

Capítulo 16

Análisis de varianza con medidas repetidas: El procedimiento *MLG: Medidas repetidas*

Los modelos de análisis de varianza (ANOVA) con *medidas repetidas* (MR) sirven para estudiar el efecto de uno o más factores cuando al menos uno de ellos es un factor *intra-sujetos*. En los factores *inter-sujetos* o *completamente aleatorizados* (los estudiados en los capítulos 14 y 15), a cada nivel del factor se le asigna o le corresponde un grupo diferente de sujetos. Por el contrario, un factor *intra-sujetos* o con *medidas repetidas* se caracteriza porque todos los niveles del factor se aplican a los mismos los sujetos.

El diseño más simple de medidas repetidas consiste en medir dos variables en una misma muestra de sujetos. Los datos de este diseño se analizan con la prueba *T* para *muestras relacionadas* ya estudiada en el capítulo 13. Pero los diseños de medidas repetidas pueden tener más de dos medidas y más de un factor.

Imaginemos una investigación diseñada para conocer la opinión de los consumidores sobre cinco productos alternativos o rivales. Podemos optar por seleccionar tantos grupos de sujetos como productos disponibles (cinco) y hacer que cada grupo opine sobre un solo producto. De esta manera, tendremos un diseño con un factor (tipo de producto, con cinco niveles) y tantos grupos de sujetos como niveles tiene el factor (cinco). Para analizar los datos de este diseño podemos utilizar un *ANOVA de un factor completamente aleatorizado* (ver capítulo 14).

En lugar de esto, podemos seleccionar un único grupo de sujetos y pedirles que expresen su preferencia por cada uno de los cinco productos rivales. En ese caso, seguiremos teniendo un diseño de un factor (el tipo de producto, con cinco niveles), pero un sólo grupo de sujetos que hacemos pasar por las cinco condiciones definidas por los niveles del factor (tendremos a todos los sujetos opinando sobre todos los productos). Para analizar los datos de este diseño podemos utilizar un *ANOVA de un factor con medidas repetidas*.

Las ventajas de los diseños de medidas repetidas son evidentes: requieren menos sujetos que un diseño completamente aleatorizado y permiten eliminar la variación residual debida a las diferencias entre los sujetos (pues se utilizan los mismos). Como contrapartida, es necesario vigilar algunos efectos atribuibles precisamente a la utilización de los mismos sujetos, tales como el efecto de *arrastre*, que ocurre cuando se administra una condición antes de que haya finalizado el efecto de otra administrada previamente; o el efecto del *aprendizaje por la práctica*, que ocurre cuando las respuestas de los sujetos pueden mejorar con la repetición y, como consecuencia de ello, los tratamientos administrados en último lugar parecen más efectivos que los administrados en primer lugar, sin que haya diferencias reales entre ellos (en estos casos es importante controlar el orden de presentación de las condiciones). Obviamente, conviene conocer las ventajas e inconvenientes de estos diseños para decidir correctamente cuándo es apropiado utilizarlos.

La opción **Medidas repetidas** del procedimiento **Modelo lineal general** permite ajustar modelos de ANOVA unifactoriales y factoriales con medidas repetidas en todos los factores o sólo en algunos. También permite ajustar modelos de análisis de covarianza.

Modelo de un factor

Vamos a comenzar el estudio del ANOVA de medidas repetidas con el caso más simple de todos: el modelo de un factor.

Los datos que permite analizar este modelo son los procedentes de un diseño con un solo grupo de sujetos y un único factor cuyos niveles se aplican a todos los sujetos. Las distintas medidas, tantas como niveles tiene el factor, se toman sobre los mismos sujetos. De ahí el nombre de *medidas repetidas* que reciben estos modelos.

Datos

Para ilustrar este procedimiento vamos a utilizar un ejemplo tomado de Pardo y San Martín (1998, págs. 263-265). En un experimento diseñado para estudiar el efecto del paso del tiempo sobre la calidad del recuerdo, a un grupo de 9 sujetos se les hace memorizar una historia durante 20 minutos. Más tarde, al cabo de una hora, de un día, de una semana y de un mes, se les pide que intenten memorizar la historia escribiendo todo lo que recuerden. Un grupo de expertos evalúa la calidad del recuerdo de cada sujeto hasta elaborar los datos que muestra la tabla 16.1. Se trata de un diseño de un factor (al que podemos llamar *tiempo*) con cuatro niveles (los cuatro momentos en los que se registra el recuerdo: al cabo de una hora, de un día, de una semana y de un mes) y una variable dependiente (la calidad del recuerdo).

Tabla 16.1. Datos de un diseño de un factor con medidas repetidas.

Sujetos	hora	día	semana	mes
1	16	8	8	12
2	12	9	9	10
3	12	10	10	8
4	15	13	7	11
5	18	12	12	12
6	13	13	8	10
7	18	16	10	13
8	15	9	6	6
9	20	9	11	8

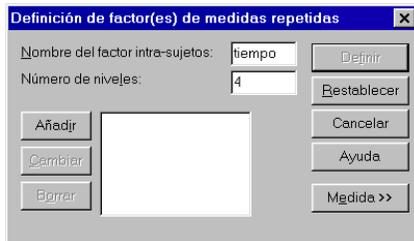
Desde el punto de vista de la disposición de los datos, la diferencia más evidente entre un factor completamente aleatorizado (CA) y un factor con medidas repetidas (MR) se encuentra en la correspondencia existente entre el factor y el número de variables del archivo de datos. Mientras que un factor CA se corresponde con una única variable del archivo de datos (una variable que toma distintos valores, cada uno de los cuales define un nivel del factor), un factor MR se corresponde con tantas variables del archivo de datos como niveles tiene el factor (cada una de esas variables define un nivel del factor MR).

Análisis básico

Para llevar a cabo un ANOVA de un factor con medidas repetidas:

- ▶ Seleccionar la opción **Modelo lineal general > Medidas repetidas** del menú **Analizar** para acceder al cuadro de diálogo *Definir factor(es) de medidas repetidas* que muestra la figura 16.1.

Figura 16.1. Cuadro de diálogo *Definición de factor(es) de medidas repetidas*.



Este primer cuadro de diálogo permite empezar a definir el factor (o factores) MR asignándole un nombre y especificando el número de niveles de que consta:

Nombre del factor intra-sujetos. El primer paso para definir un factor MR o intrasujetos consiste en asignarle un nombre. Puesto que un factor MR se corresponde con más de una variable del archivo de datos, es un factor que todavía no existe en ninguna parte. Debemos comenzar a crearlo asignándole un nombre en este cuadro de texto. El nombre no puede exceder de 8 caracteres ni duplicar el nombre de una variable ya existente en el archivo de datos. Puede elegirse cualquier nombre, pero conviene utilizar un nombre que tenga sentido para el usuario y que tenga relación con el significado del factor.

En el ejemplo del cuadro de diálogo de la figura 16.1 hemos elegido el nombre *tiempo* para referirnos al factor definido por las variables *hora*, *día*, *semana* y *mes*.

Número de niveles. Este cuadro de texto permite introducir el número de niveles (=variables) de que consta el factor recién nombrado.

Tras asignar nombre y número de niveles al factor MR:

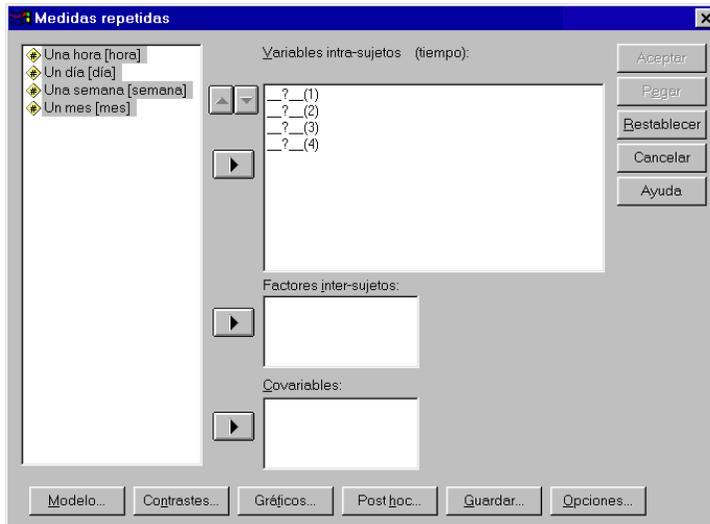
- ▶ Pulsar el botón **Añadir** para trasladar a la lista central y hacer efectivos tanto el nombre del factor como el número de niveles. La lista mostrará entonces el nombre asignado y, entre paréntesis, el número de niveles.
- ▶ Utilizar los botones **Cambiar** y **Borrar** para modificar o eliminar, respectivamente, factores previamente añadidos.

Medida>>. Este botón expande el cuadro de diálogo *Definición de factor(es) de medidas repetidas* (ver figura 16.1) para permitir definir más de una variable dependiente. El significado y la utilidad de este botón se trata más adelante, en este mismo capítulo, en el apartado *Modelo de un factor: Más de una variable dependiente*.

Una vez *añadidos* el nombre y el número de niveles del factor MR:

- ▶ Pulsar el botón **Definir...** para acceder al cuadro de diálogo *Medidas repetidas* que muestra la figura 16.2.

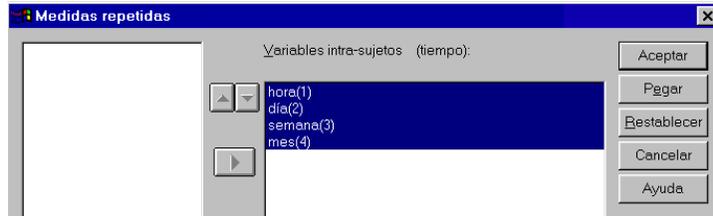
Figura 16.2. Cuadro de diálogo *Medidas repetidas*.



Variables intra-sujetos. Esta lista está preparada para recibir los nombres de las variables que definen el factor intra-sujetos. Puesto que en el cuadro de diálogo previo hemos dicho que nuestro factor MR (al que hemos llamado *tiempo*) tiene 4 niveles, el SPSS está esperando que le indiquemos cuáles son las cuatro variables que definen esos niveles. Para ello:

- ▶ Marcar las variables en la lista de variables del archivo de datos y trasladarlas a la lista **Variables intra-sujetos** utilizando el correspondiente botón flecha. La figura 16.2 (bis) muestra el cuadro de diálogo *Medidas repetidas* con las variables *hora*, *día*, *semana* y *mes* ya trasladadas a la lista **Variables intra-sujetos** para definir los niveles del factor MR.

Figura 16.2 (bis). Cuadro de diálogo *Medidas repetidas*.



- ▶ Utilizar los botones flecha de desplazamiento vertical  para modificar, si fuera necesario, el orden de las variables seleccionadas.

Factores inter-sujetos. En el caso de que el diseño incluya uno o más factores inter-sujetos, trasladarlos a esta lista (ver más adelante, en este mismo capítulo, el apartado *Modelo de dos factores: Medidas repetidas en un solo factor*).

Covariables. En el caso de que el diseño incluya una o más covariables, éstas deben trasladarse a la lista **Covariables** (ver, en el capítulo 15 sobre *ANOVA factorial*, el apartado *Análisis de covarianza*).

Ejemplo (MLG > ANOVA de un factor con medidas repetidas)

Vamos a continuar con el ejemplo que hemos utilizado para describir el procedimiento. Tenemos un factor MR, al que llamamos *tiempo*, con 4 niveles (*hora*, *día*, *semana* y *mes*); y utilizamos como variable dependiente la calidad del recuerdo. Queremos estudiar el posible efecto del paso del tiempo sobre la calidad del recuerdo. Los datos se encuentran en la tabla 16.1.

- ▶ Seleccionar la opción **Modelo lineal general > Medidas repetidas** del menú **Anali-
zar** para acceder al cuadro de diálogo *Definir factor(es) de medidas repetidas* (ver
figura 16.1).
- ▶ Introducir el nombre del factor MR (*tiempo*) en el cuadro de texto **Nombre del factor
intra-sujetos** y el número de niveles de que consta el factor (4) en el cuadro de texto
Número de niveles. Pulsar el botón **Añadir**.
- ▶ Pulsar el botón **Definir** para acceder al cuadro de diálogo *Medidas repetidas* (ver fi-
gura 16.2).
- ▶ Seleccionar las variables *hora*, *día*, *semana* y *mes* y trasladarlas a la lista **Variables
intra-sujetos**.

Aceptando estas elecciones, el *Visor* ofrece varias tablas de resultados basadas en las especi-
ficaciones que el programa tiene establecidas por defecto.

Tabla 16.2. Contrastes multivariados.

Efecto	Valor	F	gl de la hipótesis	gl del error	Sig.
TIEMPO Traza de Pillai	,894	16,844	3,000	6,000	,003
Lambda de Wilks	,106	16,844	3,000	6,000	,003
Traza de Hotelling	8,422	16,844	3,000	6,000	,003
Raíz mayor de Roy	8,422	16,844	3,000	6,000	,003

Las tablas 16.2 a la 16.4 ofrecen varios estadísticos para poner a prueba la hipótesis nula referi-
da al efecto del factor *tiempo*. La tabla 16.2 contiene cuatro estadísticos multivariados: la traza
de Pillai, la lambda de Wilks, la traza de Hotelling y la raíz mayor de Roy. Para una descrip-
ción de estos estadísticos puede consultarse Bock (1975) o Tabachnik y Fidel (1983). Se inter-
pretan de la misma manera que el resto de estadísticos ya estudiados: puesto que el nivel crítico
(*Sig.*) asociado a cada uno de ellos (en nuestro ejemplo es el mismo para todos: 0,003) es me-
nor que 0,05, podemos rechazar la hipótesis nula de igualdad de medias y concluir que la cali-

dad del recuerdo no es la misma en los cuatro momentos temporales definidos por el factor *tiempo*.

En los modelos de medidas repetidas es necesario suponer que las varianzas de las diferencias entre cada dos niveles del factor MR son iguales. Con, por ejemplo, 4 niveles, tenemos 6 pares de combinaciones dos a dos entre niveles: 1-2, 1-3, 1-4, 2-3, 2-4 y 3-4. Calculando las diferencias entre las puntuaciones de esos 6 pares, tendremos 6 nuevas variables. En el modelo de un factor MR suponemos que las varianzas de esas 6 variables son iguales. Este supuesto equivale a afirmar que la matriz de varianzas-covarianzas es *circular* o *esférica* (para una completa aclaración de este supuesto, ver Kirk, 1982, págs. 256-261; o Winer, Brown y Michels, 1991, págs. 239-273,). Y el procedimiento **Medidas repetidas** ofrece (tabla 16.3), para contrastarlo, la *prueba de esfericidad de Mauchly* (1940). Puesto que el nivel crítico asociado al estadístico *W* (*Sig.* = 0,96) es mayor que 0,05, no podemos rechazar la hipótesis de esfericidad.

Tabla 16.3. Prueba de esfericidad de Mauchly.

Medida: MEASURE_1

Efecto intra-sujetos	W de Mauchly	Chi-cuadrado aprox.	gl	Sig.	Epsilon		
					Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	Límite-inferior
TIEMPO	,857	1,040	5	,960	,902	1,000	,333

Contrasta la hipótesis nula de que la matriz de covarianza de error de las variables dependientes transformadas es proporcional a una matriz identidad.

En el caso de que el estadístico *W* lleve al rechazo de la hipótesis de esfericidad es posible optar por dos soluciones alternativas. Bien podemos basar nuestra decisión en los estadísticos multivariados de la tabla 16.2 (pues no les afecta el incumplimiento del supuesto de esfericidad), bien podemos utilizar el estadístico *F* univariado que ofrece la tabla 16.4 aplicando un índice corrector llamado *épsilon* (Box, 1954). Este índice corrector (ver tabla 16.3, mitad derecha) expresa el grado en que la matriz de varianzas-covarianzas se aleja de la esfericidad: en condiciones de esfericidad perfecta, *épsilon* vale 1. La tabla ofrece dos estimaciones de *épsilon*: *Greenhouse-Geisser* (1959; Geisser y Greenhouse, 1958) y *Huynh-Feldt* (1976), siendo la primera de ellas algo más conservadora. Un tercer valor, *Límite inferior*, expresa el valor que adoptaría *épsilon* en el caso de incumplimiento extremo del supuesto de esfericidad. Para poder utilizar el estadístico *F* univariado (tabla 16.4) en condiciones de no-esfericidad es necesario corregir los grados de libertad de *F* (tanto los del numerador como los del denominador) multiplicándolos por el valor estimado de *épsilon*.

Tabla 16.4. Efectos intra-sujetos

Medida: MEASURE_1

Fuente		Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
TIEMPO	Esfericidad asumida	186,750	3	62,250	18,675	,000
	Greenhouse-Geisser	186,750	2,707	68,981	18,675	,000
	Huynh-Feldt	186,750	3,000	62,250	18,675	,000
	Límite-inferior	186,750	1,000	186,750	18,675	,003
Error(TIEMPO)	Esfericidad asumida	80,000	24	3,333		
	Greenhouse-Geisser	80,000	21,658	3,694		
	Huynh-Feldt	80,000	24,000	3,333		
	Límite-inferior	80,000	8,000	10,000		

a. Calculado con alfa = ,05

Si no se incumple el supuesto de esfericidad es preferible utilizar la aproximación univariada (versión *esfericidad asumida*; ver tabla 16.4), pues, en condiciones de esfericidad, el estadístico univariado F es más potente que los estadísticos multivariados, sobre todo con muestras pequeñas (aunque, por supuesto, si ambas aproximaciones conducen a la misma decisión es irrelevante utilizar una u otra).

Observando los resultados de la tabla 16.4 vemos que las cuatro versiones del estadístico F (la no corregida y las tres corregidas) conducen a la misma conclusión, que a su vez coincide con la ya alcanzada utilizando la aproximación multivariada: puesto que el nivel crítico (*Sig.*) es menor que 0,05, podemos rechazar la hipótesis de igualdad de medias y concluir que la calidad del recuerdo no es la misma en las cuatro medidas obtenidas

Aspectos complementarios del análisis

El cuadro de diálogo *Medidas repetidas* (ver figura 16.2) contiene una serie de botones específicos que permiten personalizar los resultados del análisis. Estos botones ya se han descrito en el capítulo anterior sobre *ANOVA factorial*, pero conviene señalar algunos detalles.

Modelo

El único modelo con sentido en un diseño con un solo factor es justamente el que incluye ese factor. Por tanto, en el diseño que nos ocupa en este momento carece de sentido utilizar este botón (excepto para cambiar el tipo de suma de cuadrados que el SPSS utiliza por defecto; cosa, por otro lado, poco recomendable en este caso).

Contrastes

El procedimiento **Medidas repetidas** asigna, por defecto, contrastes de tipo **Polinómico** a los factores MR (ver, en el capítulo 15 sobre *ANOVA factorial*, el apartado *Contrastes personalizados*). Estos contrastes polinómicos, que permiten estudiar el tipo de relación existente entre el factor y la variable dependiente (lineal, cuadrática, cúbica, etc.), podrían no tener sentido dependiendo del factor MR que estemos utilizando. Si fuera ese el caso, puede optarse por asignar como contraste para el factor MR la opción **Ninguno** o cualquier otra de las disponibles (si tuviera sentido), o puede, simplemente, ignorarse la información de la tabla de resultados correspondiente a los contrastes polinómicos.

Si no se modifica la opción por defecto del botón **Contrastes...**, el *Visor* ofrece los contrastes polinómicos que muestra la tabla 16.5. Puesto que se trata de contrastes ortogonales, la tabla muestra tantos contrastes como niveles tiene el factor, menos uno: como nuestro factor *tiempo* tiene cuatro niveles, aparecen tres contrastes: lineal, cuadrático y cúbico.

La tabla recoge, para cada contraste, la información necesaria para contrastar la hipótesis nula de que el polinomio o componente evaluado vale cero en la población. Basándonos en los niveles críticos (*Sig.*) asociados a cada estadístico *F* podemos rechazar las hipótesis nulas referidas a los componentes lineal y cuadrático, pero no la referida al componente cúbico. Podemos concluir, por tanto, que las medias de la calidad del recuerdo en cada momento temporal se ajustan significativamente tanto a una línea recta (componente lineal) como a una curva (com-

ponente cuadrático). Conviene señalar que, cuando existe más de un componente significativo, suele interpretarse el de mayor orden; sin embargo, esto depende generalmente de las hipótesis previas que tenga establecidas el investigador. Por otra parte, un gráfico de perfil (ver siguiente apartado) puede ayudarnos a comprender con más claridad lo que está ocurriendo.

Tabla 16.5. Contrastes intra-sujetos

Medida: MEASURE_1

Fuente	TIEMPO	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
TIEMPO	Lineal	130,050	1	130,050	53,082	,000
	Cuadrático	56,250	1	56,250	20,455	,002
	Cúbico	,450	1	,450	,094	,767
Error(TIEMPO)	Lineal	19,600	8	2,450		
	Cuadrático	22,000	8	2,750		
	Cúbico	38,400	8	4,800		

La última tabla de resultados (tabla 16.6.) ofrece el contraste de los efectos inter-sujetos. En un diseño de un solo factor intra-sujetos el único efecto inter-sujetos es el que se refiere a la media global. El estadístico *F* de la tabla 16.6 permite contrastar la hipótesis de que el promedio poblacional global vale cero. Puesto que el nivel crítico (*Sig.* = 0,000) es menor que 0,05, podemos rechazar esa hipótesis y concluir que la media total es significativamente distinta de cero. Generalmente, este contraste carece de sentido.

Tabla 16.6. Efectos inter-sujetos.

Medida: MEASURE_1

Variable transformada: Promedio

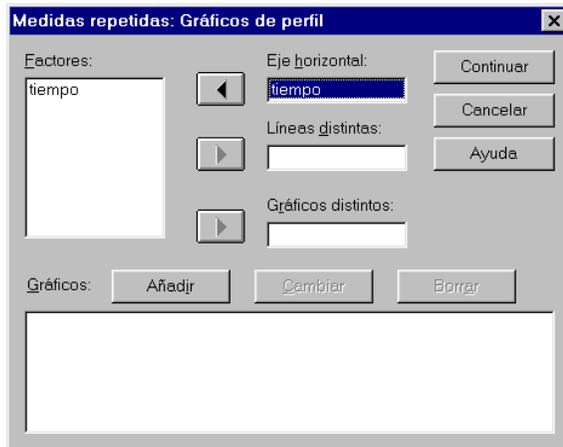
Fuente	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Origen	4556,250	1	4556,250	405,000	,000
Error	90,000	8	11,250		

Gráficos

Esta opción permite obtener un gráfico de líneas o de perfil representando el efecto (evolución, tendencia) de los niveles del factor MR. Para obtener el gráfico de perfil:

- ▶ Pulsar el botón **Gráficos...** del cuadro de diálogo *Medidas repetidas* (ver figura 16.2) para acceder al subcuadro de diálogo *Medidas repetidas: Gráficos de perfil* que muestra la figura 16.3.
- ▶ Seleccionar el factor MR (*tiempo* en nuestro ejemplo) en la lista **Factores** y trasladarlo al cuadro **Eje horizontal** con el correspondiente botón flecha (en un diseño con un solo factor, lo único que podemos hacer es seleccionar el factor MR como variable en el **Eje horizontal**).
- ▶ Pulsar el botón **Añadir** para trasladar la variable seleccionada a la lista inferior y, con ello, hacer efectiva la selección.

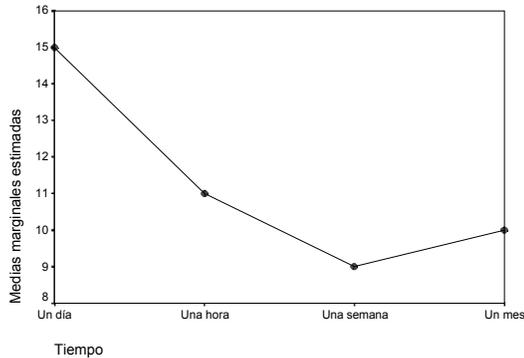
Figura 16.3. Subcuadro de diálogo *Medidas repetidas: Gráficos de perfil*.



Aceptando estas elecciones obtenemos el gráfico de perfil que muestra la figura 16.4. Podemos observar en él que la calidad del recuerdo va disminuyendo con el paso del tiempo, pero sólo hasta el momento 3 (una semana), a partir del cual se observa una ligera recuperación. Si

parece, por tanto, que el comportamiento de las medias se ajusta a una función cuadrática, tal como hemos visto que ocurría en los contrastes polinómicos del apartado anterior.

Figura 16.4. Gráfico de perfil representando el efecto del factor *tiempo*.



Post hoc

Las comparaciones *post hoc* no están disponibles para los diseños que sólo incluyen factores MR. Sólo pueden utilizarse para comparar los distintos niveles de un factor inter-sujetos (cuando existe) en cada uno de los niveles del factor MR (ver más adelante, en este mismo capítulo, el apartado *Modelo de dos factores con medidas repetidas en un solo factor*). Para comparar dos a dos los niveles de un factor MR puede utilizarse la opción **Comparar los efectos principales** que se describe más adelante, en este mismo capítulo, en el apartado **Opciones...**

Guardar

Todas las opciones de este subcuadro de diálogo se explican en el capítulo sobre *Análisis de regresión lineal*. Es en los modelos de regresión donde verdaderamente tiene sentido y utilidad el tratamiento de los residuos y de los pronósticos.

Opciones

Este cuadro de diálogo también se ha explicado ya en el capítulo anterior sobre *ANOVA factorial*. Pero ahora contiene alguna opción nueva y algunas variantes que puede resultar interesante comentar.

Quizá convenga comenzar señalando que las opciones **Pruebas de homogeneidad y Diagramas de dispersión por nivel** no están disponibles porque, dado que en un diseño con un factor MR no existen grupos, no tiene sentido establecer supuestos sobre las varianzas poblacionales de los grupos.

Una de las opciones más interesantes es la que se refiere a la comparación de los efectos principales. Aunque, según hemos señalado ya, el procedimiento **Medidas repetidas** no permite efectuar comparaciones *post hoc* entre los niveles de un factor MR, podemos utilizar la opción **Comparar los efectos principales** para comparar dos a dos los distintos niveles del factor. Para ello:

- ▶ Pulsar el botón **Opciones...** del cuadro de diálogo *Medidas repetidas* (ver figura 16.2) para acceder al subcuadro de diálogo *Medidas repetidas: Opciones*.
- ▶ Seleccionar la variable tiempo en la lista **Factores e interacciones de los factores** y trasladarla, con el botón flecha, a la lista **Mostrar las medias para**.
- ▶ Marcar la opción **Comparar los efectos principales**.
- ▶ Seleccionar la opción **Bonferroni** dentro del menú desplegable **Ajuste del intervalo de confianza**.

Estas elecciones permiten obtener dos tablas de resultados. La primera de ellas ofrece, para cada nivel del factor *tiempo*, la media estimada, el error típico y el intervalo de confianza (ver tabla 16.7). La segunda tabla muestra las comparaciones dos a dos entre los niveles del factor (ver tabla 16.8).

Los niveles críticos de la tabla 16.7 están ajustados mediante la corrección de Bonferroni (para controlar la tasa de error o probabilidad de cometer errores de tipo I). Observando los niveles críticos asociados a cada comparación vemos que únicamente existen diferencias significativas entre el momento o nivel 1 (*hora*) y el resto de momentos o niveles.

Tabla 16.7. Medias estimadas

Medida: MEASURE_1

TIEMPO	Media	Error ttp.	Intervalo de confianza al 95%.	
			Límite inferior	Límite superior
1	15,000	,764	13,239	16,761
2	11,000	,882	8,966	13,034
3	9,000	,645	7,511	10,489
4	10,000	,764	8,239	11,761

Tabla 16.8. Comparaciones por pares.

Medida: MEASURE_1

(I) TIEMPO	(J) TIEMPO	Diferencia entre medias (I-J)	Error ttp.	Sig. ^a	Intervalo de confianza para la diferencia al 95 % ^a	
					Límite inferior	Límite superior
1	2	4,000	,928	,015	,772	7,228
	3	6,000	,816	,000	3,160	8,840
	4	5,000	,764	,001	2,343	7,657
2	1	-4,000	,928	,015	-7,228	-,772
	3	2,000	1,014	,504	-1,527	5,527
	4	1,000	,782	1,000	-1,720	3,720
3	1	-6,000	,816	,000	-8,840	-3,160
	2	-2,000	1,014	,504	-5,527	1,527
	4	-1,000	,833	1,000	-3,899	1,899
4	1	-5,000	,764	,001	-7,657	-2,343
	2	-1,000	,782	1,000	-3,720	1,720
	3	1,000	,833	1,000	-1,899	3,899

a. Ajuste para comparaciones múltiples: Bonferroni.

El cuadro de diálogo *Opciones* del procedimiento **Medidas repetidas** contiene tres opciones nuevas no incluidas en el cuadro de diálogo *Opciones* del procedimiento **Univariante** estudiado en el capítulo anterior: *matrices SCPC*, *matriz SCPC residual* y *matriz de transformación*.

Matriz de transformación. Ofrece los coeficientes normalizados que el SPSS asigna a cada nivel del factor MR en cada uno de los contrastes definidos en el cuadro de diálogo *Contrastes*. La tabla 16.9 muestra los coeficientes asignados a los niveles del factor *tiempo* en cada uno de los posibles contrastes polinómicos (que son los que el programa asocia por defecto a los

factores MR). Para comprender mejor el significado de estos coeficientes, puede consultarse el apartado *Contrastes* del capítulo anterior sobre *ANOVA factorial*.

Tabla 16.9. Matriz de transformación para el factor *tiempo*.

Medida: MEASURE_1

Variable dependiente	Variable transformada		
	Lineal	Cuadrático	Cúbico
Una hora	-,671	,500	-,224
Un día	-,224	-,500	,671
Una semana	,224	-,500	-,671
Un mes	,671	,500	,224

Matrices SCPC (matrices de sumas de cuadrados y de productos cruzados). Proporciona una matriz diferente para cada efecto inter-sujetos, para cada efecto intra-sujetos y para cada término error. Para un efecto dado, la matriz SCPC muestra, en la diagonal, la suma de cuadrados correspondiente a ese efecto descompuesta en tantas partes como grados de libertad tiene ese efecto (ver tabla 16.10).

La descomposición se efectúa a partir de los contrastes definidos en el cuadro de diálogo *Contrastes*. Si para un efecto concreto se han definido contrastes, por ejemplo, *polinómicos*, las sumas de cuadrados de la diagonal de la matriz SCPC correspondiente a ese efecto mostrará la suma de cuadrados que corresponde a cada polinomio o tendencia. En la tabla 16.10 puede comprobarse que, sumando las sumas de cuadrados de cada contraste (polinomio en este caso), se obtiene la suma de cuadrados del factor *tiempo*: $130,05 + 56,25 + 0,45 = 186,75$ (ver tabla 16.4). Fuera de la diagonal de la matriz se ofrecen las covarianzas entre cada contraste.

Tabla 16.10. Matriz SCPC correspondiente al efecto del factor *tiempo*.

		Lineal	Cuadrático	Cúbico
Hipótesis	Lineal	130,050	-85,530	-7,650
	Cuadrático	-85,530	56,250	5,031
	Cúbico	-7,650	5,031	,450
Error	Lineal	19,600	-2,236	-,800
	Cuadrático	-2,236	22,000	-2,236
	Cúbico	-,800	-2,236	38,400

Matriz SCPC residual (matriz de sumas de cuadrados y productos cruzados residual). Esta matriz contiene tres subtablas, todas ellas basadas en información sobre los residuos (los residuos son las diferencias entre los valores observados y los valores pronosticados por el modelo). La primera subtabla ofrece las sumas de cuadrados de cada nivel del factor (en la diagonal) y de productos cruzados (fuera de la diagonal). La segunda, las varianzas (en la diagonal) y las covarianzas (fuera de la diagonal). La tercera incluye la misma información que la segunda, pero tipificada: las correlaciones entre los residuos de cada nivel del factor.

Tabla 16.11. Matriz SCPC residual.

		Una hora	Un día	Una semana	Un mes
Suma de cuadrados y productos cruzados	Una hora	42,000	18,000	12,000	21,000
	Un día	18,000	56,000	6,000	27,000
	Una semana	12,000	6,000	30,000	11,000
	Un mes	21,000	27,000	11,000	42,000
Covarianza	Una hora	5,250	2,250	1,500	2,625
	Un día	2,250	7,000	,750	3,375
	Una semana	1,500	,750	3,750	1,375
	Un mes	2,625	3,375	1,375	5,250
Correlación	Una hora	1,000	,371	,338	,500
	Un día	,371	1,000	,146	,557
	Una semana	,338	,146	1,000	,310
	Un mes	,500	,557	,310	1,000

Al solicitar la matriz SCPC residual, el SPSS ofrece también la prueba de esfericidad de Bartlett, similar a la prueba de Mauchly ya estudiada. Si se cumple el supuesto de normalidad, la prueba de Bartlett permite contrastar la hipótesis de que la matriz de varianzas-covarianzas residual es proporcional a una matriz identidad. Para ello, ofrece dos estadísticos asintóticamente equivalentes: la *razón de verosimilitud* y el estadístico *chi-cuadrado* (tabla 16.4).

Tabla 16.12. Prueba de esfericidad de Bartlett.

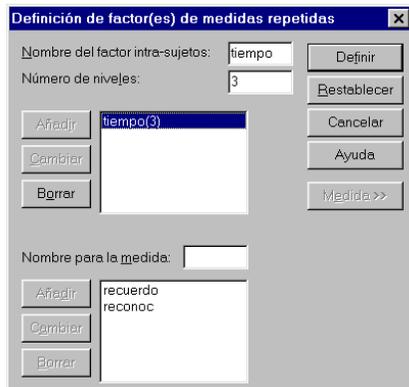
Razón de verosimilitud	,015
Chi-cuadrado aprox.	5,951
gl	9
Sig.	,754

Más de una variable dependiente

Supongamos que para medir la calidad del recuerdo (seguimos con nuestro ejemplo sobre memoria), utilizamos, en cada momento temporal, una medida de *reconocimiento* y otra de *recuerdo libre*. En la tabla de datos (ver tabla 16.1) tendremos dos variables por cada momento temporal: una variable con las puntuaciones de la medida *reconocimiento* y otra variable con las puntuaciones de la medida *recuerdo libre* (es decir, tendremos 8 variables en lugar de 4). Por supuesto, las medidas de *reconocimiento* y de *recuerdo libre* podrían tratarse como niveles de un segundo factor MR. Pero si no estamos interesados en el efecto de ese factor ni en la interacción entre ese factor y el factor *tiempo*, lo apropiado es utilizar esas dos medidas como variables dependientes aprovechando las opciones del botón **Medida>>** (ver figura 16.1). Procediendo de esta manera, el SPSS ofrece estadísticos multivariados para contrastar el efecto del factor *tiempo* teniendo en cuenta ambas medidas simultáneamente, y estadísticos univariados para contrastar el efecto del factor *tiempo* en cada medida por separado. Para utilizar más de una variable dependiente:

- ▶ Pulsar el botón **Medida>>**, en el cuadro de diálogo *Definición de factor(es) de medidas repetidas* (ver figura 16.1). Este botón expande el cuadro de diálogo haciendo que pase a tomar el aspecto que muestra la figura 16.5. Las nuevas opciones permiten definir más de una medida para cada nivel del factor MR recién creado.

Figura 16.5. Cuadro de diálogo *Definición de factor(es) de medidas repetidas* (expandido).



Para definir más de una medida por cada nivel del factor MR:

- ▶ Asignar nombre a la primera medida en el cuadro de texto **Nombre para la medida** y pulsar el botón **Añadir** (el nombre no puede exceder de 8 caracteres ni duplicar el nombre de una variable existente en el archivo de datos).
- ▶ Repetir la operación para cada una de las medidas restantes.

En el ejemplo de la figura 16.5 hemos definido dos medidas (*recuerdo y reconoc*). Si repetimos ahora todo el análisis con estas dos variables dependientes, obtendremos los resultados ya vistos en el ejemplo anterior, pero referidos a ambas variables.

Modelo de dos factores, ambos con medidas repetidas

En un diseño de dos factores, ambos con medidas repetidas, los sujetos que participan en el experimento pasan por *todas* las condiciones experimentales, es decir, por todas las condiciones definidas por las posibles combinaciones entre los niveles de ambos factores.

Sigamos con nuestro experimento sobre memoria, pero añadiendo un nuevo factor MR. Además del factor ya considerado (*tiempo*, con cuatro niveles: *hora, día, semana, mes*), vamos a utilizar el factor *contenido*, con dos niveles: *números y letras*.

Los 4 niveles del factor *tiempo* combinados con los 2 del factor *contenido* definen 8 casillas o combinaciones entre niveles. A cada sujeto de los que participan en el experimento se le toman 8 medidas.

Datos

A un grupo de 6 sujetos se les hace memorizar durante 20 minutos dos listas distintas: una de letras y otra de números. Más tarde, al cabo de una hora, de un día, de una semana y de un mes, se les pide que intenten memorizar ambas listas. Un grupo de expertos evalúa la calidad del recuerdo de cada sujeto hasta elaborar los datos que muestra la tabla 16.13.

Tabla 16.13. Datos de un diseño de dos factores con medidas repetidas en ambos.

Sujetos	hora		día		semana		mes	
	números	letras	números	letras	números	letras	números	letras
1	6	8	6	6	3	4	2	3
2	7	10	5	8	5	5	5	2
3	4	7	2	7	1	2	3	2
4	7	11	5	9	3	3	4	6
5	6	10	4	6	4	4	5	3
6	5	9	2	4	1	3	1	5

Nuestro interés se centra en averiguar si existen diferencias en la *calidad del recuerdo* dependiendo del *paso del tiempo* (una hora, un día, una semana, un mes) y del contenido de lo que se memoriza (números o letras). Se trata, por tanto, de un diseño con dos factores MR (*tiempo*, con cuatro niveles, y *contenido*, con dos niveles) y una variable dependiente (la *calidad del recuerdo* evaluada por un grupo de expertos).

Para reproducir los datos de la tabla 16.13 en el *Editor de datos* del SPSS es necesario crear tantas variables como el número de condiciones resultantes de combinar los niveles de ambos factores. En nuestro ejemplo tenemos un factor con 4 niveles y otro con 2, luego tenemos que crear $4 \times 2 = 8$ variables.

Puede darse a esas variables cualquier nombre válido, pero, obviamente, conviene darles un nombre que nos permita identificarlas fácilmente. Nosotros les hemos dado estos nombres:

hora_n = una hora, lista de números (nivel: 1, 1)

hora_l = una hora, lista de letras (nivel: 1, 2)

día_n = un día, lista de números (nivel: 2, 1)

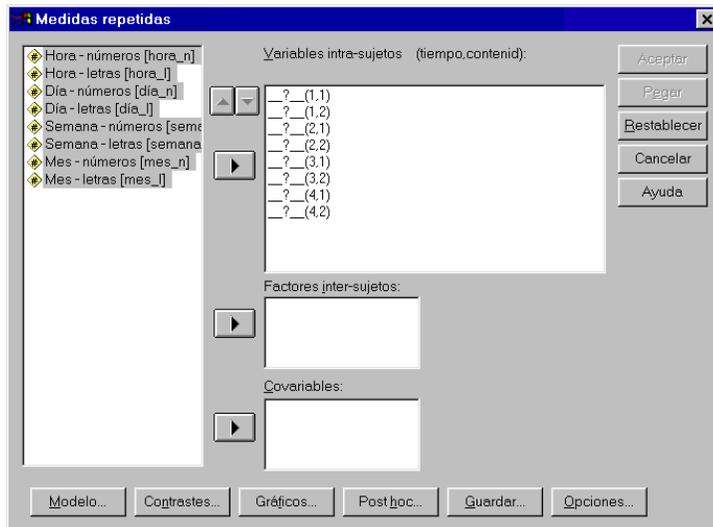
día_l = un día, lista de letras (nivel: 2, 2)

Análisis básico

(Ver, en este mismo capítulo, el apartado *Modelo de un factor: Análisis básico* para una mejor comprensión de los pasos que siguen). Para llevar a cabo un ANOVA de dos factores, ambos con medidas repetidas:

- ▶ Seleccionar la opción **Modelo lineal general > Medidas repetidas** del menú **Analizar** para acceder al cuadro de diálogo *Definir factor(es) de medidas repetidas* que muestra la figura 16.1.
- ▶ Asignar nombre y número de niveles al primer factor MR; pulsar el botón **Añadir**.
- ▶ Asignar nombre y número de niveles al segundo factor MR; pulsar el botón **Añadir**.
- ▶ Utilizar los botones **Cambiar** y **Borrar** para modificar o eliminar, respectivamente, factores previamente añadidos.
- ▶ Pulsar el botón **Definir** para acceder al cuadro de diálogo *Medidas repetidas* que muestra la figura 16.7.

Figura 16.7. Cuadro de diálogo *Medidas repetidas*.



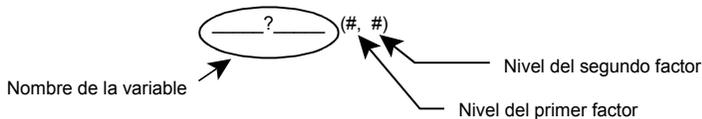
La lista **Variables intra-sujetos** está preparada para recibir los nombres de las variables correspondientes a los niveles de los factores previamente definidos. Trasladando las variables a esta lista obtenemos el resultado que muestra la figura 16.7 (bis).

Figura 16.7 (Bis). Cuadro de diálogo *Medidas repetidas*.



Por supuesto, es necesario vigilar que cada variable se traslada al lugar correcto. Para ello, debemos tener en cuenta que el orden en el que aparecen listadas las condiciones experimentales en el cuadro **Variables intra-sujetos** depende del orden en el que se hayan definido los factores MR en el cuadro de diálogo *Definir factor(es) de medidas repetidas* (ver figura 16.1). El esquema de la figura 16.8 puede ayudarnos a comprender la situación:

Figura 16.8. Correspondencia entre *variables* y *niveles* en los factores MR.



Ejemplo (MLG > ANOVA de dos factores con medidas repetidas en ambos)

Recordemos brevemente que nos encontramos en un diseño con dos factores MR a los que hemos llamado *tiempo* (con 4 niveles: *hora, día, semana y mes*) y *contenido* (con 2 niveles: *números y letras*). Seguimos utilizando como variable dependiente una medida de la *calidad del recuerdo*. Los datos se encuentran en la tabla 16.13.

Recordemos también (ver capítulo 15 sobre *ANOVA factorial*) que en un diseño de estas características (dos factores) existen tres efectos de interés: el efecto individual del primer factor, el efecto individual del segundo factor y el efecto conjunto de la interacción entre los dos factores.

Para obtener un ANOVA de dos factores, con medidas repetidas en ambos:

- ▶ Seleccionar la opción **Modelo lineal general > Medidas repetidas** del menú **Anali-
zar** para acceder al cuadro de diálogo *Definir factor(es) de medidas repetidas* (ver
figura 16.1).
- ▶ Introducir el nombre del primer factor MR (*tiempo*) en el cuadro de texto **Nombre del
factor intra-sujetos** y el número de niveles de que consta ese factor (4) en el cuadro
de texto **Número de niveles**. Pulsar el botón **Añadir** para hacer efectivos el nombre
y el número de niveles del factor.
- ▶ Introducir el nombre del segundo factor MR (*contenid* —sólo se permiten 8 caracteres)
en el cuadro de texto **Nombre del factor intra-sujetos** y el número de niveles de que
consta ese factor (2) en el cuadro de texto **Número de niveles**. Pulsar el botón **Añadir**
para hacer efectivos el nombre y el número de niveles del segundo factor.
- ▶ Pulsar el botón **Definir** para acceder al cuadro de diálogo *Medidas repetidas* (ver fi-
gura 16.7).
- ▶ Seleccionar las 8 variables de la lista de variables y trasladarlas, en el orden correcto,
a la lista **Variables intra-sujetos**.

Aceptando estas elecciones, el *Visor* ofrece varias tablas de resultados basadas en las especificaciones que el programa tiene establecidas por defecto.

Tabla 16.14. Contrastes multivariados.

Efecto		Valor	F	Gl de la hipótesis	Gl del error	Sig.
TIEMPO	Traza de Pillai	,990	97,676	3,000	3,000	,002
	Lambda de Wilks	,010	97,676	3,000	3,000	,002
	Traza de Hotelling	97,676	97,676	3,000	3,000	,002
	Raíz mayor de Roy	97,676	97,676	3,000	3,000	,002
CONTENID	Traza de Pillai	,803	20,351	1,000	5,000	,006
	Lambda de Wilks	,197	20,351	1,000	5,000	,006
	Traza de Hotelling	4,070	20,351	1,000	5,000	,006
	Raíz mayor de Roy	4,070	20,351	1,000	5,000	,006
TIEMPO * CONTENID	Traza de Pillai	,863	6,277	3,000	3,000	,083
	Lambda de Wilks	,137	6,277	3,000	3,000	,083
	Traza de Hotelling	6,277	6,277	3,000	3,000	,083
	Raíz mayor de Roy	6,277	6,277	3,000	3,000	,083

La tabla 16.14 ofrece cuatro estadísticos multivariados para poner a prueba cada una de las tres hipótesis nulas de interés en este diseño. Estos estadísticos multivariados se interpretan de la misma manera que el resto de estadísticos ya estudiados. En primer lugar, puesto que el nivel crítico ($Sig. = 0,002$) asociado al efecto del factor *tiempo* es menor que 0,05, podemos rechazar la hipótesis nula de igualdad de medias referida a ese factor y concluir que la calidad del recuerdo no es la misma en los cuatro momentos temporales utilizados. En segundo lugar, puesto que el nivel crítico ($Sig. = 0,006$) asociado al efecto del factor *contenid* es menor que 0,05, podemos rechazar la hipótesis nula de igualdad de medias referida al factor *contenid* y concluir que la calidad del recuerdo no es la misma en las dos listas utilizadas. En tercer y último lugar, puesto que el nivel crítico ($Sig. = 0,083$) asociado al efecto de la interacción *tiempo-contenido* es mayor que 0,05, no podemos rechazar la hipótesis nula referida al efecto de la interacción (no existe efecto significativo de la interacción).

La tabla 16.15 ofrece el estadístico W de Mauchly para contrastar la hipótesis de esfericidad (para más detalles sobre este supuesto ver, en este mismo capítulo, el ejemplo del apartado *Modelo de un factor*). La tabla ofrece un estadístico para cada uno de los efectos presentes en el modelo. Puesto que el nivel crítico ($Sig.$) asociado al estadístico W es mayor que 0,05 en los tres casos, no podemos rechazar la hipótesis de esfericidad. La significación referida al factor *contenido* no aparece porque con dos niveles no tiene sentido hablar de esfericidad (con dos niveles sólo existe una covarianza que, obviamente, es igual a sí misma).

Tabla 16.15. Prueba de esfericidad de Mauchly.

Medida: MEASURE_1

Efecto intra-sujetos	W de Mauchly	Chi-cuadrado aprox.	gl	Sig.	Epsilon		
					Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	Límite-inferior
TIEMPO	,418	3,246	5	,672	,753	1,000	,333
CONTENID	1,000	,000	0	,	1,000	1,000	1,000
TIEMPO * CONTENID	,219	5,654	5	,356	,521	,715	,333

Contrasta la hipótesis nula de que la matriz de covarianza de error de las variables dependientes transformadas es proporcional a una matriz identidad.

La tabla 16.16 muestra los estadísticos F univariados asociados a cada efecto. Al igual que ocurría con la aproximación multivariada (ver tabla 16.14), la univariada nos lleva al rechazo de las hipótesis nulas referidas a los factores *tiempo* ($Sig. = 0,000$) y *contenido* ($Sig. = 0,006$). Pero, a diferencia de lo que ocurría con la aproximación multivariada, la univariada nos lleva al rechazo de la hipótesis referida al efecto de la interacción.

Al producirse esta incongruencia entre ambas aproximaciones, es necesario optar por una de ellas. Según hemos señalado ya, la aproximación multivariada no exige esfericidad y, por tanto, es una elección apropiada en condiciones de no esfericidad. Pero nuestros datos no cumplen el supuesto de esfericidad (ver tabla 16.15). Y en condiciones de esfericidad, la aproximación univariada es, según sabemos, más potente (sobre todo si los tamaños muestrales son pequeños). Por tanto, en nuestro ejemplo, podemos optar por la aproximación univariada y concluir que el efecto de la interacción es significativo; y esto, tanto si asumimos esfericidad ($Sig. = 0,011$) como si aplicamos el corrector *épsilon* en cualquiera de sus dos versiones (con *Greenhouse-Geisser*: $Sig. = 0,040$; y con *Huynh-Feldt*: $Sig. = 0,023$).

Tabla 16.16. Efectos intra-sujetos.

Medida: MEASURE_1

Fuente		Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
TIEMPO	Esfericidad asumida	145,729	3	48,576	38,058	,000
	Greenhouse-Geisser	145,729	2,260	64,495	38,058	,000
	Huynh-Feldt	145,729	3,000	48,576	38,058	,000
	Límite-inferior	145,729	1,000	145,729	38,058	,002
Error(TIEMPO)	Esfericidad asumida	19,146	15	1,276		
	Greenhouse-Geisser	19,146	11,298	1,695		
	Huynh-Feldt	19,146	15,000	1,276		
	Límite-inferior	19,146	5,000	3,829		
CONTENID	Esfericidad asumida	35,021	1	35,021	20,351	,006
	Greenhouse-Geisser	35,021	1,000	35,021	20,351	,006
	Huynh-Feldt	35,021	1,000	35,021	20,351	,006
	Límite-inferior	35,021	1,000	35,021	20,351	,006
Error(CONTENID)	Esfericidad asumida	8,604	5	1,721		
	Greenhouse-Geisser	8,604	5,000	1,721		
	Huynh-Feldt	8,604	5,000	1,721		
	Límite-inferior	8,604	5,000	1,721		
TIEMPO * CONTENID	Esfericidad asumida	21,062	3	7,021	5,315	,011
	Greenhouse-Geisser	21,062	1,562	13,483	5,315	,040
	Huynh-Feldt	21,062	2,145	9,821	5,315	,023
	Límite-inferior	21,062	1,000	21,062	5,315	,069
Error(TIEMPO*CONTENID)	Esfericidad asumida	19,813	15	1,321		
	Greenhouse-Geisser	19,813	7,811	2,537		
	Huynh-Feldt	19,813	10,723	1,848		
	Límite-inferior	19,813	5,000	3,963		

Aspectos complementarios del análisis

Según sabemos ya, contrastar las hipótesis referidas a los tres efectos presentes en un modelo de dos factores es sólo el primer paso del análisis. El procedimiento **Medidas repetidas** permite obtener información adicional basada en aspectos complementarios del análisis. Aunque estos aspectos complementarios se han descrito ya en el apartado sobre el modelo de un factor, en un análisis de varianza de dos factores hay al menos dos acciones que es preciso abordar de forma irrenunciable:

- ▶ Obtener un *gráfico de perfil* representando las medias de las casillas (para poder interpretar el efecto de la interacción en el caso de que resulte significativo).
- ▶ Efectuar comparaciones múltiples entre las medias de los efectos significativos para identificar dónde se producen las diferencias.

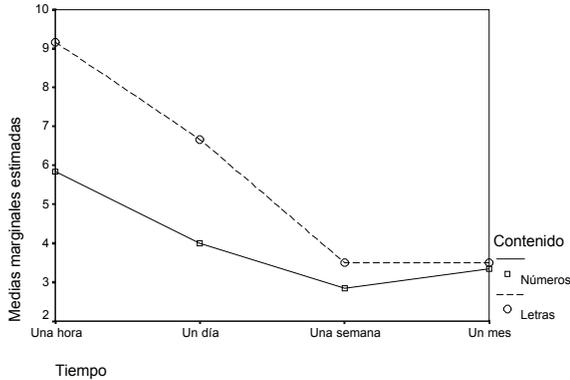
Gráfico de perfil

Para obtener un gráfico de perfil representando el efecto de la interacción:

- ▶ Pulsar el botón **Gráficos...** del cuadro de diálogo *Medidas repetidas* (ver figura 16.2) para acceder al subcuadro de diálogo *Medidas repetidas: Gráficos de perfil* (ver figura 16.3).
- ▶ Seleccionar uno de los factores MR (por ejemplo, *tiempo*) en la lista **Factores** y trasladarlo al cuadro **Eje horizontal**.
- ▶ Seleccionar el otro factor MR (*contenid*) en la lista **Factores** y trasladarlo al cuadro **Líneas distintas**.
- ▶ Pulsar el botón **Añadir** para trasladar las variables seleccionadas a la lista inferior y, con ello, hacer efectiva la selección.

Aceptando estas elecciones, el *Visor de resultados* construye el gráfico de perfil que muestra la figura 16.8.

Figura 16.8. Gráfico de perfil representando el efecto de la interacción *tiempo-contenido*.



Podemos observar que la calidad del recuerdo va decreciendo con el paso del tiempo, pero solo hasta el tercer nivel (una semana); en el cuarto (un mes) se produce un estancamiento o, incluso, una ligera mejora. Esto ocurre tanto con la lista de números como con la de letras. Sin embargo, la diferencia entre ambas listas es más evidente al principio (una hora y un día) que al final (una semana y un mes).

No obstante, para poder afirmar esto último (es decir, para poder interpretar correctamente el efecto de la interacción), es necesario efectuar comparaciones múltiples.

Comparaciones múltiples

Ya hemos señalado que, aunque las comparaciones *post hoc* no están disponibles para los factores MR, podemos efectuar comparaciones múltiples utilizando la opción **Comparar efectos principales** del cuadro de diálogo *Opciones* (ver, en este mismo capítulo, el apartado *Modelo de un factor: Aspectos complementarios del análisis: Opciones*). Para ello:

- ▶ Pulsar el botón **Opciones...** del cuadro de diálogo *Medidas repetidas* (ver figura 16.2) para acceder al subcuadro de diálogo *Medidas repetidas: Opciones*.
- ▶ Seleccionar la variable *tiempo* en la lista **Factores e interacciones de los factores** y trasladarla a la lista **Mostrar las medias para**.
- ▶ Marcar la opción **Comparar los efectos principales**.
- ▶ Seleccionar la opción **Bonferroni** dentro del menú desplegable **Ajuste del intervalo de confianza** (para controlar la tasa de error).

Con estas especificaciones obtenemos la tablas 16.17 y 16.18. La primera de ellas ofrece las medias marginales que el modelo estima para cada nivel del factor *tiempo*, además del error típico y del intervalo de confianza correspondiente a cada media.

Tabla 16.17. Medias estimadas.

Medida: MEASURE_1

TIEMPO	Media	Error típico	Intervalo de confianza al 95%.	
			Límite inferior	Límite superior
1	7,500	,516	6,173	8,827
2	5,333	,601	3,789	6,878
3	3,167	,527	1,812	4,521
4	3,417	,396	2,398	4,435

La tabla 16.18 muestra las comparaciones por pares entre los niveles del factor *tiempo*. Para controlar la tasa de error, tanto los niveles críticos (*Sig.*) como los intervalos de confianza están ajustados mediante la corrección de Bonferroni (ver, en el capítulo 15 sobre *ANOVA de un factor*, el párrafo *Comparar los efectos principales* del apartado *Opciones*). El resultado de las comparaciones indica que la *calidad del recuerdo* en el nivel 1 (una hora) es significativamente mejor (*Sig.* < 0,05) que en el resto de niveles; y mejor también en el nivel 2 (un día) que en el nivel 3 (una semana). Los intervalos de confianza permiten llegar a la misma conclusión.

Tabla 16.18. Comparaciones por pares entre niveles del factor *tiempo*.

Medida: MEASURE_1

(I) TIEMPO	(J) TIEMPO	Diferencia entre medias (I-J)	Error típico	Sig. ^a	Intervalo de confianza para la diferencia al 95 % ^a	
					Límite inferior	Límite superior
1	2	2,167	,477	,037	,153	4,180
	3	4,333	,401	,001	2,640	6,027
	4	4,083	,271	,000	2,939	5,228
2	1	-2,167	,477	,037	-4,180	-,153
	3	2,167	,494	,043	8,058E-02	4,253
	4	1,917	,523	,087	-,290	4,124
3	1	-4,333	,401	,001	-6,027	-2,640
	2	-2,167	,494	,043	-4,253	-8,058E-02
	4	-,250	,544	1,000	-2,545	2,045
4	1	-4,083	,271	,000	-5,228	-2,939
	2	-1,917	,523	,087	-4,124	,290
	3	,250	,544	1,000	-2,045	2,545

a. Ajuste para comparaciones múltiples: Bonferroni.

El procedimiento **Medidas repetidas** también permite contrastar los *efectos simples*, es decir, permite comparar entre sí los niveles de un factor dentro de cada nivel del otro factor, lo cual es especialmente útil para interpretar el efecto de la interacción. Pero, para contrastar estos efectos, es necesario recurrir a la sintaxis SPSS. Para ello:

- ▶ En el cuadro de diálogo *Medidas repetidas: Opciones* seleccionar el efecto que contiene la interacción (en el ejemplo, *tiempo*contenid*) y trasladarlo a la lista **Mostrar las medias para**. Para que se active la opción **Comparar los efectos principales** es necesario, además, trasladar algún efecto principal como, por ejemplo, *tiempo*.
- ▶ Marcar la opción **Comparar los efectos principales** y pulsar el botón **Continuar** para volver al cuadro de diálogo *Medidas repetidas*.
- ▶ Pulsar el botón **Pegar** para pegar en el *Editor de sintaxis* la sintaxis SPSS correspondiente a las elecciones hechas y modificar la línea “/EMMEANS = TABLES (tiempo*contenid)” añadiéndole lo siguiente: “COMPARE(contenid) ADJ(BONFERRONI)”.

Estas especificaciones nos permiten obtener dos tablas. La primera (tabla 16.19) ofrece las medias que el modelo estima para cada casilla (para cada nivel del factor *contenid* en cada nivel del factor *tiempo*); junto con el error típico y el intervalo de confianza asociado a cada media.

Tabla 16.19. Medias estimadas.

Medida: MEASURE_1

TIEMPO	CONTENID	Media	Error tít.	Intervalo de confianza al 95%.	
				Límite inferior	Límite superior
1	1	5,833	,477	4,606	7,060
	2	9,167	,601	7,622	10,711
2	1	4,000	,683	2,244	5,756
	2	6,667	,715	4,829	8,504
3	1	2,833	,654	1,152	4,515
	2	3,500	,428	2,399	4,601
4	1	3,333	,667	1,620	5,047
	2	3,500	,671	1,776	5,224

La segunda tabla recoge las comparaciones entre cada nivel del factor *contenid* dentro cada nivel del factor *tiempo* (tabla 16.20). Con el fin de controlar la tasa de error (la probabilidad de cometer errores de tipo I), tanto los niveles críticos (*Sig.*) como los intervalos de confianza están ajustados mediante la corrección de Bonferroni.

Tabla 16.20. Comparaciones por pares entre las medias de las casillas.

Medida: MEASURE_1

TIEMPO	(I) CONTENID	(J) CONTENID	Diferencia entre medias (I-J)	Error tít.	Sig. ^a	Intervalo de confianza para la diferencia al 95 % ^a	
						Límite inferior	Límite superior
1	1	2	-3,333	,333	,000	-4,190	-2,476
	2	1	3,333	,333	,000	2,476	4,190
2	1	2	-2,667	,715	,014	-4,504	-,829
	2	1	2,667	,715	,014	,829	4,504
3	1	2	-,667	,333	,102	-1,524	,190
	2	1	,667	,333	,102	-,190	1,524
4	1	2	-,167	1,078	,883	-2,937	2,603
	2	1	,167	1,078	,883	-2,603	2,937

a. Ajuste para comparaciones múltiples: Bonferroni.

La tabla 16.20 muestran que el recuerdo medio de números y letras difiere significativamente en los momentos temporales 1 y 2 (una hora y un día) pero no en los momentos 3 y 4 (una semana y un mes). El gráfico de perfil de la interacción (ver figura 10.8) clarifica el significado de estas comparaciones. En él se observa con claridad que, a medida que va asnado el tiempo, van desapareciendo las diferencias iniciales entre el recuerdo de números y el de letras.

Modelo de dos factores, con medidas repetidas en un factor

El modelo que ahora nos ocupa permite analizar datos provenientes de un diseño de dos factores con medidas repetidas en uno de ellos. Tenemos, por tanto, un factor inter-sujetos (con un grupo de sujetos en cada nivel) y un factor intra-sujetos (por cuyos niveles pasan todos los sujetos).

Datos

En un experimento sobre memoria se ha registrado la calidad del recuerdo en 15 sujetos al intentar evocar un texto previamente aprendido: 5 sujetos han intentado evocar el texto en condiciones de *reconocimiento*, otros 5 en condiciones de *recuerdo asistido* (con una pequeña ayuda) y otros 5 en condiciones de *recuerdo libre*. Los registros se han efectuado en cuatro momentos temporales distintos: al cabo de una *hora*, de un *día*, de una *semana* y de un *mes*.

Se trata, por tanto, de un diseño de dos factores: un factor inter-sujetos (al que podemos llamar *memoria*) con tres niveles (*reconocimiento*, *recuerdo asistido* y *recuerdo libre*) y un factor intra-sujetos (al que podemos llamar *tiempo*) con cuatro niveles (una *hora*, un *día*, una *semana* y un *mes*). Como variable dependiente utilizamos la *calidad del recuerdo*. La tabla 16.21 muestra los datos obtenidos.

Tabla 16.21. Datos de un diseño de dos factores con medidas repetidas en un factor.

	Reconocimiento				Recuerdo asistido				Recuerdo libre					
	Hora	Día	Sem.	Mes	Hora	Día	Sem.	Mes	Hora	Día	Sem.	Mes		
S ₁	10	8	7	8	S ₆	8	6	5	3	S ₁₁	7	5	4	3
S ₂	9	8	7	6	S ₇	8	7	6	5	S ₁₂	8	6	4	4
S ₃	8	6	6	7	S ₈	9	7	5	6	S ₁₃	8	6	5	6
S ₄	7	7	6	6	S ₉	8	6	4	4	S ₁₄	8	5	3	4
S ₅	10	9	8	8	S ₁₀	7	5	4	5	S ₁₅	7	5	4	3

Para reproducir los datos de la tabla 16.21 en el *Editor de datos* del SPSS es necesario crear cinco variables: una para definir el factor inter-sujetos y cuatro para definir los cuatro niveles del factor intra-sujetos. Por supuesto, podemos dar a esas variables cualquier nombre válido, pero conviene darles un nombre que permita identificarlas fácilmente.

La figura 16.9 muestra el aspecto del *Editor de datos* después de introducir en él los datos de la tabla 16.21. Hemos creado la variable *memoria* haciéndole tomar los valores 1, 2 y 3 (con etiquetas: 1 = *reconocimiento*, 2 = *recuerdo asistido* y 3 = *recuerdo libre*). Y para definir los cuatro niveles del factor intra-sujetos hemos creado cuatro variables con estos nombres: *hora*, *día*, *semana* y *mes*.

Figura 16.9. Editor de datos (con los datos de la tabla 16.21).

1 - memoria

	memoria	hora	día	semana	mes	var	var	
1	1	10	8	7	8			
2	1	9	8	7	6			
3	1	8	6	6	7			
4	1	7	7	6	6			
5	1	9	9	8	8			
6	2	8	6	5	3			
7	2	8	7	6	5			
8	2	9	7	5	6			
9	2	8	6	4	4			
10	2	7	5	4	5			
11	3	7	5	4	3			
12	3	8	6	4	4			
13	3	8	6	5	6			
14	3	8	5	3	4			
15	3	7	5	4	3			
16								
17								

Vista de datos Vista de variables / SPSS El procesador está preparado

Análisis básico

Para llevar a cabo un ANOVA de dos factores con medidas repetidas en un solo factor:

- ▶ Seleccionar la opción **Modelo lineal general** > **Medidas repetidas** del menú **Analizar** para acceder al cuadro de diálogo *Definir factor(es) de medidas repetidas* que muestra la figura 16.1.
- ▶ Asignar nombre y número de niveles al primer factor MR; pulsar el botón **Añadir**.
- ▶ Pulsar el botón **Definir** para acceder al cuadro de diálogo *Medidas repetidas* que muestra la figura 16.2.
- ▶ Seleccionar la variables que definen los niveles del factor intra-sujetos y trasladarlas a la lista **Variables intra-sujetos** utilizando el correspondiente botón flecha.
- ▶ Seleccionar la variable que define el factor inter-sujetos y trasladarla a la lista **Factores inter-sujetos**.

Ejemplo (MLG > ANOVA de dos factores con medidas repetidas en un factor)

Para obtener un ANOVA de dos factores con medidas repetidas en un factor basándonos en los datos de la tabla 16.21 (reproducidos en la figura 16.9):

- ▶ Seleccionar la opción **Modelo lineal general > Medidas repetidas** del menú **Ana-lizar** para acceder al cuadro de diálogo *Definir factor(es) de medidas repetidas* (ver figura 16.1).
- ▶ Introducir el nombre del primer factor MR (*tiempo*) en el cuadro de texto **Nombre del factor intra-sujetos** y el número de niveles de que consta ese factor (4) en el cuadro de texto **Número de niveles**. Pulsar el botón **Añadir**.
- ▶ Pulsar el botón **Definir** para acceder al cuadro de diálogo *Medidas repetidas* (ver figura 16.2).
- ▶ Seleccionar las 4 variables (*hora, día, semana y mes*) que definen los cuatro niveles del factor intra-sujetos y trasladarlas a la lista **Variables intra-sujetos**.
- ▶ Seleccionar la variable que define el factor inter-sujetos (*memoria*) y trasladarla a la lista **Factores inter-sujetos**.

Aceptando estas elecciones, el *Visor* ofrece varias tablas de resultados basadas en las especificaciones que el programa tiene establecidas por defecto. Muchas de estas tablas son idénticas a las ya estudiadas en los apartados anteriores, pero ahora existe información nueva referida al efecto del factor inter-sujetos.

La tabla 16.22 muestra cuatro estadísticos multivariados, todos los cuales permiten contrastar las hipótesis nulas referidas a los efectos en los que se encuentra involucrado el factor intra-sujetos *tiempo* (sin necesidad de asumir esfericidad). En nuestro ejemplo, de los tres efectos relevantes (*tiempo, memoria y tiempo*memoria*), dos de ellos tienen que ver con el factor intra-sujetos *tiempo*: el propio factor y la interacción *memoria*tiempo*.

Los cuatro estadísticos coinciden en señalar que el efecto del factor *tiempo* es significativo ($Sig. = 0,000 < 0,05$). Pero no ocurre lo mismo con la interacción *tiempo*memoria*: sólo la *raíz mayor de Roy* indica la presencia de efecto significativo ($Sig. = 0,014$). En relación con este resultado debemos recordar que la aproximación multivariada es más conservadora que la univariada, sobre todo con muestras pequeñas, como es el caso. Si se cumple el supuesto de circularidad o esfericidad, es preferible basar nuestras decisiones en la aproximación univariada. Y si se incumple, pero el tamaño muestral es pequeño, también es preferible utilizar la aproximación univariada acompañada del corrector *épsilon*.

Tabla.16.22. Contrastes multivariados.

Efecto		Valor	F	Gl de la hipótesis	Gl del error	Sig.
TIEMPO	Traza de Pillai	,949	61,958	3,000	10,000	,000
	Lambda de Wilks	,051	61,958	3,000	10,000	,000
	Traza de Hotelling	18,587	61,958	3,000	10,000	,000
	Raiz mayor de Roy	18,587	61,958	3,000	10,000	,000
TIEMPO * MEMORIA	Traza de Pillai	,641	1,730	6,000	22,000	,161
	Lambda de Wilks	,380	2,074	6,000	20,000	,102
	Traza de Hotelling	1,576	2,364	6,000	18,000	,073
	Raiz mayor de Roy	1,540	5,647	3,000	11,000	,014

La tabla 16.23 ofrece la *prueba de esfericidad de Mauchly*. Puesto que el nivel crítico asociado al estadístico *W* de Mauchly (*Sig.* = 0,120) es mayor que 0,05, podemos asumir esfericidad y, en consecuencia, basar nuestras decisiones sobre los efectos intra-sujetos en la aproximación univariada (tabla 16.24).

Tabla 16.23. Prueba de esfericidad de Mauchly.

Medida: MEASURE_1

Efecto intra-sujetos	W de Mauchly	Chi-cuadrado aproximado	gl	Sig.	Epsilon		
					Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	Límite inferior
TIEMPO	,441	8,777	5	,120	,711	1,000	,333

La tabla 16.24 muestra los estadísticos univariados referidos a los efectos intra-sujetos. La información relativa al efecto individual del factor *tiempo* es consistente con la obtenida con la aproximación multivariada. Tanto si asumimos esfericidad como si, no asumiéndola, utilizamos alguno de los correctores *épsilon*, obtenemos un nivel crítico tan pequeño (*Sig.*= 0,000) que podemos rechazar la hipótesis nula referida al factor *tiempo*: podemos, por tanto, afirmar que el efecto del factor *tiempo* es significativo y concluir que la calidad del recuerdo no es la misma en los cuatro registros efectuados.

Y en lo referente al efecto de la interacción *tiempo*memoria*, tanto si asumimos esfericidad como si aplicamos alguno de los dos correctores *épsilon*, obtenemos niveles críticos por debajo de 0,05; por lo que podemos concluir que existe efecto significativo de la interacción. Por supuesto, para poder interpretar este efecto necesitamos obtener comparaciones múltiples para

los efectos simples y un gráfico de perfil. Haremos ambas cosas más adelante. (Nótese, que los niveles críticos referidos al efecto de la interacción están próximos a 0,05; esto, unido al pequeño tamaño muestral, puede explicar que la aproximación multivariada no encuentre significativo el efecto de la interacción).

Tabla 16.24. Efectos intra-sujetos.

Medida: MEASURE_1

Fuente		Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
TIEMPO	Esfericidad asumida	82,850	3	27,617	70,511	,000
	Greenhouse-Geisser	82,850	2,132	38,860	70,511	,000
	Huynh-Feldt	82,850	3,000	27,617	70,511	,000
	Límite-inferior	82,850	1,000	82,850	70,511	,000
TIEMPO * MEMORIA	Esfericidad asumida	7,300	6	1,217	3,106	,015
	Greenhouse-Geisser	7,300	4,264	1,712	3,106	,030
	Huynh-Feldt	7,300	6,000	1,217	3,106	,015
	Límite-inferior	7,300	2,000	3,650	3,106	,082
Error(TIEMPO)	Esfericidad asumida	14,100	36	,392		
	Greenhouse-Geisser	14,100	25,584	,551		
	Huynh-Feldt	14,100	36,000	,392		
	Límite-inferior	14,100	12,000	1,175		

La tabla 16.25 contiene información referente al factor inter-sujetos *memoria*. El nivel crítico asociado al estadístico *F* (*Sig.* = 0,001) permite rechazar la hipótesis nula y afirmar que el efecto del factor *memoria* es significativo: podemos concluir que la calidad del recuerdo no es la misma en las tres condiciones de memorización diseñadas.

Tabla 16.25. Efectos inter-sujetos.

Medida: MEASURE_1

Variable transformada: Promedio

Fuente	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Intercept	2318,817	1	2318,817	1058,015	,000
MEMORIA	53,633	2	26,817	12,236	,001
Error	26,300	12	2,192		

Aspectos complementarios del análisis

Ya hemos señalado repetidamente que contrastar las hipótesis nulas referidas a los tres efectos presentes en un modelo de dos factores es sólo el primer paso del análisis. Debemos obtener información adicional basada en aspectos complementarios del análisis que, aunque ya se han descrito en los apartados anteriores, conviene abordar de nuevo aquí.

Recordemos que, para poder interpretar apropiadamente los resultados de un ANOVA factorial es preciso, al menos: 1) obtener un *gráfico de perfil* representando el efecto de la interacción (para poder interpretarlo apropiadamente en el caso de que resulte significativo), y 2) efectuar comparaciones múltiples entre las medias de los efectos significativos. Además, según veremos enseguida, cuando el diseño contiene algún factor inter-sujetos es necesario establecer un nuevo supuesto relacionado las matrices de varianzas-covarianzas.

Igualdad entre las matrices de varianzas-covarianzas

En una ANOVA factorial mixto o *split-plot* (un factor inter-sujetos y un factor intra-sujetos) como el que nos ocupa, además del supuesto de circularidad ya estudiado (ver apartado *Modelo de un factor*), debe establecerse un supuesto adicional: que las matrices de varianzas-covarianzas de los niveles del factor intra-sujetos deben ser iguales en cada uno de los niveles del factor inter-sujetos. Para contrastar este supuesto:

- ▣ Pulsar el botón **Opciones...** del cuadro de diálogo *Medidas repetidas* (ver figura 16.2) para acceder al subcuadro de diálogo *Medidas repetidas: Opciones*.
- ▣ Marcar la opción **Pruebas de homogeneidad**.

Al marcar estas opciones el SPSS ofrece dos estadísticos: el de *Box* y el de *Levene*. La tabla 16.26 muestra el resultado de la prueba de Box. El estadístico M de Box (y su transformación en F) permite contrastar la hipótesis de igualdad entre las matrices de varianzas-covarianzas. En nuestro ejemplo, el programa no ha podido calcular el estadístico F , probablemente porque adopta un valor próximo a cero. Lo cual debe llevarnos a pensar que las matrices de varianzas-covarianzas son iguales.

Tabla 16.26. Prueba de Box sobre la igualdad de las matrices de varianzas-covarianzas.

M de Box	10,680
F	,
gl1	10
gl2	42
Sig.	,

El estadístico F de Levene (tabla 16.27) se interpreta en los términos ya conocidos: niveles críticos muy pequeños (generalmente menores que 0,05) permiten rechazar la hipótesis de igualdad de varianzas entre los niveles de factor inter-sujetos. Esta hipótesis se contrasta para cada nivel del factor intra-sujetos. En nuestro ejemplo, todos los niveles críticos son mayores que 0,05, por lo que no podemos rechazar la hipótesis de igualdad de varianzas en ninguna de las cuatro medidas utilizadas.

Tabla 16.27. Contraste de Levene sobre la igualdad de las varianzas error.

	F	gl1	gl2	Sig.
Una hora	1,540	2	12	,254
Un día	1,143	2	12	,351
Una semana	,426	2	12	,663
Un mes	,026	2	12	,974

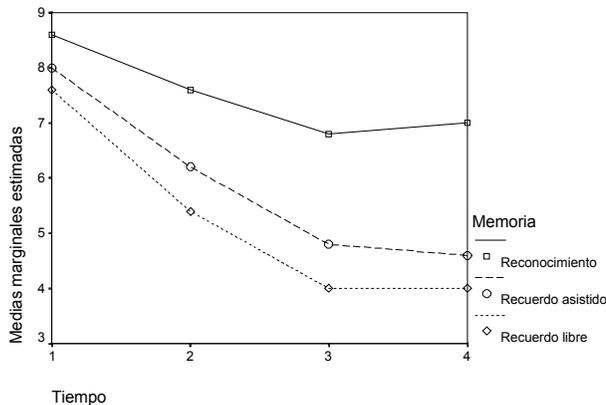
Gráfico de perfil

Para obtener un gráfico de perfil representando el efecto de la interacción:

- ▶ Pulsar el botón **Gráficos...** del cuadro de diálogo *Medidas repetidas* (ver figura 16.2) para acceder al subcuadro de diálogo *Medidas repetidas: Gráficos de perfil* (ver figura 16.3).
- ▶ Seleccionar el factor intra-sujetos *tiempo* en la lista **Factores** y trasladarlo al cuadro **Eje horizontal**.
- ▶ Seleccionar el factor inter-sujetos *memoria* en la lista **Factores** y trasladarlo al cuadro **Líneas distintas**.
- ▶ Pulsar el botón **Añadir** para trasladar las variables seleccionadas a la lista inferior y, con ello, hacer efectiva la selección.

Aceptando estas elecciones, el *Visor de resultados* construye el gráfico de perfil que muestra la figura 16.10. El gráfico muestra con claridad que la calidad del recuerdo va disminuyendo con el paso del tiempo hasta llegar al momento 3 (una *semana*), para mostrar un estancamiento final entre los momentos 3 y 4 (una *semana* y un *mes*). También puede observarse que la disminución de la calidad del recuerdo no es igualmente intensa en las tres condiciones definidas por el factor *memoria*. Parece claro que en la condición *reconocimiento* se produce una pérdida de calidad sensiblemente menor que en las otras dos condiciones. No obstante, para poder interpretar apropiadamente el efecto de la interacción es necesario efectuar comparaciones múltiples.

Figura 16.10. Gráfico de perfil representando el efecto de la interacción *tiempo-memoria*.



Comparaciones múltiples

Para efectuar comparaciones múltiples debemos seguir estrategias distintas dependiendo de que se intente evaluar un efecto inter-sujetos o un efecto intra-sujetos. Para evaluar un efecto inter-sujetos podemos utilizar las opciones del cuadro de diálogo *Post hoc*. Por el contrario, las comparaciones múltiples referidas a los efectos intra-sujetos deben obtenerse, según hemos visto ya, utilizando la opción **Comparar efectos principales** del cuadro de diálogo *Opciones*.

Para obtener comparaciones múltiples referidas a los *efectos intra-sujetos*:

- ▶ Pulsar el botón **Opciones...** del cuadro de diálogo *Medidas repetidas* (ver figura 16.2) para acceder al subcuadro de diálogo *Medidas repetidas: Opciones*.
- ▶ Seleccionar los efectos *tiempo* y *tiempo*memoria* en la lista **Factores e interacciones de los factores** y trasladarla a la lista **Mostrar las medias para**.
- ▶ Marcar la opción **Comparar los efectos principales**.
- ▶ Seleccionar la opción **Bonferroni** dentro del menú desplegable **Ajuste del intervalo de confianza** (para controlar la tasa de error).
- ▶ Pulsar el botón **Continuar** para volver al cuadro de diálogo *Medidas repetidas*.
- ▶ Pulsar el botón **Pegar** para pegar en el *Editor de sintaxis* la sintaxis SPSS correspondiente a las elecciones hechas y modificar la línea “/EMMEANS = TABLES (tiempo*memoria)” añadiendo lo siguiente: “COMPARE(memoria) ADJ(BONFERRONI)”.

Con estas especificaciones obtenemos, además de las dos tablas de medias estimadas (ver, por ejemplo, las tablas 16.17 y 16.18), dos tablas de comparaciones.

La primera de estas tablas ofrece las comparaciones por pares entre los niveles del factor *tiempo* (tabla 16.28). Para controlar la tasa de error (es decir, la probabilidad de cometer errores de tipo I), tanto los niveles críticos (*Sig.*) como los intervalos de confianza están ajustados mediante la corrección de Bonferroni. El resultado de estas comparaciones por pares indica que la *calidad del recuerdo* en el nivel 1 (*una hora*) es significativamente mejor (*Sig.* < 0,05) que en el resto de niveles; y mejor también (*Sig.* < 0,05) en el nivel 2 (*un día*) que en el nivel 3 (*una semana*) y 4 (*un mes*). No existen, sin embargo, diferencias significativas (*Sig.* = 1,00) entre los niveles 3 (*una semana*) y 4 (*un mes*). Los intervalos de confianza permiten llegar a la misma conclusión.

Tabla 16.28. Comparaciones por pares entre los niveles del factor *tiempo*.

Medida: MEASURE_1

(I) TIEMPO	(J) TIEMPO	Diferencia entre medias (I-J)	Error típico	Sig. ^a	Intervalo de confianza para diferencia al 95 % ^a	
					Límite inferior	Límite superior
1	2	1,667	,176	,000	1,111	2,223
	3	2,867	,221	,000	2,170	3,564
	4	2,867	,254	,000	2,066	3,667
2	1	-1,667	,176	,000	-2,223	-1,111
	3	1,200	,133	,000	,780	1,620
	4	1,200	,275	,006	,333	2,067
3	1	-2,867	,221	,000	-3,564	-2,170
	2	-1,200	,133	,000	-1,620	-,780
	4	,000	,275	1,000	-,867	,867
4	1	-2,867	,254	,000	-3,667	-2,066
	2	-1,200	,275	,006	-2,067	-,333
	3	,000	,275	1,000	-,867	,867

Basadas en las medias marginales estimadas.

a. Ajuste para comparaciones múltiples: Bonferroni.

La segunda tabla de comparaciones recoge el resultado de comparar por pares los niveles del factor *memoria* dentro cada nivel del factor *tiempo* (tabla 16.29). Al igual que antes, y con el fin de controlar la tasa de error, tanto los niveles críticos (*Sig.*) como los intervalos de confianza están ajustados mediante la corrección de Bonferroni.

Los resultados de estas comparaciones, junto con el gráfico de la interacción (ver figura 16.10), permiten precisar el significado del efecto de la interacción. En primer lugar, en el momento temporal 1 (*una hora*), la calidad del recuerdo es similar en las tres condiciones de *memoria*. Pero a partir de ese momento, la calidad del recuerdo se muestra significativamente mejor en la condición *reconocimiento* que en las condiciones *recuerdo asistido* y *recuerdo libre*, con excepción del momento 2 (*un día*), en el que las condiciones *reconocimiento* y *recuerdo asistido* no difieren significativamente. Las condiciones *recuerdo asistido* y *recuerdo libre* no difieren en ninguno de los momentos temporales estudiados. El gráfico de perfil sobre el efecto de la interacción (ver figura 10.11) puede ayudarnos, sin duda, a comprender mejor el significado de estas comparaciones.

Tabla 16.29. Comparaciones entre los niveles del factor *memoria* en cada nivel del factor *tiempo*.

Medida: MEASURE_1

TIEMPO	(I) Memoria	(J) Memoria	Diferencia entre medias (I-J)	Error típico	Sig. ^a	Intervalo de confianza para diferencia al 95 % ^a	
						Límite inferior	Límite superior
1	Reconocimiento	Recuerdo asistido	,600	,529	,837	-,871	2,071
		Recuerdo libre	1,000	,529	,250	-,471	2,471
	Recuerdo asistido	Reconocimiento	-,600	,529	,837	-2,071	,871
		Recuerdo libre	,400	,529	1,000	-1,071	1,871
	Recuerdo libre	Reconocimiento	-1,000	,529	,250	-2,471	,471
		Recuerdo asistido	-,400	,529	1,000	-1,871	1,071
2	Reconocimiento	Recuerdo asistido	1,400	,554	,080	-,139	2,939
		Recuerdo libre	2,200	,554	,006	,661	3,739
	Recuerdo asistido	Reconocimiento	-1,400	,554	,080	-2,939	,139
		Recuerdo libre	,800	,554	,522	-,739	2,339
	Recuerdo libre	Reconocimiento	-2,200	,554	,006	-3,739	-,661
		Recuerdo asistido	-,800	,554	,522	-2,339	,739
3	Reconocimiento	Recuerdo asistido	2,000	,503	,006	,601	3,399
		Recuerdo libre	2,800	,503	,000	1,401	4,199
	Recuerdo asistido	Reconocimiento	-2,000	,503	,006	-3,399	-,601
		Recuerdo libre	,800	,503	,414	-,599	2,199
	Recuerdo libre	Reconocimiento	-2,800	,503	,000	-4,199	-1,401
		Recuerdo asistido	-,800	,503	,414	-2,199	,599
4	Reconocimiento	Recuerdo asistido	2,400	,712	,017	,422	4,378
		Recuerdo libre	3,000	,712	,004	1,022	4,978
	Recuerdo asistido	Reconocimiento	-2,400	,712	,017	-4,378	-,422
		Recuerdo libre	,600	,712	1,000	-1,378	2,578
	Recuerdo libre	Reconocimiento	-3,000	,712	,004	-4,978	-1,022
		Recuerdo asistido	-,600	,712	1,000	-2,578	1,378

Basadas en las medias marginales estimadas.

a. Ajuste para comparaciones múltiples: Bonferroni.

Para obtener comparaciones múltiples entre los niveles del *factor inter-sujetos*:

- ▶ Pulsar el botón **Post hoc...** del cuadro de diálogo *Medidas repetidas* (ver figura 16.2) para acceder al subcuadro de diálogo *Medidas repetidas: Comparaciones post hoc* (las opciones de este cuadro de diálogo ya se han descrito en el capítulo 14 sobre *ANOVA de un factor*).

► Marcar la opción **Tukey** del recuadro **Asumiendo varianzas iguales**.

Puesto que ya conocemos el resultado de la prueba de Levene, sabemos que podemos asumir igualdad de varianzas entre los niveles del factor inter-sujetos; por esta razón seleccionamos una opción del recuadro **Asumiendo varianzas iguales**. Si todavía no conociéramos el resultado de la prueba de Levene, podríamos seleccionar, además de la prueba de Tukey, uno de los procedimientos del recuadro **No asumiendo varianzas iguales** y, más tarde, decidir en qué prueba basar nuestras decisiones.

Aceptando estas elecciones, el *Visor de resultados* ofrece las comparaciones que muestra la tabla 16.30.

Tabla 16.30. Comparaciones *post-hoc* entre los niveles del factor inter-sujetos *memoria*.

Medida: MEASURE_1

DHS de Tukey

(I) Memoria	(J) Memoria	Diferencia entre medias (I-J)	Error típico	Sig.	Intervalo de confianza al 95%.	
					Límite inferior	Límite superior
Reconocimiento	Recuerdo asistido	1,60*	,47	,013	,35	2,85
	Recuerdo libre	2,25*	,47	,001	1,00	3,50
Recuerdo asistido	Reconocimiento	-1,60*	,47	,013	-2,85	-,35
	Recuerdo libre	,65	,47	,377	-,60	1,90
Recuerdo libre	Reconocimiento	-2,25*	,47	,001	-3,50	-1,00
	Recuerdo asistido	-,65	,47	,377	-1,90	,60

Basado en las medias observadas.

*. La diferencia de medias es significativa al nivel ,05.

Los resultados obtenidos con la prueba de Tukey indican que la calidad del recuerdo obtenida en la condición *reconocimiento* difiere significativamente de la obtenida en las condiciones *recuerdo asistido* (*Sig.* = 0,013) y *recuerdo libre* (*Sig.* = 0,001). Y que entre las condiciones *recuerdo asistido* y *recuerdo libre* no existen diferencias (*Sig.* = 0,377).