yearly rainfall and average maximum temperature did not reveal any significant influence on annual yield. These climatic factors did not show significant variations during the period of investigation. An assessment of the assumptions, relevant in such analyses, did not indicate any violations of them.

## CONCLUSION

The study shows that models can be fitted easily to yield data. Since the two trials under investigation were conducted under similar environmental conditions and over overlapping periods, the fact that similar models were found adequate in both case should not be surprising. The effect of environment on such models still needs to be investigated.

$T_{0.95}$  in these trials fell between six and eight years for those cultivars, which attained stable annual yields. This range is close to that suggested in Wood and Lass (1985) and that deduced from Bartley's (1966) work.

Since group 1 progenies (ICS6 x SCA6 and ICS6 x C3-23) achieved significantly higher annual maximum potential yields than others and the rate of attainment reflected by the estimates of  $T_{0.95}$  is not lower than those of the remaining progenies, the recommendation of this group is appropriate. ICS6 x ICS55, ICS122, ICS136 and ICS141 are relatively slower in attaining their respective annual maximum potential yield.

The investigation showed that the rates at which cultivars in the same trial attain their respective optimal annual output level could be different. This implies that selection on the basis of data accumulated over the first few years favors early achievers. This may be a desirable approach if the objective is to select cultivars that manifest such a property. However, if the goal is to select cultivars which are high-yielding and stable over a long period of the productive life of the trees, then it will be necessary to collect data over a longer period of time. If the parental characteristics of rate of early growth of yield and its mode of inheritance are known then these can be used in determining the minimum number of years, for which the yield data should be collected.

## REFERENCES

- BARTLEY, B.G.D. 1966. Progeny trials. In Annual Report on Cacao Research 1965. University of the West Indies, Regional Research Centre, Imperial College of Tropical Agriculture. p. 16-18.
- \_\_\_\_\_. 1967. Quantitative studies: Correlations of individual tree yields. In Annual Report on Cacao Research 1966. University of the West Indies, Regional Research Centre, Imperial College of Tropical Agriculture. p. 25-27.
- BATES, D.M.; WATTS, D.G. 1968. Nonlinear regression analysis and its applications. New York, Wiley.
- MURRAY, D.B. 1977. Plant breeding. In Annual Report on Cocoa Research 1974-1975. Tri., St. Augustine, University of the West Indies. p. 7-21.
- POSNETTE A.F. 1986. Fifty years of cocoa research in Trinidad and Tobago. Tri., St. Augustine, University of The West Indies, Trinidad Cocoa Research Unit. p. 83-108.
- SHEPHARD, C.Y. 1937. The cacao industry of Trinidad: Some economic aspects. Tri., Government Printer. Series III. An examination of soil types and age on yields. 81 p.
- WOOD, G.A.R.; LASS, R.A. 1985. Cocoa. 4 ed. New York, Longman. Tropical Agriculture Series.



# UNA ALTERNATIVA PARA LA INTEGRACION DE VARIABLES EN LA EVALUACION DE LA RESISTENCIA EN CACAO: ANALISIS "CLUSTER"

---

O. E. Brenes G.\*

## RESUMEN

La evaluación de la resistencia de plantas se explica porque muchas veces no hay una relación oligogénica sino poligénica. No puede basarse sólo en la evaluación de un parámetro, para seleccionar un material genético promisorio. Es necesario, además determinar si la planta presenta o no la enfermedad, y cuantificar su desarrollo o la magnitud del daño. Esto se hace, generalmente, con la ayuda de escalas previamente definidas, las cuales miden la severidad de la enfermedad. Cuando se evalúa una gran cantidad de cultivares y varios parámetros, y sus diferencias son variables y no bien consistentes en todos los parámetros, se necesita una herramienta que determine con mayor objetividad la clasificación de los materiales evaluados. El programa de computación SAS (*Statistical Analysis System*) contiene un método, llamado "Cluster", para analizar los resultados de varios parámetros evaluados, y jerarquizarlos en el número de grupos que se desee.

Este análisis fue realizado en el Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza (CATIE), en Turrialba, Costa Rica, durante una evaluación de la resistencia de cultivares de cacao a *Moniliophthora roreri*, que permitió la separación de grupos de cultivares según su reacción a la enfermedad. Los parámetros evaluados fueron: severidad externa, severidad interna e incidencia, a los cuales se les dio la misma importancia, aunque el análisis permite diferenciarlos en una jerarquización.

Este tipo de análisis se puede realizar al evaluar éstas y otras características, sin embargo, ya que su utilización ha sido escasa, es conveniente discutir este método.

## INTRODUCCION

La producción de cacao en Costa Rica ha mostrado grandes variaciones en los últimos años, pasando de cinco mil toneladas en 1973, a diez mil en 1978, para luego caer drásticamente en

---

\* Consultor en Cultivos Perennes, Banco Nacional de Costa Rica/Banco Nacional de Reconstrucción y Fomento; Apartado 255-7150, Turrialba, Costa Rica.

1983 a tan sólo dos mil toneladas. Actualmente se producen alrededor de cuatro mil toneladas. En términos porcentuales los incrementos han sido hasta del orden del 90% y los decrecimientos hasta casi el 50% de un año a otro.

Los rendimientos de cacao han sido bajos y, aunque los datos no son muy precisos por la falta de registros acerca del área total, área en producción y área abandonada, el máximo nivel alcanzado, fue de 450 kg/ha, en 1985.

Una de las causas de estas variaciones y bajos rendimientos, fue la enfermedad conocida como moniliasis, o simplemente monilia, descubierta en 1978 cerca de Cahuita, Limón, y que, en dos años, se había extendido a todas las zonas cacaoteras del país. La mayor área productora se encuentra en el Atlántico donde las condiciones climáticas, y el manejo deficiente de la mayoría de las plantaciones, favorecen la alta incidencia de la enfermedad.

Desde principios de 1979, se comenzó a estudiar la susceptibilidad del material "criollo", variedad Matina, y aunque existían diferencias entre algunos árboles en las plantaciones, inicialmente afectadas por la enfermedad, no se continuaron los estudios porque todos se infectaban; y el agricultor debió continuar con la eliminación constante de los frutos enfermos.

Posteriormente, con la participación y asesoría de técnicos de países con experiencia en este problema —y basados en los conocimientos sobre el desarrollo de la sintomatología y sus variaciones—, se comenzaron las investigaciones sobre la resistencia genética en la colección de germoplasma del CATIE, en Turrialba. Esta colección, si bien no es la más grande, tiene un número considerable de introducciones de muy diferentes procedencias, lo que permite evaluar una gran diversidad genética de cacao y una mayor probabilidad de encontrar material resistente. La primera de las investigaciones fue realizada por Sánchez (1982), quien contribuyó grandemente a fijar una metodología apropiada, principalmente en cuanto a cantidad de inóculo, forma de inoculación y métodos de cuantificación de la resistencia.

De todas estas investigaciones, mediante las que se han evaluado más de 100 cultivares, ha resultado una serie de materiales clasificados como resistentes. Esa resistencia no significa inmunidad, como anteriormente se pensaba, sino mayor tolerancia, no sólo en cuanto a incidencia, sino con respecto de la severidad del daño. De esta forma se utilizaron escalas para evaluar la severidad externa, ya que aunque, en algunos casos, los síntomas son inconfundibles, en otros no son tan visibles y requieren un examen cuidadoso del fruto. Además se evaluó la severidad interna, pues en ciertos casos el nivel de necrosamiento puede ser menor que en otros.

## **ANÁLISIS "CLUSTER"**

Al evaluar una serie de cultivares con base en tres parámetros, por lo menos, como son: incidencia, severidad externa e interna, se obtiene un listado que puede ser ordenado de menor a mayor, según el parámetro de su preferencia. También puede dividirse a la mitad para poder diferenciar su mayor o menor susceptibilidad. Pero existen formas más objetivas de realizar la división de los cultivares evaluados con base en todos los parámetros.

Brenes (1983) realizó una evaluación de la resistencia a *M. royeri* en 40 cultivares, y para identificar aquellos cultivares con susceptibilidad similar se utilizó la técnica de Análisis de



Conglomerados o "Cluster", el que tiene como finalidad agrupar un conjunto de materiales no definidos *a priori*. De ese modo las características de los cultivares, dentro de un agrupamiento, tenderían a ser muy similares entre sí, y, entre conglomerados, se presentaría una heterogeneidad máxima (Clifford y Williams 1973).

Para lograr este propósito, las variables medidas en cada clon se promediaron y luego se estandarizaron, llevándolas a una media en cero y variancia unitaria. Así se consigue que el procedimiento no dependa de las unidades de medida de las variables, para poder colocarlas en una escala comparable. Para la formación de los conglomerados se aplicó el método de "ligamiento promedio". La distancia euclideana empleada fue una distancia ponderada, construida con base en variables estandarizadas. Para el análisis de conglomerados, a las variables se les dio un peso de uno, aunque esto podría variar de acuerdo con el conocimiento de la importancia de los parámetros y su correlación.

La fórmula utilizada fue:

$$d_{ij}^2 = \sum_{k=1}^p W_k (X_{ik} - X_{jk})^2$$

donde:

$d_{ij}^2$  = Distancia Euclideana entre grupos i y j, elevada al cuadrado

$W_k$  = Ponderación correspondiente a la característica k-ésima

$X_{ik}, X_{jk}$  = Observaciones promedio correspondientes a la característica k-ésima en los grupos i-ésimo y j-ésimo, respectivamente.

Este método permitió dividir los tratamientos en cinco grupos que corresponderían, en una clasificación arbitraria, a: muy resistentes, tolerantes, moderadamente susceptibles y susceptibles. Las características de estos grupos se pueden observar en cuadros o en figuras que reciben el nombre de dendrogramas (Fig. 1).

Existen otros ejemplos de utilización de este método en cacao: Engels (1983) y Enríquez, Quirós y López (1987) aplicaron este procedimiento para agrupar cultivares de acuerdo con las características del fruto y la semilla. En forrajes, Vallejos (1988) y Roig (1989) lo utilizaron en sus tesis, en el CATIE, para evaluar accesiones de pastos y leguminosas, respectivamente. Actualmente en esta institución se está aplicando a estudios de descripción de sistemas de producción con base en encuestas de productores.



**BIBLIOGRAFIA**

- BRENES G., O.E. 1983. Evaluación de la resistencia a *Monilia roleri* y su relación con algunas características morfológicas del fruto de cultivares de cacao. Tesis Mag. Sc. Turrialba, C.R., Universidad de Costa Rica (UCR)-CATIE. 60 p.
- CLIFFORD, H.T.; WILLIAMS, W.T. 1973. Classificatory dendrograms and their interpretation. *Australian Journal of Botany* 21:151-162.
- ENGELS, J.M.M. 1983. A systematic description of cacao clones. III. Relationships between clones, between characteristics and some consequences for the cacao breeding. *Euphytica* 32:719-733.
- ENRIQUEZ, G.A.; QUIROS, S.; LOPEZ, O. 1987. Caracterización y relación fitogenética de frutos y almendras de cacao de cultivares de la colección de Turrialba, Costa Rica. *In Conferencia Internacional de Investigación en Cacao* (10a., Santo Domingo, R.D.). Actas. Lagos, Nigeria, Cocoa Producer's Alliance. p. 593-598.
- ROIG, C.A. 1989. Evaluación preliminar de 200 accesiones de leguminosas forrajeras tropicales en el ecosistema de bosque tropical lluvioso en Costa Rica (Guápiles, C.R.). Tesis Mag. Sc. Turrialba, CATIE. 179 p.
- SEPSA (SECRETARIA EJECUTIVA DE PLANIFICACION SECTORIAL AGROPECUARIA Y DE RECURSOS NATURALES RENOVABLES). 1990. Diagnóstico del sector agropecuario 1982-1988: Cacao. San José, C.R., SEPSA p. irr. (Mimeografiado)
- SANCHEZ L., J.A. 1982. Reacción de cultivares de cacao a la inoculación artificial con *Monilia roleri*. Tesis Mag. Sc. Turrialba, C.R., Universidad de Costa Rica (UCR)-CATIE. 55 p.
- VALLEJOS A., A. 1988. Caracterización y evaluación agronómica preliminar de accesiones de *Brachiaria* y *Panicum* en el trópico húmedo de Costa Rica. Tesis Mag. Sc. Turrialba, CATIE. 126 p.



# DISPOSITIVOS EXPERIMENTALES Y SELECCION EN EL CACAOTAL

---

✓  
C. Cilas\*

## RESUMEN

La experimentación cacaotera en el campo de la selección es, a menudo, confrontada a problemas de eficacia. En efecto, los dispositivos experimentales, generalmente, utilizados no pueden tener en cuenta las microheterogeneidades ambientales, frecuentemente encontradas en experimentación. Por ese hecho, los dispositivos experimentales clásicos son poco eficaces. En efecto, las comparaciones de los híbridos, efectuadas según los dispositivos en líneas o en parcelas elementales de varios árboles, necesitan, en general, numerosas repeticiones en parcelas de gran tamaño, para clasificar esos híbridos con buena precisión. Después de algunos años, nuevos dispositivos han permitido reducir el tamaño de los campos de experimentación, conservando un adecuado nivel de precisión. Se trata de dispositivos en randomización total, árbol por árbol: la parcela elemental (o unidad estadística) es reducida al árbol, y los árboles de las diferentes familias híbridas son ubicados aleatoriamente en el campo del ensayo; el número de repeticiones necesarias por familia se sitúa entre 50 y 80 veces. Las técnicas estadísticas clásicas pueden ser aplicadas sobre estos dispositivos y la eventual mortalidad de algunos árboles no afecta el análisis (contrariamente a las consecuencias nefastas que ella puede tener sobre los otros dispositivos). Por otra parte, técnicas más sofisticadas pueden ser aplicadas sobre estos dispositivos para reducir la influencia de ciertos factores de perturbación (microheterogeneidad, manchas de fertilidad, otros).

## INTRODUCCION

En la mayor parte de países productores de cacao, el mejoramiento genético de esta planta tiene como objetivo la selección de los híbridos de clones. Ensayos comparativos de híbridos son realizados en numerosas estaciones de investigación del cacao, con el fin de escoger los mejores híbridos por divulgar (Braudeau 1969).

---

\* Jefe del Servicio de Biometría, Institut de Recherches de Café, du Cacao et Autres Plantes Stimulantes (IRCC)/Centre de Cooperation Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement (CIRAD), Francia.

Diferentes dispositivos experimentales han sido evaluados en el pasado para el establecimiento y seguimiento de tales ensayos, generalmente con parcelas elementales (o unidades estadísticas), constituidas por varios árboles.

Las dificultades encontradas en estos ensayos provienen:

- de técnicas de instalación del arbusto;
- del comportamiento del arbusto (interacción con los factores del medio);
- de la duración del experimento;
- y, a menudo, de diferentes factores de perturbación que penalizan la eficacia de estos dispositivos experimentales clásicos.

Dentro de los factores de perturbación, la heterogeneidad del suelo es a menudo importante y no puede, generalmente, ser controlada por dispositivos en bloques o en cuadrados latinos (Lotode 1971). En efecto, se trata de microheterogeneidades, que se traducen en manchas más o menos grandes de fertilidad diferente, repartidas en forma irregular en los campos de ensayos. Adicionalmente, y a menudo, estas heterogeneidades no son conocidas antes de la instalación de los ensayos, y su control, en consecuencia, no puede ser considerado por medio de un dispositivo experimental clásico.

La duración de los experimentos conlleva, inevitablemente, pérdidas accidentales de árboles, y esta mortalidad adiciona más heterogeneidades en el interior de las parcelas de los ensayos.

Teniendo en cuenta estos problemas, se examinaron diferentes dispositivos experimentales y se ha propuesto un modelo experimental para los ensayos comparativos de híbridos. Se trata, por lo tanto, de determinar el tamaño de las parcelas elementales, el tipo de dispositivo (randomizado, en bloque, otros...) y el número de repeticiones necesario de las unidades estadísticas.

Por otra parte, el interés del dispositivo seleccionado será discutido en el caso de los planes de cruzamientos factoriales o dialelos.

Finalmente, serán presentadas las técnicas de análisis que permiten tomar en consideración las heterogeneidades observadas *a posteriori*.

## **TAMAÑO DE PARCELAS ELEMENTALES Y NUMERO DE REPETICIONES**

El ejemplo tratado concierne a la acumulación sobre diez años de producciones individuales de una plantación de "Trinitario" en Camerún, instalada bajo sombreamiento ligero.

Parcelas elementales ficticias fueron constituidas con un efectivo de árboles que varía de 1 a 96 (1, 4, 8, 12, 16, 20, 24, 28, 32, 36, 40, 64, 96). Las plantas de cacao en el borde de la parcela

están excluidas del estudio. A partir de los datos individuales, es posible calcular las variancias de las parcelas medianas (Cuadro 1), (Marticou y Muller 1964, Lotode *et al.* 1988).

**Cuadro 1. Evolución de las variancias de medianas parcelarias en función de la cantidad de árboles por parcelas.**

Cantidad de árboles por parcela (n)	Número de parcelas (r)	Variancia de la mediana parcelaria ( $V_n$ )	Variancia ajustada ( $V_n = V_1/n^{0.4}$ )
Habas frescas (kg)			
1	2 008	19.16	19.83
4	485	11.54	11.39
8	241	8.47	8.63
12	161	7.18	7.34
16	119	6.99	6.54
20	94	6.19	5.98
24	79	6.79	5.56
28	67	6.29	5.23
32	59	4.83	4.96
36	52	4.04	4.73
40	46	3.71	4.53
64	28	4.00	3.76
96	19	3.23	3.19

Si la repartición de los árboles estuviera realizada estrictamente al azar, es decir, si la hipótesis de la independencia de la producción de los árboles vecinos fuera verificada, la variancia  $V_n$  seguiría la ley general teórica:

$$V_n = V_1/n.$$

Si se verifica que  $V_n$  observada es sistemáticamente superior al valor teórico ( $V_1/n$ ). Existe, por lo tanto, una dependencia entre árboles vecinos y puede ser cuantificada gracias a la ley propuesta por Fairfield Smith en 1938:

$$V_n = V_1/n^b \text{ o } b$$

es un coeficiente que varía entre 0 y 1, que mide la dependencia entre las producciones de árboles vecinos (Fig. 1).

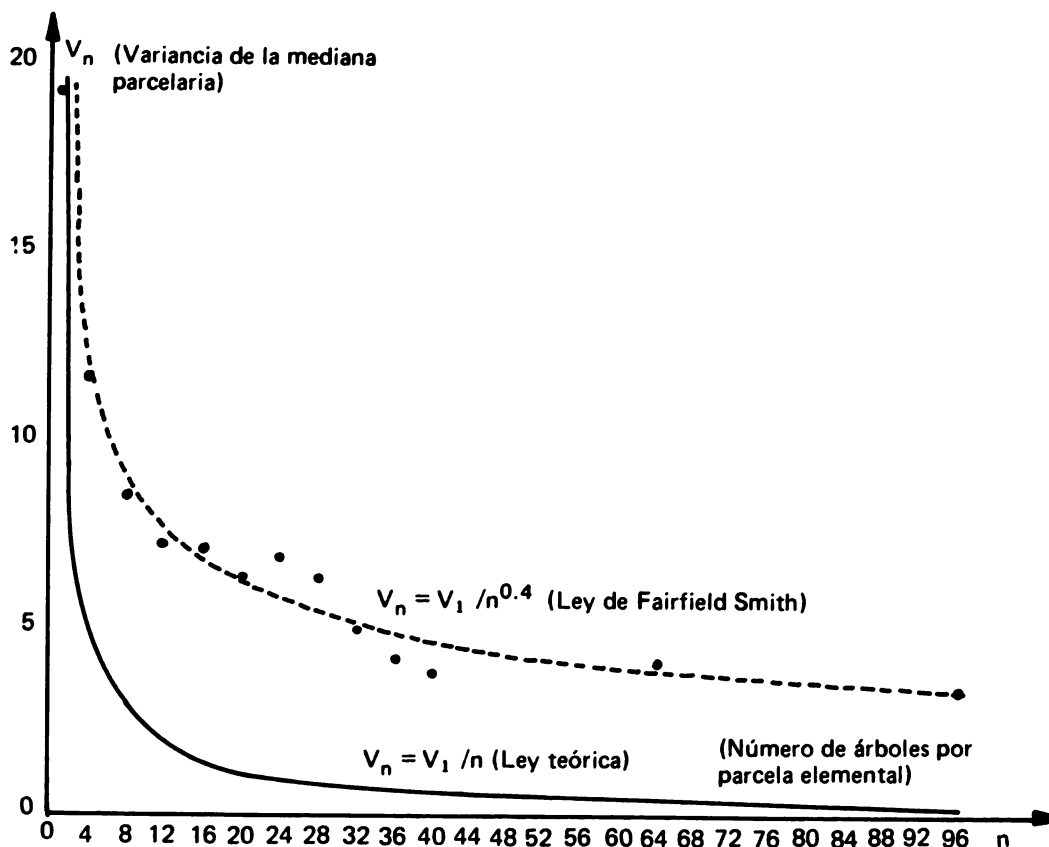


Fig. 1. Evolución de la variancia de la mediana parcelaria ( $V_n$ ) en función de la cantidad de árboles en la parcela ( $n$ ).

Si  $b = 1$ ,  $V_n = V_1 / n$ , hay independencia.

Si  $b = 0$ ,  $V_n = V_1$ , hay dependencia total.

En el ejemplo tratado aquí, el ajuste a la ley de Fairfield Smith da un valor de  $b = 0.382 (=0.4)$ , con un coeficiente de correlación lineal muy altamente significativo:

$r = 0.974$  (para 11 grados de libertad).

Los valores de las  $V_n$  observadas y calculadas siguiendo esta ley, son presentados en el Cuadro 1.

Si el tamaño de una parcela es fijada a  $N$  árboles, se trata ahora de determinar cuál es el tamaño de la parcela elemental que dará la más grande precisión en la comparación de los



tratamientos o híbridos. Para ello, debe darse la mínima diferencia significativa entre dos tratamientos, dada por la fórmula:

$$d = q \times \sqrt{\frac{\text{variancia de la media de un tratamiento}}{(\text{con } q \text{ valor umbral de Keuls o de Duncan})}}$$

La variancia de la media de un tratamiento, que es la relación del cuadrado medio residual del análisis de variancia sobre el número de repeticiones, trata de dar el tamaño de la parcela elemental, que indique la variancia más pequeña de la media parcelaria.

En los ensayos comparativos de híbridos, el establecimiento de líneas de bordura, rodeando las parcelas elementales, no es generalmente necesario.

- Con  $N$  : el número de árboles que pueden estar en el ensayo (sin contar la línea de bordura)  
 $n$  : el número de árboles por parcela elemental  
 $r$  : el número de repeticiones  
 $k$  : el número de híbridos que van a compararse  
 $\bar{x}$  : la media general de los  $N$  árboles por la variable estudiada  
 $V_1$  : variancia de los datos individuales ( $S_1$  = desviación estándar  
 $CV_1 = S_1 / \bar{x}$  : coeficiente de variación de los datos individuales  
 $V_n = V_1 / n^{0.4}$  : la variancia de la media parcelaria.

La diferencia significativa entre dos tratamientos es:

$$d = q \times \sqrt{V_n / r} \quad (r = N/n.k)$$

$$d = q \times \sqrt{(V_1 / n^{0.4}) \cdot (n.k/N)}$$

$$d = \frac{q}{\sqrt{N}} \sqrt{k} \cdot S_1 \cdot \sqrt{n/n^{0.4}}$$

$$d = q \cdot \sqrt{k/N} \cdot S_1 \cdot n^{0.3}$$

Sea  $D$ , la diferencia significativa en porcentaje de la media general.

$$D = 100 \cdot d/\bar{x}$$

$$D = 100 \cdot q \cdot \sqrt{k/N} \cdot S_1 / \bar{x} \cdot n^{0.3}$$

$$D = 100 \cdot q \cdot \sqrt{k/N} \cdot CV_1 \cdot n^{0.3}$$

$$D = C \cdot q \cdot n^{0.3} \quad \text{Con } C = 100 \sqrt{k/N} \cdot CV_1$$

Es posible calcular esta última cantidad por diferentes tamaños de parcelas elementales (Cuadro 2).

Parece que  $D$  crece rápidamente con  $n$ , y este crecimiento es igualmente subordinado del hecho de que  $q$  crece igualmente con  $n$ , puesto que el número de grados de libertad afectados al error, decrece cuando  $n$  crece.

**Cuadro 2. Evolución de la diferencia significativa entre dos medianas de tratamiento en función de la cantidad de árboles en la parcela elemental.**

Cantidad de árboles en la parcela elemental	Diferencia significativa entre dos medianas de tratamiento (D en porcentaje de la mediana general)
1	C.q
2	$C.q.2^{0.3} \cdot C.q \times 1.23$
4	$C.q.4^{0.3} \cdot C.q \times 1.52$
8	$C.q \times 1.87$
12	$C.q \times 2.11$
16	$C.q \times 2.30$
25	$C.q \times 2.63$
36	$C.q \times 2.93$
40	$C.q \times 3.02$
64	$C.q \times 3.48$

En un campo con una superficie dada, el dispositivo experimental en randomización total árbol por árbol (parcela elemental = un árbol) es, por lo tanto, el que otorga la más grande precisión.

Desde un punto de vista práctico, este dispositivo presenta un cierto número de inconvenientes y ventajas.

**Los inconvenientes son:**

- El establecimiento de un ensayo en randomización total árbol por árbol es fastidioso; ya que los árboles de los diferentes cruzamientos están ubicados según un plan enteramente aleatorio en la parcela. Es, por ende, importante seguir minuciosamente el establecimiento de estos ensayos para evitar todo riesgo de error.

El seguimiento de estos ensayos es igualmente pesado, puesto que cada árbol debe ser observado individualmente. Se necesita gran rigor para las observaciones y conteos.

- La cantidad de datos recogidos es, generalmente, importante (1 árbol ---> n variables).

**Las ventajas son:**

- Ningún otro dato se estimará en caso de pérdida de árboles, puesto que los números de repeticiones por familia pueden ser diferentes; el análisis será realizado sobre árboles vivos (análisis de variancia a efectivos desiguales). Por el contrario, en los dispositivos que tienen parcelas elementales de varios árboles, las medias parcelarias no poseen la misma precisión cuando hay pérdida de árboles, ya que ellas son entonces calculadas sobre productos efectivos diferentes.
- La repartición de los árboles de diferentes híbridos sobre las manchas de fertilidad mediocre es aleatoria; uno o varios árboles por familia podrían quedar instalados. Por el contrario,

en un dispositivo experimental con parcelas elementales de varios árboles, algunas familias pueden ser penalizadas si las parcelas elementales se encuentran sobre manchas de baja fertilidad; lo cual conlleva, igualmente, un incremento del cuadrado medio residual del análisis de variancia y, entonces, una menor precisión del dispositivo.

- Cada árbol de una familia está en contacto con árboles de otras familias; las competencias son entonces muy variadas, así como el ambiente polínico. Esta situación se aproxima a la realidad; los árboles de las diferentes familias híbridas están, de hecho, plantados aleatoriamente en las parcelas de producción.
- El conocimiento de datos individuales permite seleccionar un cierto número de árboles destacados (de alta producción, por ejemplo) que pueden, eventualmente, ser utilizados en un nuevo ciclo de selección.
- Puesto que los híbridos presentes han sido realizados según un plan de cruzamiento particular, factorial o dialelo, los parámetros genéticos calculados —por ejemplo, la hereditabilidad en sentido estricto— son estimados individualmente.

Los dispositivos en randomización total, árbol por árbol, aun cuando su establecimiento y seguimiento sean un poco pesados, presentan numerosas ventajas. Estos dispositivos son largamente utilizados en las estaciones de investigaciones del IRCC, particularmente. Los dialelos realizados en el cacao son generalmente establecidos según este dispositivo experimental. Contrariamente, los ensayos de validación son ejecutados con los dispositivos más simples, a fin de evitar una sobrecarga de trabajo y datos.

El número de repeticiones (árboles) necesario por familia, considerando un riesgo de primera especie  $\alpha = 0.05$ , un riesgo de segunda especie  $\beta = 0.25$  y un coeficiente de variación del 40%, ha sido fijado en aproximadamente 60 (Lotode *et al.* 1988), (Fig. 2).

Para 20 híbridos que han de evaluarse, teniendo en cuenta un riesgo de mortalidad de 0.1, hay que plantar 66 árboles por familia, o sea 1320 árboles en total; según las densidades clásicas, es necesario una parcela de aproximadamente una hectárea para instalar tal ensayo.

Aplicando un dispositivo clásico, con parcelas elementales de 16 árboles y un coeficiente de variación de aproximadamente 20%, serían necesarias aproximadamente 12 repeticiones para obtener una precisión similar, o sea, una parcela de 20 x 12 x 16 con 3840 árboles (una superficie casi tres veces superior), sin que las manchas de baja fertilidad penalicen ciertas familias.

Puesto que los híbridos por evaluar corresponden a un plan particular de cruzamiento (factorial o dialelo), el número de repeticiones dependerá de la precisión deseada sobre la comparación de las Aptitudes Generales de Combinación (AGC) y la comparación de las Aptitudes Específicas de Combinación (AEC).

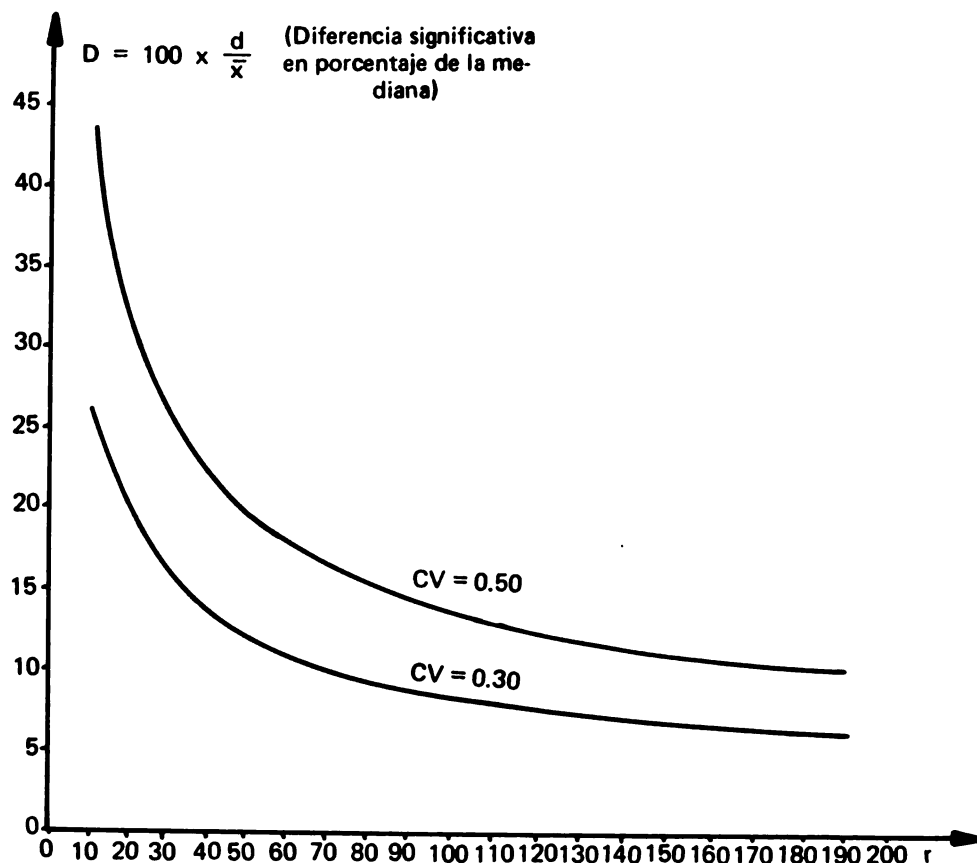


Fig. 2. Precisión de un dispositivo en una randomización total.

## POSIBILIDADES DE MEJORAR EL ANALISIS

Los dispositivos experimentales en randomización total, árbol por árbol, permiten efectuar análisis más finos que el simple análisis de variancia de un factor, generalmente, utilizado para la comparación de los diferentes híbridos.

### Método de Papadakis

Ciertos métodos, propuestos por Papadakis, permiten controlar, *a posteriori*, las heterogeneidades de los campos de experimentación, asociando a la variable estudiada una covariable independiente (Papadakis 1937, 1984; Pearce 1980).

La técnica, aquí considerada, consiste en utilizar como covariable, asociada a cada árbol en ensayo, la media de los datos medidos sobre ocho árboles contiguos. Esta media ( $1/8 \sum X_i$ ;  $X_i$  variable medida sobre árbol contiguo), tal vez considerada como un índice de fertilidad, permite controlar, paso a paso, las condiciones microlocales. Algunos factores de perturbación pueden ser controlados así. Este método de análisis, denominado "método de los más próximos vecinos", ha permitido bajar el coeficiente de variación, de 51% a 44%, en un ensayo comparativo de híbridos en Costa de Marfil.

Los resultados de estos métodos se pueden mejorar, particularmente, haciendo intervenir el efecto familiar de los árboles contiguos. La covariancia resulta entonces:

$$1/8 \cdot \sum_{i=1}^8 (X_{ih} - X_h)$$

donde  $X_{ih}$  : valor del árbol contiguo  $i$  (híbrido  $h$ )  
 $X_h$  : media del híbrido  $h$  sobre el ensayo

Es posible, por lo tanto, controlar *a posteriori* las perturbaciones microlocales, utilizando las covariables adecuadas sobre dispositivos experimentales en randomización, total árbol por árbol.

### Métodos de las variables regionalizadas

Se trata de métodos estadísticos que permiten la descripción y el análisis estructural de variables espaciales.

Estos métodos, definidos por geoestadísticos (Matheron 1963; Krige 1966), han sido recientemente utilizados en el dominio de las ciencias agronómicas (Lecoustre y De Reffye 1986; Cilas y Lecoustre 1988).

Una variable es llamada "regionalizada" cuando los valores que ella toma dependen de su posición en el espacio. En el ejemplo, aquí tratado, la producción estimada por el número de mazorcas maduras producidas, es considerada como una variable regionalizada. Es necesario entonces conocer la posición de cada árbol en la parcela estudiada, así como el número de mazorcas maduras producidas por árbol. El método aplicado permite detectar eventuales gradientes o manchas de fertilidad.

La primera etapa consiste en la realización de la cartografía de la parcela, en función de los valores tomados por la variable estudiada (producción, por ejemplo), (Fig. 3).

La segunda etapa es la construcción de los medio-variogramas. **Un medio-variograma es definido como toda distancia que separa los puntos soportes de una pareja de medidas, siendo la variancia media esta distancia.** Los medio-variogramas no orientados permiten poner en evidencia eventuales manchas de fertilidad, mientras que los medio-variogramas orientados evidencian eventuales gradientes, siguiendo direcciones privilegiadas.

En la figura 3, son representadas cuatro clases de producción por símbolos diferentes. Cada árbol vivo, por un círculo rayado en función de su producción relativa a la producción media de la parcela; los árboles muertos no son representados. Parece que la mortalidad se repartiría si se siguen manchas que corresponden probablemente a zonas con terreno desfavorable.

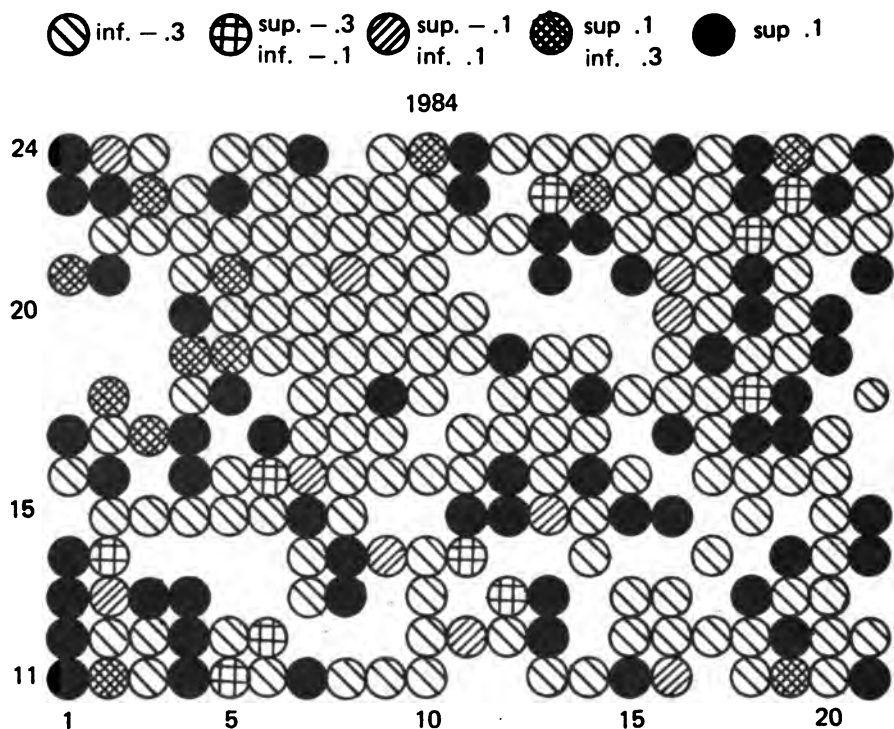


Fig. 3. Mapa de las desviaciones de una mediana en una subparcela de T6 (Tové - Togo), (vainas maduras).

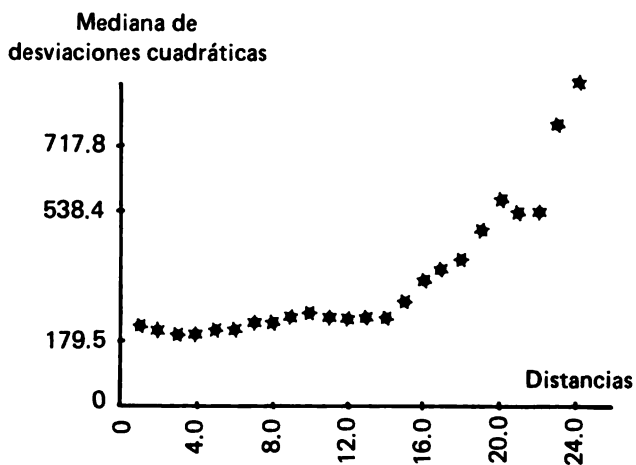


Fig. 4. Medio - variograma no orientado. Observación de vainas maduras (1984). Unidad de distancia : intervalo entre dos árboles adyacentes.

Sobre el medio-variograma no orientado (Fig. 4), aparece una ligera pendiente, lo cual implica que la producción de un árbol depende, en parte, de su posición en la parcela (las desviaciones cuadráticas aumentan con la distancia entre árboles).

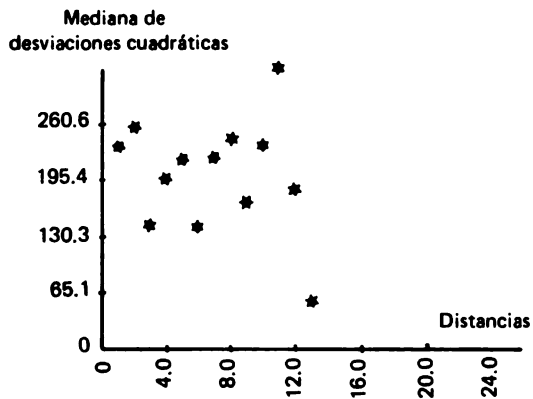


Fig. 5. Medio-variograma orientado norte-sur. Observación de vainas maduras (1984). Unidad de distancia: intervalo entre dos árboles adyacentes.

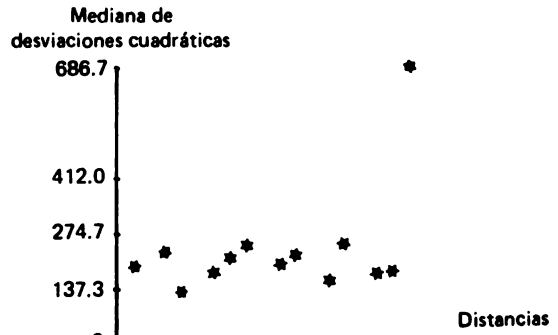


Fig. 6. Medio-variograma orientado noroeste-sureste. Observación de vainas maduras (1984). Unidad de distancia: intervalo entre dos árboles adyacentes.

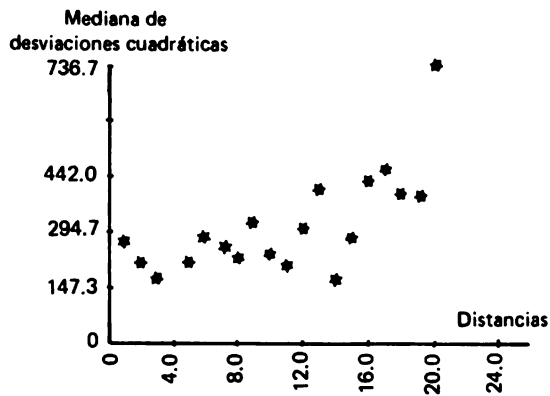


Fig. 7. Medio-variograma orientado este-oeste. Observaciones de vainas maduras (1984). Unidad de distancia: intervalo entre dos árboles adyacentes.

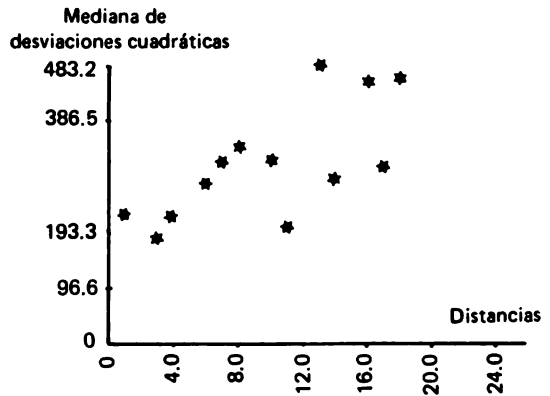


Fig. 8. Medio-variograma orientado suroeste-noreste. Observación de vainas maduras (1984). Unidad de distancia: intervalo entre dos árboles adyacentes.

Sobre los medio-variogramas orientados (Figuras 5,6,7 y 8), sólo aparece un ligero gradiente sur-oeste ---> nor-este (véase Fig. 8).

Este método permite obtener informaciones sobre la estructura de la heterogeneidad de una parcela.

Por otra parte, los algoritmos de afinamiento, basados en la teoría de las variables regionalizadas, están actualmente en estudio, con el objeto de afinar los análisis de los ensayos donde los fenómenos regionalizados aparecen. Estos algoritmos podrían ser utilizados igualmente para la escogencia de nuevas cabezas de clon: árboles de alta producción podrían ser seleccionados en los ensayos genéticos después de un afinamiento de los datos, que tendría como fin anular el efecto del terreno.

## CONCLUSION

Después de un rápido examen de los dispositivos experimentales, utilizados en selección del cacao, parece que la randomización total, árbol por árbol, asegura la mejor precisión. Por otra parte, este dispositivo permanece eficaz después que las mortalidades accidentales aparecen, o cuando existen manchas de fertilidad diferentes en la parcela del ensayo. Estos dispositivos permiten, en efecto, controlar *a posteriori* las heterogeneidades que pueden existir en los campos de experimentación.

Por esas razones, los dispositivos en randomización total, árbol por árbol, son cada vez más utilizados en las estaciones de investigación del IRCC, esencialmente en los ensayos de selección, no así en los de confirmación.

Estos dispositivos son muy utilizados cuando los planes de cruzamientos de tipo factorial o dialelo son establecidos, puesto que ellos permiten apreciar más finamente los diferentes parámetros genéticos útiles para la selección (variancia de aditividad, hereditabilidad, entre otros...).

Finalmente, los métodos de afinamiento, provenientes de la teoría de las variables regionalizadas, deberían permitir análisis más finos y una selección más rigurosa de nuevas cabezas de clones identificadas en las parcelas del ensayo.

## BIBLIOGRAFIA

- BRAUDEAU, J. 1969. Le cacaoyer. Techniques agricoles et productions tropicales. Maisonneuve Larose. 304 p.
- CILAS C.; LECOUSTRE, R. 1988. Etude spatiale de la production d'une cacaoyère suivant la méthode des variables régionalisées. Café, Cacao, Thé 32(4):299-310.
- FAIRFIELD SMITH, H. 1938. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. Journal of Agricultural Science 28:1-23.



- KRIGE, D.G. 1966. Two dimensional weighted moving average trend surfaces for one evaluation. *Journal of South African Institute of Mining and Metallurgy* 66:13-38.
- LECOUSTRE, R.; DE REFFYE, P.H. 1986. La théorie des variables régionalisées, ses applications possibles dans le domaine épidémiologique aux recherches agronomiques, en particulier sur le palmier à huile et le cocotier. *Oléagineux* 41(12):541-548.
- LATODE, R. 1971. Possibilités d'amélioration de l'expérimentation sur cacaoyers. *Café, Cacao, Thé* 15(2):91-104.
- LOTODE, R.; LACHENAUD, PH. 1988. Méthodologie destinée aux essais de sélection du cacaoyer. *Café, Cacao, Thé* 32(4):275-292.
- MATHERON, G. 1963. Principles of geostatistics. *Economic Geology* 58:1246-1266.
- MARTICOU, H.; MULLER R.A. 1964. Essai de mise au point d'une méthode d'expérimentation adaptée aux conditions de la cacaoyère camerounaise traditionnellé. *Café, Cacao, Thé* 8(3):173-202.
- PAPADAKIS, J. 1937. Méthode statistique pour les expériences en champs. Thessalonique, Institut d'Amélioration des Plantes. *Bulletin Sci. mo.* 23-30 p.
- \_\_\_\_\_. 1984. Advances in the analysis of field experiments. *Comm. Acad. Athènes* 59:326-342.
- PEARCE, S.C. 1980. Randomized blocks and some alternatives: A study in tropical conditions. *Tropical Agriculture (Trinidad)* 57:1-10.



# STATISTICAL PROCEDURE FOR COMPARISON OF LINEAR MODELS

*E. Sena Freire*  
*L. Pereira dos Santos Filho*

## SUMMARY

Scientific research in general makes intensive use of statistical procedures in the analysis of experimental data. Regression analysis is used for comparing parameter estimates of linear models with one or more independent variables in a two by two fashion. It requires, however, enormous amount of simple and repetitive calculations which makes it suitable for use with computer packages such as the SAS package.

As the repetitiveness of the same procedure increases with the number of models, a computational routine in SAS/MACRO was developed. The advantage of this combination is the avoidance of lengthy and complex codification for repetitive calculations once the MACRO language generates, within the main program, the SAS needed commands. Also, it allows fast verification of the values to be confronted and has ready statements for the required hypothesis tests.

## INTRODUCTION

Agricultural research uses various statistical procedures in the analysis of experimental data. In the area of postharvest technology of cacao, statistics is frequently required for comparison of mathematical models in activities such as development of moisture meters, calibration against standards, comparison among response curves, investigation of cacao resistance to airflow at different moisture content, comparison of thin layer drying as well as equilibrium moisture content curves of the beans under various conditions; and as a check of measuring techniques (Fig. 1).

---

\* Agronomist, MSc. in Agricultural Engineering. Área de Tecnologia de Pós-colheita e Engenharia Agrícola, CEPEC/CEPLAC, CP 07 - 45600 - Itabuna, Ba, Brasil.

\*\* Agronomy Technician. Área de Tecnologia de Pós-colheita e Engenharia Agrícola, CEPEC/CEPLAC, CP 07 - 45600 - Itabuna, Ba, Brasil.  
The authors are greatly indebted to Dr. Orlando Bordoni for his collaboration in the use of the SAS/MACRO language.

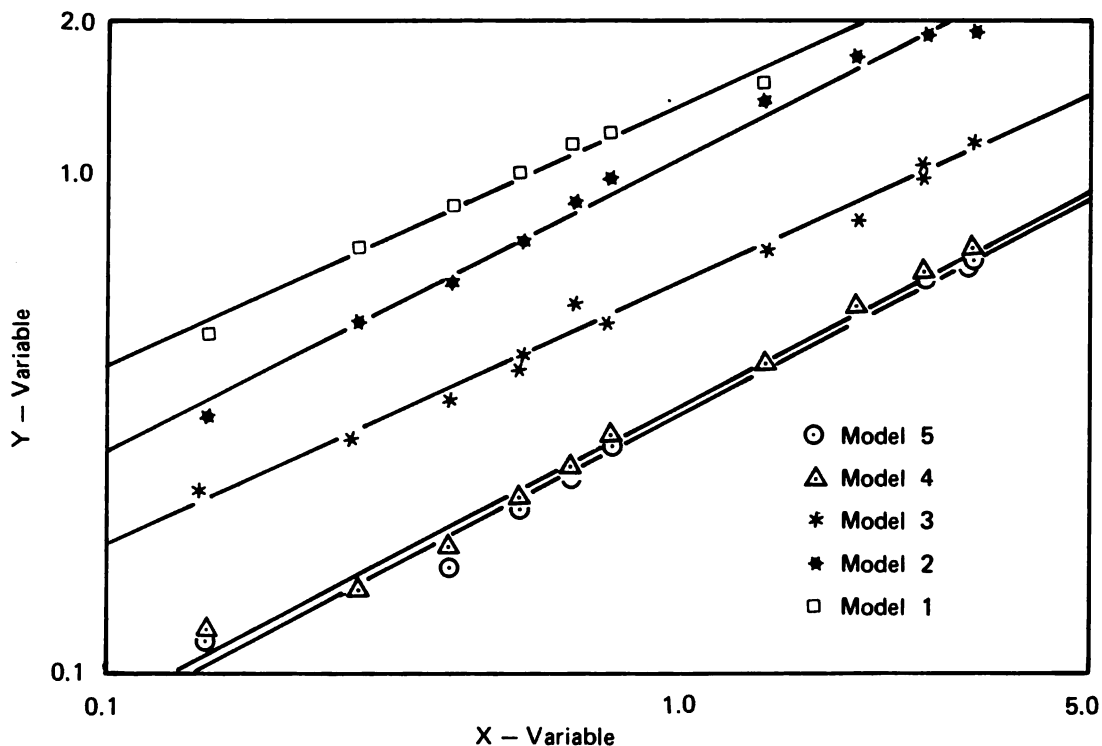


Fig. 1. Example of linear models with one independent variable for statistical comparison.

One of such methods is regression analysis for comparing parameter estimates of linear models with one or more independent variables. In this procedure four hypotheses may be tested in relation to the models:

- the models may be all different;
- the models may be represented by parallel straight lines, planes or hyperplanes, but not coincident;
- the group means can be considered as laying down in the same straight line, plane or hyperplane; and finally
- the models may be equal or represented by a unique straight line, plane or hyperplane (Brownlee 1965).

It is normal not to test the third hypothesis above (Davies and Goldsmith 1972). Testing of the other three presents no great problem when it is concluded that the data groups or models equal themselves, since there is no need to continue. The procedure may become extremely cumbersome, depending on the number of data groups to be worked on. In a set of data groups to find one or more which may differ from the remaining ones, then it is necessary every two groups should be compared and such a situation can lead to a reasonably high number of hypothesis tests.

The objective of this paper was to develop a computer program, using the SAS/MACRO language (SAS 1982a), to implement the statistical procedure proposed by Teberg (1986). The major reasons for choosing this method were the ability to print the parameter estimates, allowing prompt verification of the values to be confronted, and the availability of program statements to handle the required hypothesis tests. Moreover, the SAS/MACRO language is a powerful computer tool to write programs for complex and repetitive tasks. A routine with a few programming commands can be employed in the analysis of a great number of models. The MACRO language generates the code commands for executing the desired job inside the main program in which the macro routine is called. The computer memory capacity, however, may be restrictive.

**DESCRIPTION OF THE PROCEDURE**

The method uses the SAS PROC REG procedure and the NOINT option of the MODEL statement (SAS 1982b). With the illustration shown in Table 1 for *m* models and *j* independent variables. The routine implemented requires as input a set of data in a standardized form and the number of models to be tested. The format of the data set for one independent variable is illustrated in Table 2.

**Table 1. Example of a set of general models which can be handled by the SAS/MACRO routine.**

Model	Y	Var <sub>1</sub>	Var <sub>2</sub>	.....	Var <sub>j</sub>
M <sub>1</sub>	Y <sub>11</sub>	X <sub>111</sub>	X <sub>112</sub>	.....	X <sub>11j</sub>
M <sub>1</sub>	Y <sub>12</sub>	X <sub>121</sub>	X <sub>122</sub>	.....	X <sub>12j</sub>
.	.	.	.	.....	.
M <sub>1</sub>	Y <sub>1n</sub>	X <sub>1n1</sub>	X <sub>1n2</sub>	.....	X <sub>1nj</sub>
M <sub>2</sub>	Y <sub>21</sub>	X <sub>211</sub>	X <sub>212</sub>	.....	X <sub>21j</sub>
M <sub>2</sub>	Y <sub>22</sub>	X <sub>221</sub>	X <sub>222</sub>	.....	X <sub>22j</sub>
.	.	.	.	.....	.
M <sub>2</sub>	Y <sub>2n</sub>	X <sub>2n1</sub>	X <sub>2n2</sub>	.....	X <sub>2nj</sub>
.	.	.	.	.....	.
.	.	.	.	.....	.
M <sub>m</sub>	Y <sub>m1</sub>	X <sub>m11</sub>	X <sub>m12</sub>	.....	X <sub>m1j</sub>
M <sub>m</sub>	Y <sub>m2</sub>	X <sub>m21</sub>	X <sub>m22</sub>	.....	X <sub>m2j</sub>
.	.	.	.	.....	.
M <sub>m</sub>	Y <sub>mn</sub>	X <sub>mn1</sub>	X <sub>mn2</sub>	.....	X <sub>mnj</sub>

The observation number *n* may vary among the models, and *m* should not be less than three. The greater the value of *m* the larger the computer memory space and time needed.

The comparison of the model intercepts, two at a time, yields a number of test of hypothesis given by Equation 1.

$$N = \frac{m!}{(m-2)! \times 2!} \tag{Eq 1}$$

where  $N$  is the number of tests. This figure is doubled if tests of hypothesis are carried out for the model slopes, for test of parallelism, and trebled for identify hypothesis tests.

The procedure used can handle comparisons of parameter estimates with zero and non-zero constant values. The former is automatically performed. The latter was not implement in the routine, but it is a straight forward improvement.

**Table 2.** Standardized data for using as the input data set in the macro routine.

Model	Y	X
1	$Y_{11}$	$X_{11}$
1	$Y_{12}$	$X_{12}$
.	.	.
1	$Y_{1n}$	$X_{1n}$
2	$Y_{22}$	$X_{22}$
2	$Y_{22}$	$X_{22}$
.	.	.
2	$Y_{2n}$	$X_{2n}$
.	.	.
.	.	.
m	$Y_{m1}$	$X_{m1}$
m	$Y_{m2}$	$X_{m2}$
.	.	.
m	$Y_{mn}$	$X_{mn}$

## USE OF THE MACRO/SAS ROUTINE UNDER CMS ENVIRONMENT

The routine should be called by a SAS main program to read in the original data set and be standardized, if necessary. This program should make use of the following SAS options: MACRO, MPRINT, (NO)MACROGEN and (NO)SYMBOLGEN. It should also contain the command %INCLUDE "macro name", if the macro routine is not in the same CMS file as the main program.

The command to call the routine, named COMODLIN, has the format: %COMODLIN (DATA, NMOD=) where DATA refers to the previously formatted data file, named MODLIN in the main program, and NMOD is the number of models or data groups.

## RESULTS OBTAINED WITH THE MACRO ROUTINE TESTS

Copies of the routine COMODLIN and the output file are shown in the Appendices 1 and 2, respectively. The example used for testing the routine was the one shown in Figure 1 for NMOD = 5 and simple linear regression. This test required nearly 1500 Kb of computer memory and took

approximately one minute to run. The program expanded by the macro routine was reasonably large in relation to the routine size itself, even taking into account the small number of data groups used.

The routine was instructed to execute separate regression analysis for the situations where the models could be taken as differing one from another, as parallels and as identical models (Appendix 2). If it is concluded that the hypothesis of parallelism among the data groups is acceptable, the parameter estimates of the analysis of variance could be used for generating the straight lines in Figure 2. Nevertheless, it was verified that only the pairs of models 1-2, 1-4, 2-4, and 3-5 could be accepted as parallels. Since all intercepts were statistically different, the rejection of the identity hypothesis followed suit.

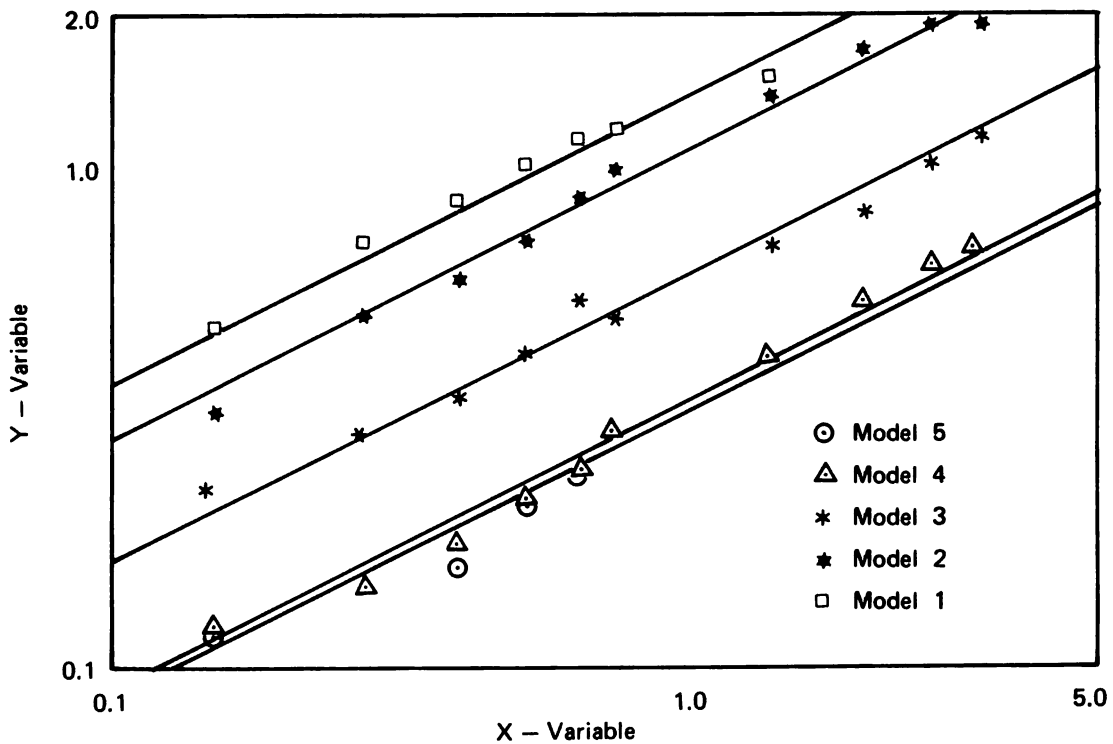


Fig. 2. Parallel linear models adjusted to the data illustrated in Figure 1.

**REFERENCES**

- BROWNLEE, K.A.** 1965. *Statistical theory and methodology in science and engineering*. New York, Wiley. 590 p.
- DAVIES, O.L.; GOLDSMITH, P.L.** 1972. *Statistical methods in research and production*. 4ed. UK, Edinburgh, Oliver. 478 p.
- SAS INSTITUTE.** 1982a. *SAS user's guide: Basics*. USA, Cary, NC. 921 p.
- \_\_\_\_\_. 1982b. *SAS user's guide: Statistics*. USA, Cary, NC. 584 p.
- TEBERG, J.H.** 1986. Comparing parameter estimates between linear models. In *Annual SAS User's Group International Conference (11., Atlanta, USA)*. Proceedings. Atlanta, USA. p. 746-752.



APENDIX 1

```

% MACRO COMODLI (DATA, NMOD=);
% *****;
% ***** MACRO ROUTINE FOR COMPARISON OF SIMPLE LINEAR MODELS *****;
% *****;

*FORMATING INPUT DATA FILE &DATA;
DATA MODLIN;
% DO N=1 % TO &NMOD; M&N=0; X&N=0; % END;
SET &DATA;
% DO N=1 % TO &NMOD; IF MODEL=&N THEN DO; M&N=1; X&N=X; END; % END;

*LINEAR REGRESSION FOR DIFFERENT MODELS;
PROC REG DATA=MODLIN;
MODEL Y= % DO N=1 % TO &NMOD; M&N X&N % END; /NOINT;

*HYPOTHESIS TEST FOR MODEL SLOPES;
SLOPE: TEST % DO N=1 % TO &NMOD-2; % LET NN=% EVAL (&N+1); X&N=X&NN, % END;
X&NN=X&NMOD;

*HYPOTHESIS TESTS FOR MODEL SLOPES – COMPARISON TWO BY TWO;
% DO N=1 % TO &NMOD-1;
% DO NN=&N+1 % TO &NMOD; INCL&N&NN: TEST X&N=X&NN; % END; % END;

*HYPOTHESIS TEST FOR MODEL INTERCEPTS;
INTERCEP: TEST % DO N=1 % TO &NMOD-2; % LET NN=% EVAL (&N+1); M&N=M&NN,
% END; M&NN=M&NMOD;

*HYPOTHESIS TESTS FOR MODEL INTERCEPTS – COMPARISON TWO BY TWO;
% DO N=1 % TO &NMOD-1;
% DO NN=&N+1 % TO &NMOD; INTC&N&NN: TEST M&N=M&NN; % END; % END;

*HYPOTHESIS TEST FOR MODEL IDENTITY;
IDENT: TEST % DO N=1 % TO &NMOD-2; % LET NN=% EVAL (&N+1); X&N=X&NN,
M&N=M&NN, % END; X&NN=X&NMOD, M&NN=M&NMOD;

*HYPOTHESIS TESTS FOR MODEL IDENTITY – COMPARISON TWO BY TWO;
% DO N=1 % TO &NMOD-1;
% DO NN=&N+1 % TO &NMOD; IDEN&N&NN: TEST X&N=X&NN, M&N=M&NN; % END; % END;

*LINEAR REGRESSION FOR PARALLEL MODELS;
PROC REG DATA=MODLIN;
MODEL Y= % DO N=1 % TO &NMOD; M&N % END; X /NOINT;
INTERCP: TEST % DO N=1 % TO &NMOD-2; % LET NN=% EVAL (&N+1); M&N=M&NN, % END;
M&NN=M&NMOD;

*LINEAR REGRESSION FOR IDENTICAL MODELS;
PROC REG DATA=MODLIN;
MODEL Y=X;
% MEND COMODLI;
    
```

## APPENDIX 2

## ANALYSIS OF VARIANCE – DIFFERENT MODELS

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB >F
MODEL	10	149.31822	14.93182182	4410.172	0.0001
ERROR	140	0.47401	0.003385768		
TOTAL	150	149.79223			
	ROOT MSE	0.05818735		R-SQUARE	0.9968
	DEP MEAN	-0.590898		ADJ R-SQ	0.9966
	C.V.			-9.84728	

NOTE: NO INTERCEPT TERM IS USED. R-SQUARE IS REDEFINED.

## PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR H0: PARAMETER=0	PROB > (T)
M1	1	-1.10727797	0.010943	-101.184	0.0001
X1	1	0.61526536	0.011174	55.062	0.0001
M2	1	0.08314043	0.010937	7.602	0.0001
X2	1	0.60302724	0.011139	54.134	0.0001
M3	1	0.31611193	0.010948	28.872	0.0001
X3	1	0.52674101	0.011180	47.111	0.0001
M4	1	-1.06824498	0.010942	-97.620	0.0001
X4	1	0.60845320	0.011152	54.557	0.0001
M5	1	-0.49954963	0.010948	-45.626	0.0001
X5	1	0.52482373	0.011089	47.327	0.0001

TEST: INCLIN	NUMERATOR:	.0570525	DF:	4	F VALUE:	16.8507
	DENOMINATOR:	.0033858	DF:	140	PROB >F:	0.0001
TEST: INCL12	NUMERATOR:	.0020369	DF:	1	F VALUE:	0.6016
	DENOMINATOR:	.0033858	DF:	140	PROB >F:	0.4393
TEST: INCL13	NUMERATOR:	0.1061860	DF:	1	F VALUE:	31.3626
	DENOMINATOR:	.0033858	DF:	140	PROB >F:	0.0001
TEST: INCL14	NUMERATOR:	6.3E-04	DF:	1	F VALUE:	0.1862
	DENOMINATOR:	.0033858	DF:	140	PROB >F:	0.6668
TEST: INCL15	NUMERATOR:	0.111746	DF:	1	F VALUE:	33.0047
	DENOMINATOR:	.0033858	DF:	140	PROB >F:	0.0001
TEST: INCL23	NUMERATOR:	0.079101	DF:	1	F VALUE:	23.3628
	DENOMINATOR:	.0033858	DF:	140	PROB >F:	0.0001
TEST: INCL24	NUMERATOR:	4.0E-04	DF:	1	F VALUE:	0.1185
	DENOMINATOR:	.0033858	DF:	140	PROB >F:	0.7312
TEST: INCL25	NUMERATOR:	.0838119	DF:	1	F VALUE:	24.7542
	DENOMINATOR:	.0033858	DF:	140	PROB >F:	0.0001
TEST: INCL34	NUMERATOR:	.0906471	DF:	1	F VALUE:	26.7730
	DENOMINATOR:	.0033858	DF:	140	PROB >F:	0.0001
TEST: INCL35	NUMERATOR:	5.0E-05	DF:	1	F VALUE:	0.0148
	DENOMINATOR:	.0033858	DF:	140	PROB >F:	0.9033

TEST: INCL45	NUMERATOR: .0957322	DF: 1	F VALUE: 28.2749
	DENOMINATOR: .0033858	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: INTERCP	NUMERATOR: 11.9274	DF: 4	F VALUE: 3522.7905
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: INTC12	NUMERATOR: 20.0439	DF: 1	F VALUE: 5920.0521
	DENOMINATOR: .00338	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: INTC13	NUMERATOR: 28.6263	DF: 1	F VALUE: 8454.8862
	DENOMINATOR: .00338	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: INTC14	NUMERATOR: .02153	DF: 1	F VALUE: 6.3614
	DENOMINATOR: .00338	DF: 140	PROB >F: 0.0128
TEST: INTC15	NUMERATOR: 5.2184	DF: 1	F VALUE: 1541.2751
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: INTC23	NUMERATOR: 0.7673	DF: 1	F VALUE: 226.6271
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: INTC24	NUMERATOR: 18.7515	DF: 1	F VALUE: 5538.3282
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: INTC25	NUMERATOR: 4.8000	DF: 1	F VALUE: 1417.6944
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: INTC34	NUMERATOR: 27.0785	DF: 1	F VALUE: 7997.7370
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: INTC35	NUMERATOR: 9.3955	DF: 1	F VALUE: 2774.9897
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: INTC45	NUMERATOR: 4.5697	DF: 1	F VALUE: 1349.6821
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: IDENT	NUMERATOR: 6.4775	DF: 8	F VALUE: 1913.1507
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: IDEN12	NUMERATOR: 10.6805	DF: 2	F VALUE: 3154.5190
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: IDEN13	NUMERATOR: 15.6976	DF: 2	F VALUE: 4636.3506
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: IDEN14	NUMERATOR: .0127	DF: 2	F VALUE: 3.7508
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0259
TEST: IDEN15	NUMERATOR: 3.0246	DF: 2	F VALUE: 893.3360
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: IDEN23	NUMERATOR: 0.5117	DF: 2	F VALUE: 151.1387
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: IDEN24	NUMERATOR: 9.9648	DF: 2	F VALUE: 2943.1512
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: IDEN25	NUMERATOR: 2.4295	DF: 2	F VALUE: 717.5665
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: IDEN34	NUMERATOR: 14.8221	DF: 2	F VALUE: 4377.7648
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: IDEN35	NUMERATOR: 4.9842	DF: 2	F VALUE: 1472.1090
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001
TEST: IDEN45	NUMERATOR: 2.6455	DF: 2	F VALUE: 781.3742
	DENOMINATOR: .0034	DF: 140	PROB >F: 0.0001

## ANALYSIS OF VARIANCE – PARALLEL MODELS

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB >F
MODEL	6	149.09001	24.8483347	5095.515	0.0001
ERROR	144	0.70222	0.0048765		
TOTAL	150	149.79223			
	ROOT MSE	0.06983202		R-SQUARE	0.9953
	DEP MEAN	-0.590898		ADJ R-SQ	0.9951
	C.V.			-11.818	

NOTE: NO INTERCEPT TERM IS USED. R-SQUARE IS REDEFINED.

## PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR H0: PARAMETER=0	PROB > (T)
M1	1	-1.11660436	0.01282681	-87.052	0.0001
M2	1	0.07673389	0.01282576	5.983	0.0001
M3	1	0.03768186	0.01282807	25.544	0.0001
M4	1	-1.07598208	0.01282704	-83.884	0.0001
M5	1	-0.48742692	0.01282936	-37.993	0.0001
X	1	0.57557755	0.00598278	96.206	0.0001

TEST: INTERCP NUMERATOR: 12.8979      DF: 4      F VALUE: 2644.9071  
 DENOMINATOR: .0049      DF: 144      PROB >F: 0.0001

## ANALYSIS OF VARIANCE – IDENTICAL MODELS

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB >F
MODEL	1	45.124336	45.124336	127.709	0.0001
ERROR	148	52.293887	0.353337		
TOTAL	149	97.418223			
	ROOT MSE	0.5944216		R-SQUARE	0.4632
	DEP MEAN	-0.590898		ADJ R-SQ	0.4596
	C.V.			-100.596	

## PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR H0: PARAMETER=0	PROB > (T)
INTERCEP	1	-0.45513545	0.04999904	-9.103	0.0001
X	1	0.57551004	0.05092630	11.301	0.0001

# ✓ EVALUACION DE LA ESTABILIDAD DEL RENDIMIENTO EN SEIS DENSIDADES DE SIEMBRA EN CACAO

---

✓  
F.O. Osorio G.\*

## INTRODUCCION

La evaluación estadística de las respuestas de experimentos con cultivos perennes entraña varias dificultades. Una de las primeras consideraciones que debe hacerse es que se está tratando con un experimento repetido en el tiempo sin aleatorización. En tales condiciones, la conducción de un experimento proporciona un cierto volumen de datos que puede tratarse de varias maneras:

- Análisis de la suma y promedio de todas las cosechas;
- agrupamiento cíclico de las cosechas;
- análisis de la interacción tratamiento-cosechas, y
- análisis multivariado de las respuestas.

En la mayoría de los casos, las dos últimas parecen ser las más adecuadas para manipular la información generada en la investigación con cultivos perennes, sin embargo, más que determinar un método de análisis por seleccionar, el investigador debe estar consciente de los propósitos de su experimento y de las características de la especie que está manipulando, especialmente en lo relativo a la varibilidad intrínseca de la misma.

La investigación con cacao (*Theobroma cacao* L.) tropieza con la dificultad del manejo de datos de gran variabilidad, por las características del cultivo, ya que es posible obtener una cosecha sólo del 40% de los árboles en un año, y, aparentemente, esa proporción no parece manifestar un patrón definido.

---

\* Departamento de Investigación Agrícola, Secretaría de Recursos Naturales, Comayagua, Honduras. El autor agradece al Ing. Claudio Santos Vigil del Instituto Hondureño del Café (IHCAFE) por proporcionar los datos para el presente estudio.

A menudo la investigación se propone el desarrollo de tecnologías de alta productividad, seleccionando aquellas opciones que produzcan la máxima productividad física y económica. Sin embargo, los propios productores agrícolas estarían más interesados en alternativas tecnológicas que, siendo más productivas, también sean de menor riesgo.

Una forma de minimizar el riesgo es desarrollar alternativas tecnológicas (genótipos, tratamientos agronómicos y sistemas de cultivos), que sean estables en diferentes condiciones de ambiente (Crossa 1990).

De esta manera, el concepto de estabilidad de las respuestas en un cultivo perenne se vuelve importante en el momento de seleccionar entre diferentes alternativas.

La selección del concepto de estabilidad es un problema en sí mismo. La literatura reciente que ha abordado ese tema es abundante (Lin *et al.* 1986) y diversas medidas se han propuesto para cada concepto.

En el presente trabajo se trata de analizar los resultados de un experimento de densidades de siembra en cacao, utilizando una técnica de análisis multivariado cuando al análisis de variancia ordinario no parecía proporcionar evidencia de efectos significativos en los tratamientos.

## MATERIALES Y METODOS

Se utilizan resultados de tres cosechas de un experimento en bloques al azar, con cuatro repeticiones, en el cual se evalúan seis distanciamientos de siembra en un cultivo de cacao localizado en la zona de Cuyamel, en el departamento de Cortés. Las distancias experimentales incluidas en el estudio fueron:

Tratamiento (núm.)	Distancia surco (m)	Distancia planta (m)	Plantas por hectárea
1	2	2	2 500
2	3	2	1 667
3	3	2.7	1 235
4	3	3.2	1 040
5	4	3.2	781
6	4	4	625

### Análisis estadístico

Inicialmente se utilizó un análisis de variancia combinado con los datos individuales para las tres cosechas, conforme al esquema de diseño en bloques divididos (*split-block*), en el que los

tratamientos fueron adjudicados a la parcela principal, en consideración a que estos ocupan físicamente la parcela y permanecen durante los años que dura el experimento. Los datos de cada cosecha se asignaron a las subparcelas, teniendo en cuenta las que no ocurren como producto de un sorteo, sino que se presentan en secuencia fija a lo largo (o en fajas) de cada tratamiento.

En caso de que este análisis no permitiera dilucidar las características de los efectos de tratamientos, y el posterior examen de la estabilidad de los mismos, a través de un análisis estadístico adecuado —como el provisto por el modelo de efectos principales aditivos e interacción multiplicativa (AMMI)—, se procedería a utilizar el nuevo método de análisis de la estabilidad de rendimientos, propuesto por Westcott (1987). El método de Westcott es un método de análisis multivariado de tipo geométrico.

El propósito básico de los métodos geométricos es representar cada objeto (tratamiento o cosecha, en este caso) por un punto en algún espacio euclidiano, de tal forma que objetos similares sean representados por puntos cercanos; luego la configuración de los puntos puede ser investigada con la intención de detectar alguna estructura subyacente. El análisis de coordenadas principales procesa la información contenida en una matriz de elementos conocidos, que representan distancias al cuadrado entre puntos en algún espacio euclidiano. El procedimiento determina las coordenadas de estos puntos.

El método de Westcott es simple, libre de restricciones del modelo y sus resultados pueden ser interpretados en gráficos fácilmente asimilables. Se basa en una medida de similitud apropiada entre tratamientos. En una cosecha, en particular, si  $H$  y  $L$  denotan tratamientos de mayor y menor rendimiento, entonces la similitud entre los rendimientos de los tratamientos  $x$  e  $y$  está definida por  $S(x, y) = (H - (x + y)/2) / (H - L)$  si  $x$  e  $y$  son diferentes, en tanto que  $S(x, x) = 1$ .

La medida de similitud entre un par de tratamientos indica la proximidad de sus promedios a  $H$ . Valores bajos de similitud indican gran proximidad a  $H$ , y altos valores indican mayor proximidad a  $L$ . La similitud es estandarizada, dividiendo por el rango de rendimientos observados en esa cosecha. Cuando se considera un conjunto de cosechas, la similitud entre  $x$  e  $y$  es el promedio de las similitudes entre  $x$  e  $y$ , a través de las mismas.

La ventaja de una medida de similitud, como la definida antes, es que conduce a una matriz de distancias cuadradas que es euclidiana. En un análisis de componentes principales de la matriz propuesta, se obtienen *eigen* valores no negativos y se proporcionan coordenadas de los puntos en el espacio euclidiano, denominadas ejes principales, tales que la distancia entre dos puntos representa exactamente la distancia entre los correspondientes tratamientos. La suficiencia de una representación en  $r$  dimensiones se mide por la proporción de la suma de los *eigen* valores debida a los primeros  $r$ . Si la representación es adecuada, los tratamientos que están sobre el promedio de rendimiento serán disímiles a los otros y serán representados por puntos que están más distantes, así puntos remotos identificarán a los tratamientos estables.

## RESULTADOS

### Análisis de variancia combinado

El Cuadro 1 muestra el resultado del análisis de variancia combinado, utilizando el esquema de bloques divididos. En el cálculo de los valores de las relaciones de variancia se utilizó la prueba aproximada de Satterthwaite. En este caso ninguna fuente de variación mostró efecto significativo, bajo la condición en la que la interacción tratamiento-cosecha no exista; y si existe no puede ser detectada por un análisis de variancia en el cual el coeficiente de variación es de 29.045%, sin posibilidades de recurrir a un análisis de estabilidad como el modelo AMMI.

Cuadro 1. Análisis de variancia combinado para la variable rendimiento de grano ( $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ ).

Fuente de variación	G.L.	Cuadrado medio	F
Bloques	3	7 495.17	0.154
Tratamiento	5	74 642.68	1.211
Error "a"	15	53 333.22	
Cosechas	3	56 867.45	3.377
Error "b"	6	8 532.71	
Tratamiento (cosecha)	10	21 555.51	1.627
Error "c"	30	397 496.84	

### Método de Westcott

Con los rendimientos en promedio de los seis tratamientos obtenidos en cada una de las tres cosechas (Cuadro 2), se efectuaron los cálculos necesarios para determinar las matrices de similitud (Cuadro 3), las que se calcularon para la cosecha menos productiva, la más productiva y para las tres cosechas.

Cuadro 2. Rendimientos en promedio de grano seco ( $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ ).

Cosecha	Tratamientos						Promedio
	1	2	3	4	5	6	
1	230.15	381.45	306.55	350.50	585.43	345.68	366.63
2	505.23	339.68	560.10	429.53	538.13	342.28	452.49
3	254.30	335.83	420.15	328.98	422.85	456.75	369.81
Promedio	329.89	352.32	428.93	369.67	515.47	381.57	



La cosecha mas productiva fue la segunda y la menos productiva la primera cosecha, con un rango de rendimiento de 366.63 a 452.49 kg ha<sup>-1</sup>.

**Cuadro 3. Matrices de similitud para la cosecha menos productiva (a); cosecha de mayor productividad (b); y todas las cosechas (c).**

	1	100.00								
	2	78.71	100.00							
	3	89.25	67.95	100.00						
(a)	4	83.06	61.77	72.31	100.00					
	5	50.00	28.71	39.25	33.06	100.00				
	6	83.74	62.45	72.99	66.80	33.74	100.00			
		1	2	3	4	5	6			
	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	1	100.00								
	2	62.45	100.00							
	3	12.45	50.00	100.00						
(b)	4	42.07	79.62	29.62	100.00					
	5	17.43	54.98	4.98	34.60	100.00				
	6	61.86	99.41	49.41	79.03	54.39	100.00			
		1	2	3	4	5	6			
	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	1	100.00								
	2	73.67	100.00							
	3	53.58	52.29	100.00						
(c)	4	68.89	67.60	47.51	100.00					
	5	41.93	40.64	20.55	35.86	100.00				
	6	65.20	63.91	43.81	59.13	32.17	100.00			
		1	2	3	4	5	6			

Las matrices de similitud procesadas con el análisis de coordenadas principales, permitieron el cálculo de coordenadas para cada tratamiento en un espacio tridimensional.

Los valores de las coordenadas se despliegan en una serie de gráficos, en los que se representa la dispersión de los puntos en las dos primeras coordenadas. Con el propósito de evitar una distorsión de la posición de los puntos en el gráfico, se presentan las distancias entre los puntos que representan cada tratamiento y del tratamiento que ocupa el centro de la figura y del cual irradian los otros puntos.

Los gráficos resultantes del método muestran su valor cuando la evaluación de estabilidad se basa en la acumulación secuencial de las cosechas. Así, se analiza por ciclos agrupando las

cosechas; se produce una sucesión de figuras, en las que las primeras dos coordenadas son graficadas para cada tratamiento.

Ignorar la información de la tercera y subsiguientes coordenadas puede distorsionar la relación entre tratamientos, revelada por la figura; sin embargo, esta distorsión puede reducirse superimponiendo un "árbol de distanciamientos mínimos" (*minimum spanning tree*). Esta superimposición provee un centro natural a la figura, constituido por un tratamiento del cual irradian todos los demás. Los buenos genótipos son simplemente aquellos que están más alejados del centro, y los tratamientos estables son los que consistentemente muestran ser buenos a través de los ciclos.

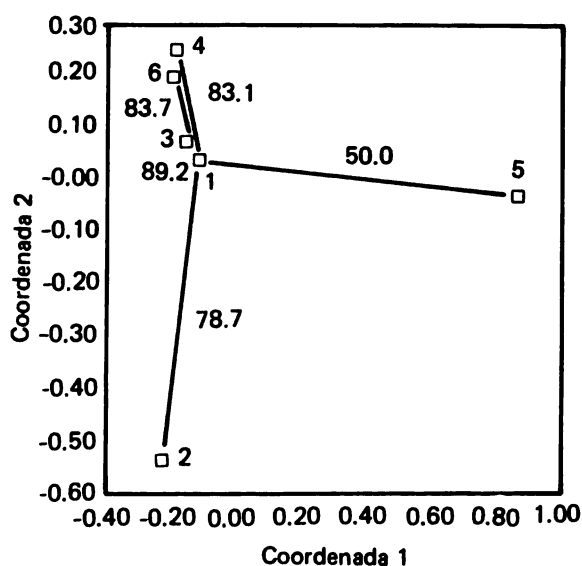
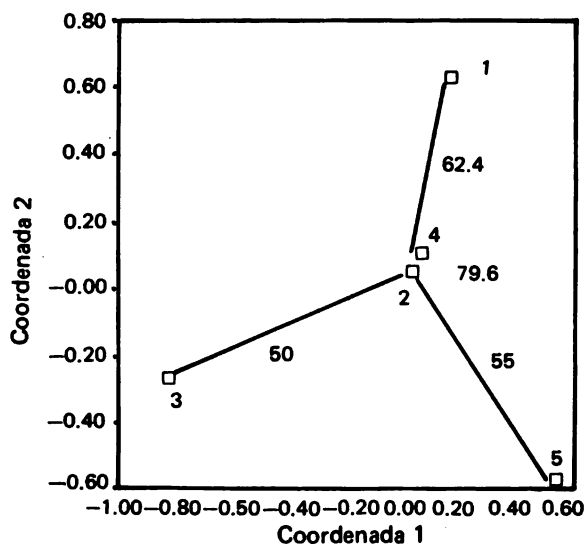


Fig. 1. Cacao: Cosecha menos productiva. Comportamiento de seis densidades de siembra.

La Figura 1 representa la evaluación del comportamiento de las seis densidades de siembra para la cosecha menos productiva. En ella, los tratamientos dos y cinco son los más alejados del centro, representado por el tratamiento uno.

En las figuras 2 y 3, que despliegan los resultados obtenidos para la cosecha más productiva y para todas las cosechas respectivamente, se ve que, en el primer caso, los tratamientos cinco, tres y uno son los más remotos, en tanto que, para el último caso, los tratamientos más alejados del centro del gráfico son los tratamientos tres y cinco. Entonces, se observa que consistentemente el tratamiento cinco se ubicó en posición alejada del centro de la figura, lo que permite calificarlo como el tratamiento más estable entre los seis evaluados. En este caso el tratamiento más estable (4 m x 3.2 m) fue también el de mayor productividad (515.47 kg ha<sup>-1</sup>).



El punto 6 coincide con el 2  
su distancia = 99.4

Fig. 2. Cacao: Cosecha más productiva.

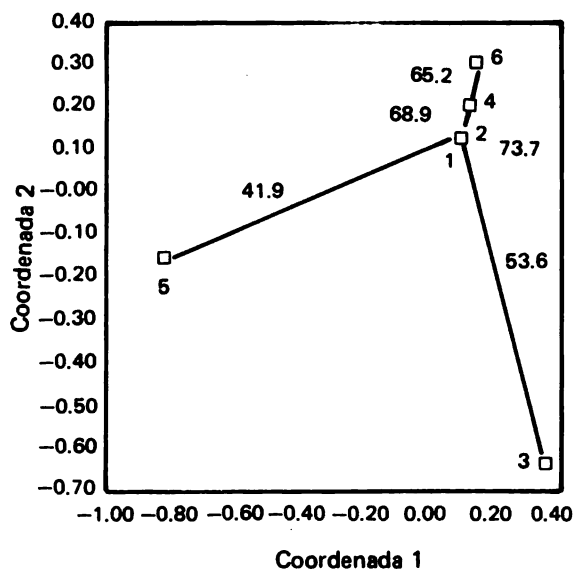


Fig. 3. Cacao: Resultados en todas las cosechas.

La suficiencia de la representación de las figuras en solamente dos dimensiones, se manifiesta porque las proporciones del valor total de los *eigen* valores logran capturar los tres ciclos evaluados: 66.66%, 69.71% y 59.97%, respectivamente.

## BIBLIOGRAFIA

CROSSA, J.; WESTCOTT, B.; GONZALES C. 1989. The yield stability of CIMMYT'S maize germplasm. *Euphytica* 40:245-251.

CROSSA, J. 1990. Statistical analysis of multilocation trial. In *Advances in Agronomy* 44. (En prensa).

LIN, C.S.; BINNS, M.R.; LEFKOVITCH L.P. 1986. Stability analysis where do we stand? *Crop Science* 26:894-900.

PEARCE, S.C. 1976. Field experimentation with fruit trees and other perennial plants. England, Kent, Commonwealth Agricultural Bureaux.

WESTCOTT, B. 1986. Some methods of analysing genotype-environment interaction. *Heredity* 56:243-253.

\_\_\_\_\_. 1987. A method of assessing the yield stability of crop genotypes. *Journal of Agricultural Science* 108:267-274.



**GRUPOS DE TRABAJO**  
**CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES**

---



## **GRUPOS DE TRABAJO CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES**

---

---

### **GRUPO 1**

---

**C. Cilas**

Instituto de Investigaciones  
en Café y Cacao (IRCC)/  
Centro de Cooperación en  
Investigación Agronómica para el  
Desarrollo (CIRAD)  
Francia

**C. Chen**

Instituto de Investigación  
Agropecuaria  
Panamá

**G. Gilbert**

COHDEFOR  
Honduras

**A. Mora**

**J. Morera**

Centro Agronómico Tropical  
de Investigación y Enseñanza  
(CATIE)  
Costa Rica

**O. Rosa**

Centro de Tecnología  
Agrícola  
El Salvador

**J. Sánchez**

Fundación Hondureña de  
Investigación Agrícola  
(FHIA)  
Honduras

**H. Tejada**

Instituto de Ciencia  
y Tecnología Agrícolas  
(ICTA)  
Guatemala

## CONCLUSIONES

En mejoramiento de cacao, el trabajo se divide en tres etapas:

1. Selección preliminar para obtener gran número de variables. En uno no se necesitan diseños estadísticos.
2. Fase de genótipos.
3. Etapa de evaluación en el plano del productor, con materiales experimentales.

Por parte del agricultor, se detectan problemas de heterogeneidad de suelo. Se deben usar bloques al azar y también parcelas subdivididas.

## RECOMENDACIONES

- Número de tratamientos debe ser de 15 a 20, o menos, dependiendo de la cantidad.
- Número de plantas debe ser de 60 por repetición, más un 10% (66 árboles previstos para siembra).
- Variables por medir son:
  - rendimiento,
  - número de mazorcas enfermas y sanas,
  - peso seco (número de almendras por mazorca), e
  - índice de mazorca (número de mazorcas necesitadas).
- Considerar en las variables las características de resistencia a enfermedades y la calidad.
- Análisis debe ser de variancia y de factor, o prueba no paramétrica.
- En la comparación de medias, se usan varios métodos, como el de Newman, Ben Kenory, Papadakis.
- Pruebas de medias corrientes en ensayos del agricultor.
- Se necesita material genético.
- Se necesita un testigo en todos los experimentos.
- Es mejor dividir el experimento en dos pequeños de 15, y ambos testigos para cada experimento. (Hubo contradicción: se dijo que no se podía porque no era la misma interacción en cada experimento. Esto tiende a confundir la investigación).
- Concentrarse en el número de plantas y las variables, en la práctica. Uniformar el tipo de criterios para seleccionar las variables.
- Poner los diseños apropiados en cada suelo al encontrar variables en dos sentidos.
- Técnica de análisis de variancia.



- Dificultad para conocer los limitantes del cacao, como la profundidad (técnica del bloque al azar, entre otros).
- Es conveniente cultivar entre parcelas.
- Bloques completos al azar no se adaptan por la heterogeneidad del material. Se adapta el diseño al azar para fungosidad y fertilidad, cuando se trabaja en medios variables.
- No elegir el diseño en bloques antes de ver el campo. Se construye un bloque si hay una pendiente, por ejemplo, si no hay un radiante.
- Elegir bloques al azar en la evaluación.
- En el campo puede haber uno o ningún radiante. Se prepara un diseño. En los libros no hay "recetas" para determinar el tipo de experimentos.
- Colaboración de un biometrista. No hay "recetas", cada experimento tiene sus propias características.
- Hay una contradicción entre los participantes: Unos dicen que los libros tienen "recetas" (grupo 2).
- Investigador debe coordinar su trabajo en el campo con el biometrista. No existen "recetas". Hay que tener en cuenta que si se empieza una investigación, posteriormente puede ser cambiada. No pretender que la experiencia mejorará el trabajo.
- Al trabajar en equipo —biometristas e investigadores—, hay que tener en cuenta que quien tiene menos experiencia puede también dar su apoyo.
- Biometristas pueden conformar equipos en cualquier investigación, pues su enfoque es multidisciplinario. No se deben ser tratados de la misma manera que a otros especialistas.

---

## **GRUPO 2**

---

**I. Bekele**

University of the  
West Indies (UWI)  
Trinidad

**B. Lauckner**

Instituto de Investigación  
y Desarrollo Agrícola  
del Caribe  
(CARDI)  
Trinidad

**H. O'Brien**

College of Agriculture  
Belize

**A. Rafie**

**E. Duron**  
Fundación Hondureña  
de Investigación Agrícola  
(FHIA)  
Honduras

**C. Stevenson**

Hershey Food Corporation  
USA

**J. Warren**

Cocoa Research  
Unit  
Trinidad

## RECOMENDACIONES

- No esperar "recetas" determinadas para los experimentos. Hay que usar más la experiencia y el criterio profesional.
- Mejorar la capacidad de comprensión y detección de las fuentes de variación.
- Cuidar las técnicas del bloqueo y conocer las posibilidades de las mismas.
- Utilizar varios criterios, como las características de los árboles (alturas y pendientes).
- Saber determinar qué covariables usar y cuándo emplearlas.
- En las pruebas de porcentajes, medir la cuantificación de la sombra, el uso de la mazorca muerta o perdida —por causa de enfermedad y no por el tipo de tratamiento—, como covariantes al aplicar cierto tipo de experimento.
- Tipo de tratamiento debe ser pequeño, siempre y cuando sea en fincas de agricultores.
- En cuanto a la metodología, el análisis de variancia debe ser limitado a uno de un año. Sumar todos los análisis anuales para mejorar la calidad de datos. Se sugiere buscar modelos y recolectar variedad de datos, que tengan más de tres puntos. Esto debe hacerse durante varios años.
- Recolectar variables específicas para un experimento específico, con base en los objetivos de los tratamientos.
- No es posible describir una variable para cada experimento.
- Al valorar cada dato, buscar la correlación entre las variables tratadas.
- Experimentación en cacao debe ser a largo plazo y su manejo definido. Esto es, usando estrategias establecidas. Las estrategias pueden variar y producir cambios, para prevenir la variación del rango ante las prácticas de manejo.
- Determinar el momento de tomar datos y aplicar documentos. Las prácticas de manejo pueden cambiar de año en año.
- Involucrar a un biometrista desde el diseño para elegir el más adecuado.
- Brindar cursos cortos usando datos de los investigadores para orientarse mejor en la experimentación.
- Mejorar la comunicación entre los habitantes de la región; y en el campo de la biometría para mejorar el proceso de producción de cacao.
- Para mejorar la calidad, valorar la posibilidad de ubicar nuevos fondos, y fortalecer el proceso de investigación.

- Grupo regional de biometristas debe incluir a profesionales de Centroamérica y el Caribe, para mejorar la comunicación e intercambiar experiencias.
- Buscar fondos para el mejoramiento de la biometría y la calidad de la investigación.

---

**GRUPO 3**

---

**O. Brenes**  
Banco Nacional  
de Costa Rica  
Costa Rica

**J. Corven**  
IICA-PROCACAO  
Costa Rica

**A. Dubón**  
**H. Fernández**  
**C. Zablah**  
Fundación Hondureña  
de Investigación  
Agrícola  
(FHIA)  
Honduras

**G. Linkemer**  
Ministerio de  
Agricultura y  
Ganadería  
(MAG)  
Costa Rica

**O. Osorio**  
Recursos Naturales  
Honduras

**J. Ortiz**  
COHDEFOR  
Honduras

**W. Phillips**  
Centro Agronómico  
Tropical para la  
Investigación y la  
Enseñanza  
(CATIE)  
Costa Rica

## CONCLUSIONES

- El número adecuado de plantas por parcela es de 60 unidades por repetición, para los experimentos. La información sobre el método, ventajas y desventajas es escasa. Es necesario analizar y establecer programas alrededor del cálculo de la covariancia de la planta. Asimismo es imprescindible que un especialista elabore un programa de cómputo para facilitar el cálculo e interpretación de los resultados.
- Se discutió profundamente el tema de las enfermedades en cacao. Y, aunque es difícil estandarizar el método de investigación sobre aquellas, se necesita establecer un foro periódico con miembros del PROCACAO para plantear el tipo de investigaciones y sus resultados. El propósito es fortalecerlas y lograr uniformidad en los aspectos de la investigación. Se planteó la necesidad de efectuar un foro donde diferentes países presenten investigaciones, métodos y objetivos para un enriquecimiento mutuo.
- Método de Wescott es interesante para comparar materiales ante diferentes factores. Pero hay que validarlo en cacao para un uso más confiable. Actualmente existe información sobre varios años de cosecha, que puede servir para validar el método en el caso del cacao y para, posteriormente, plantearlo si se logra tener normalidad en la producción. Sin embargo, el método presenta problemas de fragilidad, y debe ser estudiado en variables de evaluación.

## RECOMENDACIONES

- Plantear la elaboración y publicación de un instructivo, por un equipo interdisciplinario (biometrista), sobre los métodos en cacao. Se incluirán alternativas y sus ventajas y desventajas.
- Definir, con un biometrista, instructivos específicos sobre: metodología al azar y patrones básicos de diseños en cacao.

**ANEXO 1**  
**PROGRAMA SEMINARIO REGIONAL**  
**DISEÑOS EXPERIMENTALES Y METODOLOGIAS**  
**ESTADISTICAS EN CACAO**

---



## **Programa del Seminario Regional sobre Diseños Experimentales y Metodologías Estadísticas en Cacao**

**16 de setiembre de 1990**

Llegada e instalación  
en el hotel Copanti

**17 de setiembre de 1990**

7:30 – 8:30  
Registro

8:30 – 9:00 a.m.  
Inauguración

9:00 – 9:15  
Una introducción a la  
problemática de variaciones  
en investigación con cacao.  
*A. Rafie y J. A. Sánchez*

9:15 – 9:45  
Experiencia del CATIE en  
el uso de diseños y metodologías  
estadísticas sobre cacao.  
*A. Mora, J. Morera, W. Phillips,  
A. Paredes*

9:45 – 9:55  
Preguntas y respuestas

9:55 – 10:25  
Utilización de los  
dispositivos en parejas  
experimentales cacaotera.  
*C. Cilas, R.A. Muller*

10:25 – 10:35  
Preguntas y respuestas

10:35 – 10:50  
Café

10:50 – 11:20  
An analysis of yield of  
cocoa progeny trials  
in Trinidad: Inference bands and  
their use comparison of field.  
*I. Bekele*

11:20 – 11:30  
Preguntas y respuestas

11:30 – 12:10  
Análisis "Cluster", una  
alternativa para la integración  
de varias variables en la  
evaluación de la resistencia a  
enfermedades en cacao.  
*O. Gómez Brenes*

12:10 – 12:20  
Preguntas y respuestas

12:20 – 13:45  
Almuerzo

14:00 – 14:30

Evaluación de la estabilidad  
del rendimiento de seis densidades  
de siembra en cacao.

*F. Ojeda García*

14:30 – 14:40

Preguntas y respuestas

15:05 – 15:15

Preguntas y respuestas

15:15 – 15:30

Café

15:30 – 16:00

Preguntas y respuestas

**18 de setiembre de 1990**

8:30 – 9:00

Dispositivos experimentales  
y selección en el cacaotal.

*C. Cilas*

9:00 – 9:10

Preguntas y respuestas

9:40 – 10:00

Café

10:00 – 10:30

Statistical procedure  
for comparison of linear  
models.

*E. Sena Freire, L. Pereira  
Dos Santos Filho*

10:30 – 10:40

Preguntas y respuestas

12:00 – 14:00

Almuerzo

14:00 – 15:00

Discusión General y Conclusiones

*J. Corven, A. Raffie, J. Sánchez*







