

Diseño de bloques

En ocasiones puede ocurrir que se introduzca una variable en el diseño de investigación para controlar su efecto y reducir con ello la varianza del error aleatorio. Se trata de una variable que es fuente de varianza sistemática secundaria (mantiene una relación estadísticamente significativa con la variable dependiente) y se desea controlar su efecto a través del diseño que se utiliza para analizar los datos del estudio (control de la varianza sistemática secundaria). Conviene recordar, que la hipótesis del estudio está formada por las variables explicativas, es decir la variable independiente (fuente de varianza sistemática primaria) y la variable dependiente. Sin embargo, pueden haber más variables en el estudio como, por ejemplo las variables de bloqueo cuya función es de control.

El diseño de bloques supone utilizar la técnica de control de la constancia a través de la introducción de la variable de bloqueo en la ecuación estructural. Se trata de un factor o variable independiente que está formado por condiciones o grupos y estadísticamente es indistinguible de una variable independiente fuente de varianza sistemática primaria. Sus efectos se estiman del mismo modo. Y, para determinar si un factor del diseño tiene la función de bloque o se trata de una variable independiente objeto de estudio teórico es necesario conocer el enunciado de la hipótesis de investigación. En la hipótesis de investigación únicamente se detallan las variables explicativas, es decir, las variables del efecto o varianza sistemática primaria (variable independiente) y la variable medida (variable dependiente). La variable de bloqueo se explica en el texto, pero cuando se hace referencia al diseño del estudio y a su planificación ya que ahí se debe detallar que se planificó el control de la variable de bloqueo y por ello se crearon los grupos que forman las condiciones de dicha variable de bloqueo.

Las variables de bloqueo se introducen en la ecuación estructural del diseño como fuente de varianza que no forma parte de la hipótesis sustantiva del estudio, pero gracias a ello se controla su efecto y se reduce el término de error del modelo. En todos los diseños de investigación se desea que el error aleatorio sea el mínimo posible (minimizar el error). Cuando se introduce una variable de bloqueo en la

ecuación estructural se está controlando su efecto y se está reduciendo el término de error.

Cuando el investigador o investigadora considera que puede haber una variable que no tiene una distribución homogénea entre los participantes y podría ser causa de heterogeneidad entre ellos (se trata de grupos no homogéneos), puede optar por incluirla en el diseño como un factor o variable independiente y actuar como variable de bloqueo. Esa variable de bloqueo permite crear grupos o condiciones de la variable independiente objeto de estudio (fuente de varianza sistemática primaria) donde en gran medida se garantiza que hay una distribución homogénea de la variable de bloqueo en cada condición de la variable independiente, controlando con ello su efecto (ya que los grupos serán homogéneos en la variable de bloqueo) y, al mismo, tiempo aumentando la potencia estadística ya que se reduce el término de error del modelo. Este diseño se conoce como diseño de bloques.

El diseño de bloques se utiliza cuando el estudio tiene una metodología cuasi-experimental y la ausencia de asignación aleatoria del tratamiento podría suponer que hay alguna variable extraña que habría que controlar y una técnica útil puede ser bloquearla (diseño de bloques no aleatorizados). Sin embargo, también en los estudios con metodología experimental se puede utilizar una variable de bloqueo, pero antes de la asignación aleatoria del tratamiento se han configurado los bloques con sus condiciones o grupos y, posteriormente, se podrían asignar de forma aleatoria las condiciones del tratamiento a cada bloque de forma independiente (diseño de bloques aleatorizados). Es decir, diseños aleatorizados por bloques.

En resumen y repasando cuestiones que ya se han tratado anteriormente en el libro, en un diseño completamente aleatorizado (*metodología experimental sin restricciones en la aleatorización*), los tratamientos (condiciones de la o las variables independientes) se asignan al azar a los participantes sin restricciones. Pero en un diseño con una metodología experimental con restricciones hay un paso previo donde se crean los bloques en función de las características propias de los participantes (se estratifica a los participantes en alguna variable no aleatoria) y, posteriormente, se asigna al azar el tratamiento a cada uno de los bloques creados

(*metodología experimental con restricciones en la aleatorización o diseños parcialmente aleatorios*). Cada bloque estará formado por unidades experimentales que forman un grupo homogéneo y gracias a ello se reduce el residual o error del modelo.

Cuando en una investigación hay que bloquear dos variables extrañas (dos variables de bloqueo) y se puede suponer justificadamente -por razonamientos teóricos o por el aval de otros estudios- que no interactúan las variables extrañas entre ellas ni con la independiente, es posible reducir los costes del experimento aplicando un diseño de cuadrado latino.

Conviene recordar que para considerar un diseño con dos o más variables independientes como experimental al menos una de estas debe ser manipulada y asignada aleatoriamente. La otra variable no debe ser manipulada o asignada necesariamente.

Se recomienda a los lectores y lectoras que repasen el apartado de asignación aleatoria que se ha detallado anteriormente en el libro y valoren de nuevo el ejemplo de la glucosa en sangre en la línea base que se medía para que actuase como una variable de bloqueo: glucosa alta, glucosa media y glucosa baja. Se creaban esos tres grupos de sujetos y, posteriormente se asignaba al azar a cada uno de los bloques formados, y de forma independiente, las dos condiciones de la variable independiente que eran objeto de estudio: un fármaco para el tratamiento de la diabetes o un fármaco placebo. Por lo tanto, se controla que en el grupo de la condición de fármaco para el tratamiento de la diabetes hay participantes de las tres de categorías de nivel de glucosa en la línea base y también se controla que ocurra lo mismo en el grupo de fármaco placebo. De este modo se garantiza la distribución homogénea de los distintos niveles de glucosa de línea base en el grupo experimental y en el grupo de control. Se trata de un *diseño de bloques con restricciones en la aleatorización* porque no todas las variables o factores del diseño se han asignado al azar (la glucosa previa en sangre es una variable asignada y por lo tanto no es posible aleatorizarla).

Ecuación estructural del diseño de bloques

La ecuación estructural de los diseños con variables de bloqueo no difiere de la del diseño factorial, pero sí impone que el modelo sea necesariamente aditivo. De todas maneras, si el modelo que plantea la hipótesis del estudio es aditivo, también hay que estimar el efecto de la interacción en la ecuación estructural para comprobar que esta fuente de variación no es estadísticamente significativa (primer supuesto del diseño con bloques).

El diseño de bloques más sencillo es factorial y tiene dos factores: factor A vinculado a la variable independiente (factor de 'varianza sistemática primaria') y el Factor B vinculado a la variable de bloqueo que se controla (factor de 'varianza sistemática secundaria' controlada), configurando un diseño entre grupos de bloques A x B que está definido como un modelo de efectos aditivos en la siguiente ecuación estructural:

$$Y = M + A + B + E$$

Y = valores de la variable dependiente

M = media de la variable dependiente

A = efecto principal del primer factor, A

B = efecto principal del segundo factor, B

E = error de estimación del modelo

Supuestos del diseño de bloques

Los dos supuestos del modelo de bloques son: 1) el modelo factorial es aditivo y 2) la variable de bloqueo está relacionada con la variable dependiente.

1- Comprobar que no hay efecto de interacción estadísticamente significativo entre los factores A (variable de tratamiento) y B (variable de bloqueo).

El primer supuesto de un diseño con variables de bloqueo señala que la variable independiente o variable de tratamiento y la de bloqueo no deben interaccionar; es decir, la relación entre la variable de bloqueo y la variable de tratamiento no afecta a la expresión de la variable dependiente. Si la variable de

bloqueo interacciona con la independiente, la de bloqueo no podría ser extraña a los objetivos del estudio sino que debería ser otra variable independiente de tratamiento, y la hipótesis debería explicar la naturaleza de la interacción. Para comprobar este principio se aplica una ANOVA donde se analiza, exclusivamente, si el efecto de la interacción es estadísticamente significativo. Si no se cumpliera este supuesto (valor p de la fuente de varianza de la interacción menor a .05), la justificación teórica que avalara el modelo quedaría desconfirmada por los datos. En cambio, si el modelo factorial es aditivo (el efecto de interacción no es estadísticamente significativo, $p > \alpha$) entonces se podrá continuar con el análisis del diseño de bloques. Una vez tenemos los resultados del modelo no aditivo con interacción no es necesario volver a construir todo el desarrollo de la ecuación ecuación estructural, pues el resultado de las operaciones se puede conocer sin tener que hacer los cálculos. Simplemente hay que añadir a la suma de cuadrados del error y a sus grados de libertad los valores de la fuente de varianza de la interacción.

Por lo tanto, el diseño de bloques se corresponde con una ecuación estructural definida por un modelo aditivo, es decir, no tiene efecto de interacción entre los dos factores. Esta ausencia de efecto de interacción debe comprobarse con los datos del estudio a través de lo que se denomina 'prueba de la aditividad' (el efecto de interacción no es estadísticamente significativo, $p > \alpha$, primer supuesto del diseño de bloques). Si se detectará un efecto de interacción estadísticamente significativo entonces se habría producido un desajuste con la hipótesis teórica planteada ya que dicha hipótesis no debe hacer referencia a un efecto de interacción entre los factores principales del modelo ya que se optó por este modelo aditivo cuando se planificó el estudio. Es decir, si se detecta un efecto de interacción, entonces la hipótesis de la investigación resultaría automáticamente invalidada.

2- Comprobar que en el modelo aditivo la variable dependiente está relacionada con la de bloqueo (la fuente de varianza de la variable bloqueada es estadísticamente significativa cuando se plantea el modelo aditivo de los efectos).

Y una vez comprobado que el modelo es aditivo, se analizan los datos con el modelo aditivo y se somete al contraste estadístico mediante el ANOVA. Y antes de

interpretar el efecto de la variable independiente o factor de la hipótesis, se debe comprobar que el factor de bloqueo sí es una variable con un efecto estadísticamente significativo ($p \leq \alpha$, segundo supuesto del diseño de bloques) sobre la variable dependiente. Si se comprueba que el efecto de la variable bloqueada no es estadísticamente significativo entonces su varianza podría formar parte de la varianza de error y afectará poco a la prueba de hipótesis del factor A o factor de varianza sistemática primaria; en ese caso se trataría de una variable no extraña sino una variable irrelevante como muchas otras variables. Los datos deberían analizarse en un modelo sin factor de bloqueo.

Si se cumple con los dos supuestos se habrá conseguido reducir una parte de la varianza del error y la prueba de la hipótesis se podrá realizar con un término residual menor que si no se hubiera controlado la variable extraña en cuestión. Obviamente, no se hacen pruebas entre las medias de los bloques, ya que este análisis no tiene interés teórico.

Hay que tener en cuenta que la variable extraña se bloquea porque se supone que está relacionada de forma estadísticamente significativa con la variable dependiente y si no se controla su efecto entonces el término de error se incrementará. Si el investigador o investigadora sospecha que la asignación aleatoria no es una técnica de control suficiente para controlar esa fuente de varianza extraña (metodología experimental) o si se conoce su efecto y no hay asignación aleatoria (metodología no experimental) se puede optar por incluir dicha variable en la ecuación estructural como un factor y controlar su efecto ya que se mantiene constante en todos los grupos de tratamiento. Además, cuando se controla su efecto, aumenta la potencia estadística de la prueba estadística del factor de varianza sistemáticas (disminuye el error y, por lo tanto, el numerador de la prueba F)

Estimación de los efectos

La estimación de las fuentes de varianza del diseño de bloques se realizan exactamente igual que en todos los diseños.

El efecto de la manipulación del primer factor, A, en la variable dependiente se estima a partir de las diferencias entre las medias de los grupos sometidos a los

distintos niveles de **A** menos la media general, por el mismo procedimiento que se utiliza para estimar un efecto principal:

$$\mathbf{A} = \mathbf{M}_a - \mathbf{M}$$

El efecto de la manipulación del segundo factor, **B**, se estima a partir de las diferencias entre las medias de los grupos sometidos a los distintos niveles de **B** menos la media general:

$$\mathbf{B} = \mathbf{M}_b - \mathbf{M}$$

Tanto **A** como **B** estiman los denominados *efectos principales* de los factores, y ambos efectos tienen resultados aditivos, esto es, podemos estimar **A** independientemente de **B**, y **B** independientemente de **A**. Por tanto el modelo aditivo de un diseño factorial con dos factores es:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{M} + \mathbf{A} + \mathbf{B} + \mathbf{E}$$

Este modelo no contempla, por tanto, el efecto de interacción en la expresión de su ecuación estructural.

El lector o lectora puede comprobar la diferencia de pronóstico que se deriva del modelo aditivo y del modelo no-aditivo tal y como se ha detallado anteriormente en el diseño factorial. A continuación se detalla la predicción que se hace del primer sujeto a partir del modelo aditivo:

$$\hat{\mathbf{Y}} = \mathbf{M} + \mathbf{A} + \mathbf{B} = \bar{\mathbf{Y}} + \hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 = 10 + -3 + -3 = 4$$

La predicción del mismo sujeto bajo el modelo no-aditivo:

$$\hat{\mathbf{Y}} = \mathbf{M} + \mathbf{A} + \mathbf{B} + \mathbf{AB} = \bar{\mathbf{Y}} + \hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 + \hat{\alpha}\hat{\beta}_{11} = 10 + -3 + -3 + -2 = 2$$

Lógicamente la predicción de los dos modelos no será la misma, ni tampoco serán iguales los errores de predicción cometidos por ambos modelos.

Por lo tanto, en el modelo aditivo, el error de estimación que se comete está definido por la diferencia entre la puntuación pronosticada y la puntuación obtenida. Como la estimación del valor de la variable dependiente se hace a partir de los efectos de **A** y **B** entonces la puntuación pronostica es:

$$\hat{Y} = M + A + B$$

El error de estimación a partir del modelo aditivo será:

$$E_{H_1} = Y - \hat{Y} = Y - (M + A + B)$$

Es decir:

$$E_{H_1} = Y - M - A - B$$

Para comprobar si los efectos estimados en el experimento son estadísticamente significativos hay que aplicar la prueba de la hipótesis. Para ello, se eleva al cuadrado cada uno de los efectos y se obtienen las Sumas de Cuadrados que deben ser ajustadas por sus grados de libertad (SC / gl) para obtener las Medias Cuadráticas.

Los grados de libertad de los *efectos principales* se obtiene restando un punto del número de condiciones de cada factor:

- los grados de libertad de *A* son $a - 1$ y
- los grados de libertad de *B* son $b - 1$

Los grados de libertad del término residual o error se calculan descontando de los grados de libertad totales los de los efectos principales: $gl_{total} - gl_A - gl_B$. Los grados de libertad totales son $N - 1$.

SUPÒSIT D'INVESTIGACIÓ: DISSENY AMB BLOCS 2x2 UNIVARIAT ORTOGONAL

SUPÒSIT. En la pràctica totalitat de les investigacions i manuals d'hipnosi es fa referència a la relació entre aquesta i el record, per la possibilitat d'evocar mitjançant els tràngols hipnòtics successos i vivències que es troben postergats a l'oblit pel pas del temps, o per trobar lligats a processos traumàtics. La finalitat terapèutica d'utilitzar la relaxació, sofrologia o hipnosi és la de recuperar la informació a la qual el subjecte sembla no tenir accés a un estat d'activació normal. Però la mateixa desconexió amb el món exterior que s'aconsegueix en aquests estats sembla entorpir els processos d'aprenentatge. S'ha comprovat que l'aprenentatge (mesurat pel record després del tràngol) es dificulta quan es va

aprendre en estat d'hipnosi. Un investigador pretén replicar els resultats de les investigacions, però amb la finalitat d'augmentar la potència del disseny bloqueja la capacitat dels subjectes per recordar llistes de paraules amb tres condicions: baixa, mitjana i alta. El procés de selecció de la mostra es realitza aleatòriament a partir del total d'alumnes matriculats a l'assignatura de Pensament. Tots els alumnes van completar una prova per mesurar la capacitat per recordar llistes de paraules; a partir de la seua puntuació en aquesta prova es van dividir mitjançant els percentils 25 i 75 en els tres blocs. Per a cada bloc es van extreure aleatòriament quatre alumnes, assignant mitjançant el atzar la meitat a cada condició de la variable independent. Suposa que l'aprenentatge produït en el tràngol hipnòtic serà sempre menor, no interactuant aquest factor amb la capacitat de retentiva dels subjectes. Els resultats són els següents:

Tabla 1 *Recuerdo*

(A) Estado	(B) Retentiva			\bar{Y}_a
	b ₁ <i>Baja</i>	b ₂ <i>Media</i>	b ₃ <i>Alta</i>	
a ₁ <i>Hipnosis</i>	18	14	27	
	10	16	23	
$\bar{Y}_{a_1 b}$				
a ₂ <i>Vigilia</i>	18	22	35	
	14	28	39	
$\bar{Y}_{a_2 b}$				
\bar{Y}_b				$\bar{Y} =$

1. Completi l'equació estructural i calculi les sumes de quadrats.

	N	Y	\bar{Y}	y	A	B	AB	\hat{Y}	E
$a_1 b_1$	1	18							
...	...	10							
$a_1 b_2$	3	14							
...	...	16							
$a_1 b_3$	5	27							
...	...	23							
$a_2 b_1$	7	18							
...	...	14							
$a_2 b_2$	9	22							
...	...	28							
$a_2 b_3$	11	35							
...	...	39							
SC									
gl									
				TOTAL	FACTORES			ERROR	

2. Comproveu si es compleix el supòsit de no interacció (és el model no additiu o és un model additiu?).

Tabla 3 *Diseño factorial 2 × 3 con interacción*

<i>Fuente</i>	<i>SC</i>	<i>gl</i>	<i>MC</i>	<i>Razón F</i>	<i>p</i>	$\hat{\eta}^2$
<i>A</i>					0.050	
<i>B</i>					0.050	
<i>A × B</i>					0.050	
<i>Error</i>						
<i>Total</i>				F_{tablas}	=	
				F_{tablas}	=	

3. Completeu la taula resum de l'anàlisi de la variància (modelo additiu. Disseny amb blocs).

Tabla 4 *Diseño factorial 2 × 3*

<i>Fuente</i>	<i>SC</i>	<i>gl</i>	<i>MC</i>	<i>Razón F</i>	<i>p</i>	$\hat{\eta}^2$
<i>A</i>					0.050	
<i>B</i>					0.050	
<i>Error</i>						
<i>Total</i>				F_{tablas}	=	
				F_{tablas}	=	

4. Redacció del resultats.

5. Quina conclusió tindríem en el cas de no haver realitzat el bloqueig?

Tabla 5 *Diseño unifactorial*

<i>Fuente</i>	<i>SC</i>	<i>gl</i>	<i>MC</i>	<i>Razón F</i>	<i>p</i>	$\hat{\eta}^2$
<i>A</i>					0.050	
<i>Error</i>						
<i>Total</i>				F_{tablas}	=	

Exercici 1.

SUPUESTO. DISEÑO DE BLOQUES. EJECUCIÓN CON EL SPSS

Un profesional está analizando si existen diferencias entre administrar una o dos dosis de un preparado farmacéutico. La terapia farmacológica está diseñada específicamente para el tratamiento de la *ansiedad generalizada*. La muestra experimental está compuesta por pacientes aquejados de esta psicopatología pero que una parte de los mismos tienen un diagnóstico grave y otra parte un diagnóstico moderado. El investigador decide bloquear el grado de gravedad de la enfermedad para mejorar la potencia del diseño. Determine si se cumple el supuesto de aditividad habiendo obtenido los siguientes resultados.

	b_1 moderado	b_2 grave
a_1 2 dosis	3	14
	2	10
	1	12
a_2 1 dosis	13	18
	8	14
	9	16

1°. Para comprobar el supuesto de aditividad hay que comprobar si hay un efecto de interacción significativo entre el tratamiento y la gravedad de la *ansiedad generalizada*. EJECUTAR EL MODELO CON EL SPSS.

Fuente	SC	gl	MC	Razón F	p	η^2
A	108	1	108	27	<0.05	0.314
B	192	1	192	48	<0.05	0.558
A x B	12	1	12	3	>0.05	0.035
Error	32	8	4			
Total	344	11				

Como $F_{A \times B, 1, 8} = 3$ mantenemos la hipótesis nula ($p > 0.05$). Por tanto, no hay efectos de interacción y se cumple el supuesto de aditividad. Los efectos del tratamiento y la gravedad de la psicopatología son por tanto independientes, si no fuera así entonces estaríamos afirmando que en función de que la enfermedad se encontrase en un punto grave o moderado el tratamiento tendría efectos diferentes.

2° Comprobar que si existe relación entre la variable dependiente y la bloqueada

Como ya calculamos en el ejercicio anterior las sumas de cuadrados correspondientes a cada fuente de variación y no encontramos diferencias significativas en el término de interacción, eliminamos el componente de interacción de la ecuación estructural y aplicamos la prueba de la hipótesis de nuevo. EJECUTAR EL MODELO CON EL SPSS.

Fuente	SC	gl	MC	Razón F	p	η^2
A	108	1	108.000	22.091	<0.05	0.314
B	192	1	192.000	39.272	<0.05	0.558
Error	44	9	4.889			
Total	344	11				

Si que existe relación entre la variable bloqueada y la dependiente ($F_{B, 1, 9} = 39.27$; $p < 0.05$), haber bloqueado el grado de la enfermedad ha supuesto descontar 192 de la suma de cuadrados del error. Si no se hubiese rechazado la hipótesis nula en el término de bloqueo habría supuesto que la variable dependiente y la bloqueada no tienen relación, no estando justificado aplicar el diseño de bloques.

Cabe por tanto deducir que existen diferencias en la variable dependiente en función de si se administra una o dos dosis del preparado. En el caso de que se administre una única dosis la media observada es 13 y si se administran dos, la ansiedad observada disminuye a 7.

Cuál habría sido el resultado si no hubiese bloqueado el investigador el efecto de la variable gravedad.

Fuente	SC	gl	MC	Razón F	p	η^2
A	108	1	108.0	4.576	>0.05	0.314
Error	236	10	23.6			
Total	344	11				

No se habría demostrado que existiese diferencia entre administrar una o dos dosis del fármaco ($F_{A, 1, 10} = 4.58$; $p > 0.05$), pese a que la estimación del tamaño del efecto es la misma que en el diseño de bloques ($\eta^2 = 0.314$).

Exercici 2. SPSS. A x B : modelo aditivo

EJECUTAR CON EL SPSS. DISEÑO DE BLOQUES

1º COMPROBAR EL SUPUESTO DE ADITIVIDAD DE LOS FACTORES

Variable dependiente:Eficacia						
Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.	Eta al cuadrado parcial
Modelo corregido	246,000 ^a	5	49,200	14,057	,000	,854
Intersección	1800,000	1	1800,000	514,286	,000	,977
Terapia	162,000	1	162,000	46,266	,000	,794
Juez	84,000	2	42,000	12,000	,001	,667
Terapia * Juez	,000	2	,000	,000	1,000	,000
Error	42,000	12	3,500			
Total	2088,000	19				
Total corregida	288,000	17				

a. R cuadrado = ,854 (R cuadrado corregida = ,793)

2º REDEFINIR EL MODELO: 1º COMPROBAR EL EFECTO ESTADÍSTICAMENTE SIGNIFICATIVO DE LA VARIABLE DE BLOQUEO Y 2º INTERPRETAR EL EFECTO DE LA VARIABLE DE TRATAMIENTO CON ESE DISEÑO DE BLOQUES

ANALIZAR----MODELO LINEAL GENERAL----UNIVARIANTE----MODELO

ejecutar

Variable dependiente:Eficacia						
Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.	Eta al cuadrado parcial
Modelo corregido	246,000 ^a	3	82,000	27,333	,000	,854
Intersección	1800,000	1	1800,000	600,000	,000	,977
Terapia	162,000	1	162,000	54,000	,000	,794
Juez	84,000	2	42,000	14,000	,000	,667
Error	42,000	14	3,000			
Total	2088,000	18				
Total corregida	288,000	17				

a. R cuadrado = ,854 (R cuadrado corregida = ,823)

Medias marginales estimadas

1. Terapia				
Variable dependiente:Eficacia				
Terapia	Media	Error típ.	Intervalo de confianza 95%	
			Límite inferior	Límite superior
1	7,000	,577	5,762	8,238
2	13,000	,577	11,762	14,238

DISEÑO DE BLOQUES (DISEÑO PARCIALMENTE ALEATORIZADO)

<p>Supuesto</p> <p>Un psicólogo clínico está valorando si existen diferencias entre dos tipos de terapia, selecciona 18 sujetos y 9 son asignados a cada condición experimental. Para llevar a cabo su investigación utiliza tres jueces que, de forma independiente, valoran la eficacia de cada uno de estos tratamientos en una escala entre 1 y 20. Si controlamos la fuente de variabilidad de los jueces:</p> <p>Tabla 71 Matriz de resultados</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>$a_1 \rightarrow$ Cognitiva</th> <th>$a_2 \rightarrow$ Conductual</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>juez 1</td> <td>5, 4, 6</td> <td>13, 9, 11</td> </tr> <tr> <td>juez 2</td> <td>12, 10, 8</td> <td>14, 18, 16</td> </tr> <tr> <td>juez 3</td> <td>6, 4, 8</td> <td>10, 14, 12</td> </tr> </tbody> </table>		$a_1 \rightarrow$ Cognitiva	$a_2 \rightarrow$ Conductual	juez 1	5, 4, 6	13, 9, 11	juez 2	12, 10, 8	14, 18, 16	juez 3	6, 4, 8	10, 14, 12	<p>1º. Comprobar la aditividad del modelo</p> <p>Tabla Diseño entre las dos terapias bloqueando la variable juez y estimando la interacción</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Fuente</th> <th>SC</th> <th>gl</th> <th>MC</th> <th>Razón F</th> <th>p</th> <th>η^2</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Terapia</td> <td>162</td> <td>1</td> <td>162.0</td> <td>46.286</td> <td>< 0.05</td> <td>0.563</td> </tr> <tr> <td>B_{juez}</td> <td>84</td> <td>2</td> <td>42.0</td> <td>12.000</td> <td>< 0.05</td> <td>0.292</td> </tr> <tr> <td>A x B</td> <td>0</td> <td>2</td> <td>0.0</td> <td>0.000</td> <td>1.000</td> <td>0.000</td> </tr> <tr> <td>Error</td> <td>42</td> <td>12</td> <td>3.5</td> <td></td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>Total</td> <td>288</td> <td>17</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td> </tr> </tbody> </table>	Fuente	SC	gl	MC	Razón F	p	η^2	Terapia	162	1	162.0	46.286	< 0.05	0.563	B _{juez}	84	2	42.0	12.000	< 0.05	0.292	A x B	0	2	0.0	0.000	1.000	0.000	Error	42	12	3.5				Total	288	17				
	$a_1 \rightarrow$ Cognitiva	$a_2 \rightarrow$ Conductual																																																					
juez 1	5, 4, 6	13, 9, 11																																																					
juez 2	12, 10, 8	14, 18, 16																																																					
juez 3	6, 4, 8	10, 14, 12																																																					
Fuente	SC	gl	MC	Razón F	p	η^2																																																	
Terapia	162	1	162.0	46.286	< 0.05	0.563																																																	
B _{juez}	84	2	42.0	12.000	< 0.05	0.292																																																	
A x B	0	2	0.0	0.000	1.000	0.000																																																	
Error	42	12	3.5																																																				
Total	288	17																																																					
<p>Podemos comprobar en la del diseño de bloques que la variable juez aporta al modelo una fuente de variación cuyos efectos resultan estadísticamente significativos ($F_{B_{2,14}} = 14, p < 0.05$), existiendo por tanto diferencias en las valoraciones que efectúan los distintos jueces. La variación en la variable dependiente explicada por el efecto de los jueces es del 29%, esta variabilidad quedaría incluida en el término de error si no se hubiese aplicado un modelo de bloques en vez de uno univariado con dos tratamientos.</p>	<p>2º Redefinir el modelo y comprobar el efecto de la variable de bloqueado ($p < 0.05$). Después interpretar el DISEÑO DE BLOQUES</p> <p>Redefinimos el modelo eliminando el término de interacción:</p> <p>Tabla Diseño entre las dos terapias bloqueando la variable juez</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Fuente</th> <th>SC</th> <th>gl</th> <th>MC</th> <th>Razón F</th> <th>p</th> <th>η^2</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Terapia</td> <td>162</td> <td>1</td> <td>162</td> <td>54</td> <td>< 0.05</td> <td>0.563</td> </tr> <tr> <td>B_{juez}</td> <td>84</td> <td>2</td> <td>42</td> <td>14</td> <td>< 0.05</td> <td>0.292</td> </tr> <tr> <td>Error</td> <td>42</td> <td>14</td> <td>3</td> <td></td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>Total</td> <td>288</td> <td>17</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td> </tr> </tbody> </table>	Fuente	SC	gl	MC	Razón F	p	η^2	Terapia	162	1	162	54	< 0.05	0.563	B _{juez}	84	2	42	14	< 0.05	0.292	Error	42	14	3				Total	288	17																							
Fuente	SC	gl	MC	Razón F	p	η^2																																																	
Terapia	162	1	162	54	< 0.05	0.563																																																	
B _{juez}	84	2	42	14	< 0.05	0.292																																																	
Error	42	14	3																																																				
Total	288	17																																																					
<p>También se aprecian diferencias entre las dos terapias ($F_{A_{1,14}} = 54, p < 0.05$), después de haber bloqueado el efecto de la variable juez, la varianza explicada por el efecto de las terapias explica el 56% de la variabilidad total observada en la variable dependiente. Podemos concluir que el grupo que siguió <i>terapia conductual</i> obtiene una media mayor ($\bar{Y}_{a_2} = 13$) que el grupo al que se aplicó la <i>terapia cognitiva</i> ($\bar{Y}_{a_1} = 7$). Por tanto hemos comprobado que la <i>terapia conductual</i> produce mayor efecto en la variable dependiente que la <i>cognitiva</i>.</p>																																																							

<p>Supuestos del bloqueo</p> <p>Para justificar la correcta aplicación de la técnica de bloqueo hay que cumplir dos requisitos fundamentales:</p> <ol style="list-style-type: none"> 1º que no exista efecto de interacción entre la variable independiente y la variable bloqueada 2º que exista relación entre la variable bloqueada y la variable dependiente. <p>El primer requisito se comprueba aplicando la prueba de la hipótesis al término de la interacción, en el caso de que la suma de cuadrados correspondiente al término de interacción sea despreciable podemos eliminar el parámetro de la interacción de la ecuación estructural e incluir su componente de varianza y grados de libertad en el residual del modelo. Por la propia concepción de la técnica de bloqueo se supone que la variable bloqueada constituye una fuente de variación extraña al propio interés del diseño pero relacionada con la variable dependiente, la razón de su inclusión en la ecuación estructural es para que su efecto no se incluya en el término residual ocasionando una disminución de la potencia del diseño. En el supuesto no estábamos interesados en conocer si un juez emitía unos juicios más favorables que otro sino que, como suponíamos que existirían diferencias interpersonales en sus juicios, extrajimos estas diferencias del término de error controlando el efecto del juez.</p>	<p>Si en vez de bloquear el efecto del juez hubiésemos analizado las diferencias entre las dos condiciones experimentales, aplicando un diseño de dos grupos habríamos obtenido el resultado que se presenta en la Tabla siguiente. Puede comprobarse que la suma de cuadrados correspondiente al efecto del tratamiento ($SC_{trat} = 162$) se mantiene constante, lógicamente las distancias de las medias de cada condición respecto de la media general no varía en función del modelo que se aplique a los datos. La variación total también permanece constante ($SC_{total} = 288$), y consecuentemente la estimación de la proporción de varianza atribuida al efecto del tratamiento no sufre variación alguna ($\eta^2 = 0.563$). La diferencia del modelo con una variable bloqueada respecto del unifactorial estriba en el término de error, en el diseño univariado el residual incluye el efecto de la variable bloqueada ($42 + 84 = 126$).</p> <p>Tabla Análisis de la varianza entre los dos tipos de terapia</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Fuente</th> <th>SC</th> <th>gl</th> <th>MC</th> <th>Razón F</th> <th>p</th> <th>η^2</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Terapia</td> <td>162</td> <td>1</td> <td>162.000</td> <td>20.571</td> <td>< 0.05</td> <td>0.563</td> </tr> <tr> <td>B_{juez}</td> <td>84</td> <td>2</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td>0.292</td> </tr> <tr> <td>Error</td> <td>126</td> <td>16</td> <td>7.875</td> <td></td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>Total</td> <td>288</td> <td>17</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td> </tr> </tbody> </table>	Fuente	SC	gl	MC	Razón F	p	η^2	Terapia	162	1	162.000	20.571	< 0.05	0.563	B _{juez}	84	2				0.292	Error	126	16	7.875				Total	288	17				
Fuente	SC	gl	MC	Razón F	p	η^2																														
Terapia	162	1	162.000	20.571	< 0.05	0.563																														
B _{juez}	84	2				0.292																														
Error	126	16	7.875																																	
Total	288	17																																		
<p>El sentido de bloquear en un modelo el efecto de una variable es, por tanto, reducir el componente residual del modelo. Si se observara que existe una relación entre la variable independiente y la bloqueada, no podríamos hablar propiamente de un <i>diseño de bloque</i> sino de un <i>diseño factorial</i> en el que la relación entre los niveles de la variable independiente y los valores de la variable dependiente no siguen el principio de aditividad sino que están condicionados. En el caso de que se detecte una interacción <i>bloques x tratamiento</i> la variable bloqueada dejaría de ser un mero "artificio metodológico" para controlar el efecto de una variable <i>extraña</i> y pasaría a formar parte de la interpretación teórica como una variable crucial que condiciona la relación entre el tratamiento y la variable dependiente. Por tanto, la relación entre la variable bloqueada y la independiente con la dependiente tiene que ajustarse al supuesto de aditividad.</p>	<p>En nuestro supuesto comprobamos que si se cumple el supuesto de aditividad de la variable bloqueada, descartando que exista interacción entre la variable manipulada y la bloqueada, licitando eliminar esta fuente de variación de la ecuación estructural del modelo. Si en nuestro supuesto no hubiésemos mantenido la aditividad supondría que la relación entre los jueces no es ecuaníme a lo largo de las distintas terapias sino que en función del tipo de terapia que están valorando cambia el sentido personal de su valoración. Como éste no ha sido el caso, entonces aceptamos que existen diferencias personales en los juicios que emiten los jueces, pero estas diferencias se mantienen constantes en las diversas situaciones.</p> <p>El segundo requisito que tiene que cumplir un modelo con una variable bloqueada está implícito en la explicación anterior, tiene que existir una relación entre la variable dependiente y la bloqueada, que se refleje en descontar del término de error un componente importante de la varianza residual. Esto quiere decir, traducido al lenguaje de la comprobación de hipótesis, que se rechace la hipótesis nula para el factor principal bloqueado (o factores principales bloqueados). En el caso de no ser así habría que redefinir el modelo de nuevo añadiendo la variable bloqueada y sus grados de libertad al término residual.</p>																																			

Redactar els resultats.

Els resultats del disseny entre-grups de blocs 2 x 3 (teràpia x jutge) assenyalen que les dades s'ajusten a un model additiu sense interacció entre la variable de tractament i la variable de bloqueig $F(2,12) = 0, p = 1, \eta^2 = 0$ i, a més, la variable de bloqueig de jutge és estadísticament significativa, $F(2,14) = 14, p < .001, \eta^2 =$

.67), sent adequada el control de la seua variabilitat en el disseny. L'anàlisi de l'eficàcia de la teràpia permet concloure que hi ha un efecte estadísticament significatiu de la teràpia $F(1,14) = 54, p < .001, \eta^2 = .80$). En concret, l'eficàcia de la teràpia és més gran quan els pacients reben la teràpia conductual ($M = 13, DT = 0.58, n = 9$) en comparació amb la teràpia cognitiva ($M = 7, DT = 0.58, n = 9$).