

Familiaridad y recuerdo en el reconocimiento de rostros ficticios: implicaciones para los modelos de reconocimiento

Alfonso Pitarque, Salvador Algarabel y J. Antonio Aznar-Casanova*
Universidad de Valencia y * Universidad de Barcelona

Mediante el paradigma experimental de «recordar-saber» los sujetos llevaron a cabo una tarea de reconocimiento de rostros ficticios, en la que manipulamos en tres condiciones entresujetos el tipo de cambio acaecido en los rostros entre las fases de estudio y reconocimiento (mediante la inclusión o no arrugas en los mismos: sin cambio, con cambio sencillo, o con doble cambio). Nuestro objetivo era analizar si con dicho procedimiento maximizábamos los juicios de familiaridad y si así los resultados se acomodaban mejor a las predicciones de los modelos duales de reconocimiento o a los modelos basados en la teoría de detección de señales. En general nuestros resultados tienden a apoyar este último punto de vista, aunque se discute la capacidad predictiva de dichos modelos en relación a las demandas implicadas en la tarea a realizar (mejor ajuste ante tareas más basadas en la familiaridad, peor ante tareas más orientadas hacia el recuerdo).

Familiarity and recollection in fictitious face recognition: Implications for recognition models. Using the «remember-know» paradigm, participants were engaged in a fictitious face recognition experiment in which three between-subject conditions were manipulated by either adding or not adding wrinkles on the faces between the study and the recognition tasks (no change, single change, double change). Our hypothesis was that this procedure would maximize judgments based on familiarity, thus determining whether data provided better fit to the models based on the signal detection theory or to predictions of dual models. In global terms, our results support the signal detection model predictions, although we discuss whether these models better fit tasks based on familiarity or tasks based on recollection.

Reconocemos un ítem (por ejemplo, un rostro) bien porque podemos recuperar de nuestra memoria información episódica asociada al mismo en un encuentro anterior con dicho ítem (por ejemplo, «conozco a esta persona porque recuerdo que la conocí en la fiesta de X»), o bien por una mera sensación de familiaridad con el mismo en ausencia de huellas episódicas (por ejemplo, «tengo la sensación de conocer a esta persona pero no recuerdo de qué»). Dichos procesos, implicados en todo reconocimiento humano, reciben el nombre de «recuerdo» (recollection) y «familiaridad», respectivamente, siendo el primer proceso el que nos permite re-experienciar nuestro pasado personal (Tulving, 2002).

El paradigma experimental más utilizado (aunque no el único) para estudiar dichos procesos es el paradigma de «recordar/saber» o «R/K» (Gardiner, 1988; Tulving, 1985). En dicho paradigma, tras cada juicio de reconocimiento convencional «nuevo-viejo» sobre un ítem, se pide a los participantes que evalúen retrospectivamente si su respuesta «viejo» ha estado basada en el recuerdo de detalles episódicos asociados al mismo (emitiendo entonces una respuesta «recuerdo» o «juicio R») o, por el contrario, ha estado basada en

una mera sensación de familiaridad con el ítem en ausencia de detalles específicos (emitiendo entonces una respuesta «lo sé» o «juicio K»). Recientemente, y con el fin de poder analizar el ajuste de las curvas ROC a los distintos modelos teóricos (objetivo del presente trabajo), se suele pedir asimismo a los sujetos que evalúen en una escala ordinal su grado de confianza en los juicios «nuevo-viejo». El paradigma R/K no está exento de críticas, entre las que destacan las referidas a su carácter introspectivo (Dunn, 2004; Inoue y Bellezza, 1998), a cómo el modo distinto de dar las instrucciones afecta a la tasa de juicios R y K (Rotello, Macmillan, Reeder y Wong, 2005), a cómo ambos tipos de juicios no son nunca medidas puras de la familiaridad y del recuerdo (Parks y Yonelinas, 2007), o cómo al pedir juicios R a los sujetos ya se les sugieren unas características de la demanda que les podrían inducir a usar más dichos juicios de lo que lo harían en una tarea convencional de reconocimiento (Diana, Reder, Arndt, y Park, 2006).

En un principio, se asumió que los juicios R eran una medida pura de los procesos de recuerdo, mientras que los juicios K lo eran de los procesos de familiaridad (si bien datos experimentales recientes han demostrado que ambas medidas no son independientes, sino que tienden a correlacionar negativamente, es decir, a medida que los juicios R aumentan, disminuyen los K, o a la inversa; véase, por ejemplo, Diana et al., 2006). Desde esta perspectiva surgieron los modelos de reconocimiento llamados «duals o de doble proceso» (véase, por ejemplo, Atkinson y Juola, 1974; Jacoby y Dallas, 1981; Mandler, 1980; Yonelinas, 1994, 2002) para los cua-

les en el reconocimiento interviene tanto la familiaridad (entendida como un proceso automático y continuo), como el recuerdo de información episódica (entendido como un proceso consciente y de umbral). Frente a los modelos duales se sitúan las teorías «uniproceto» (véase, por ejemplo, Donaldson, 1996; Dunn, 2004; Hildford, Glanzer, Kim, y DeCarlo, 2002; Inoue y Bellezza, 1998; Rotello, Macmillan, y Reeder, 2004; Shiffrin y Steyers, 1997; Wixted y Stretch, 2004), herederas de los postulados de los modelos de ajuste global (véase, por ejemplo, Gillund y Shiffrin, 1984; Murdock, 1982; Pike, 1984), según las cuales el reconocimiento es función exclusiva de la familiaridad o fuerza del trazo asociada al ítem, explicable entonces desde la teoría de detección de señales (por lo que también se les conoce como «modelos de detección de señales»). En el modelo uniproceto más representativo (Donaldson, 1996) los sujetos evalúan de forma automática la familiaridad de cada ítem frente a dos criterios de decisión: en un primer momento, si dicha familiaridad excede un primer punto de corte el sujeto responde «viejo» (o «nuevo» en caso contrario), para a continuación evaluarla respecto a un segundo criterio, según el cual responderán R si lo excede, o K si no lo hace. Recuerdo y familiaridad se entienden aquí, pues, como dos variables continuas con distribuciones de varianzas desiguales (véase, por ejemplo, Dunn, 2004; Hildford et al., 2002; Wixted y Stretch, 2004).

En la actualidad dicha polémica sobre modelos de proceso único vs modelos duales genera gran cantidad de literatura (véase, por ejemplo, Parks y Yonelinas, 2007; Wixted, 2007, para una revisión reciente del tema) en la que aparecen datos experimentales que en general tienden a apoyar los postulados teóricos del modelo del que se parte. Así, los defensores del modelo dual alegan a su favor las claras disociaciones experimentales encontradas sobre juicios de recordar y saber al manipular un gran número de variables como, por ejemplo, los niveles de procesamiento, atención dividida, frecuencia de las palabras, etc. (véase Gardiner y Richardson-Klavehn, 2000; Yonelinas, 2002). Recientemente, Dudukovic y Knowlton (2006) han mostrado cómo los sujetos son capaces de elicitar los detalles contextuales asociados únicamente a los juicios R (véase también Macken, 2002), incluso tras un semana del estudio, pese a que tras dicho período se produce una pérdida gradual de la información episódica y un trasvase de juicios R a juicios K (véase también Algarabel, Pitarque, y Gotor, 2006). Sin embargo, es en la literatura sobre neuroimagen y potenciales evocados donde los modelos duales gozan de mayor apoyo experimental (véase Aggleton y Brown, 2006, para una revisión reciente): el hipocampo parece activarse diferencialmente ante una respuesta R que ante una respuesta K. Lo mismo ocurre con los lóbulos frontales, y en especial el córtex prefrontal izquierdo, que se activan más ante una respuesta R que ante una K. De igual modo, la literatura neuropsicológica sobre población anciana o con daños cognitivos severos tiende a apoyar la postura dual al mostrar que dichas poblaciones tienen déficits mucho mayores en recuerdo que en familiaridad (véase, por ejemplo, Howard, Bessette-Symons, Zhang, y Hoyer, 2006).

Por su parte, los defensores de los modelos uniproceto alegan a su favor que sus modelos son más parsimoniosos y más fácilmente implementables en términos computacionales que los modelos duales, intentando explicar las anteriores disociaciones experimentales desde postulados basados en la TDS (a veces con relativo éxito; véase, por ejemplo, Dunn, 2004) y aduciendo que los modelos uniproceto se ajustan mejor a los datos experimentales que los biproceto (véase Wixted, 2007). En concreto, un punto clave tiene que ver con el análisis de las funciones estandariza-

das z-ROC provenientes de los datos empíricos (las cuales surgen de transformar los aciertos y falsas alarmas a puntuaciones estandarizadas y graficar dichos pares de puntos), que deberían ajustarse a un modelo lineal con pendiente inferior a 1 si los supuestos de los llamados modelos de detección señales de varianzas desiguales son ciertos (véase, por ejemplo, Heathcote, 2003; Wixted y Stretch, 2004), mientras que deberían adecuarse a una función cuadrática (en forma de ligera U-invertida) si las predicciones de los modelos duales fueran ciertas (véase Hildford et al., 2002; Parks y Yonelinas, 2007). Este tema ha generado abundante literatura experimental que en algunos casos ha dado apoyo a los modelos uniproceto (véase, por ejemplo, Heathcote, 2003; Rotello et al., 2004) y en otros a los modelos duales (véase, por ejemplo, Algarabel y Pitarque, 2007a, 2007b; Pelegrina y Tejeiro, 2006).

Recientemente, y desde una perspectiva uniproceto, Wixted y Stretch (2004) plantearon una serie de predicciones respecto a los datos empíricos que, según ellos, sólo podrían ser explicadas desde un modelo de reconocimiento de detección señales. Estas predicciones versan sobre tres grupos de análisis estadísticos: a) análisis de la confianza en las respuestas en los juicios R y K; b) la comparación de las pendientes de las funciones lineales zROC de R y K y de los juicios de confianza; c) análisis de correlaciones entre respuestas en los juicios R y K. En concreto, si los postulados de los modelos uniproceto son ciertos, entonces: 1) los aciertos en R (HR) deben de tener asociada una confianza más alta que los aciertos en K (HK); 2) las falsas alarmas en R (FAR) deben de tener asociada una confianza más alta que las falsas alarmas en K (FAK); 3) las FAR deben de tener asociada una confianza más alta que los HK; 4) la correlación entre condiciones experimentales de las pendientes zROC de los juicios R y K y los juicios de confianza debe de ser positiva; 5) la tasa de HR y la tasa de FAR deben correlacionar positivamente entre sujetos, pero negativamente entre condiciones (o efecto espejo); 6) la tasa de HK y la tasa de FAK deben correlacionar positivamente entre sujetos; y 7) las tasas de FAR y HR', corregida ésta según la fórmula $HR' = (HR - FAR) / (1 - FAR)$, deben de correlacionar positivamente entre sujetos (véase Wixted y Stretch, 2004, p. 630).

El objetivo global de nuestro trabajo es analizar si tanto estas predicciones como las postuladas por Hildford et al. (2002) respecto a si la función zROC sigue un modelo lineal, se cumplen o no (lo que según acabamos de ver avalarían las predicciones de los modelos uniproceto o de los modelos duales, respectivamente) con los datos aportados por un procedimiento experimental de reconocimiento de rostros ficticios. El porqué de la elección de este procedimiento estriba en que en nuestros últimos trabajos empleamos procedimientos experimentales en los que se maximizaba el recuerdo de detalles episódicos, al tener los sujetos que reinstaurar en la tarea de reconocimiento el contexto asociado al ítem en la fase de estudio, operacionalizado dicho contexto bien por el fondo bicolor que acompañaba al ítem a reconocer (palabras en este caso; Algarabel y Pitarque, 2007a) o bien por el área exterior de una fotografía de paisajes que acompañaba al ítem (o parte central de dicha fotografía; Algarabel y Pitarque, 2007b). En ambos trabajos encontramos datos que contradecían las predicciones de los modelos uniproceto. Sospechamos entonces que en las tareas en las que la familiaridad juega un papel importante, como por ejemplo cuando debemos de reconocer material verbal (que, dicho sea de paso, son las más utilizadas), los datos tienden a ajustarse a las predicciones de los modelos uniproceto. Sin embargo, cuando trabajamos con procedimientos en los que se maximiza el recuerdo de detalles

episódicos, como por ejemplo en el reconocimiento de fotografías de paisajes, etc., el ajuste de los datos tiende a apoyar a los modelos duales. Dado que la familiaridad juega un papel determinante en el reconocimiento de rostros humanos (véase, por ejemplo, Caharel, Poiroux, Bernard, y Thibaut, 2002; Iyengar y Morin, 2006; Pierce, Leigh, y Kendrick, 2000), pensamos que éste podría ser un buen procedimiento para poner a prueba dicha hipótesis, máxime si utilizamos rostros ficticios (utilizando la llamada «face morphing technology»; véase, por ejemplo, FACES, 1998; Iyengar y Morin, 2006, y figura 1) donde la posibilidad de asociar huellas episódicas queda muy reducida. En concreto, manipularemos tres condiciones en que las diferencias entre ellas estriban, exclusivamente, en si entre las fases de estudio y test los rostros no cambian (condición sin cambio), pasan todos ellos de tener arrugas a no tenerlas o a la inversa (condición de cambio simple), o bien algunos rostros cambian en la dirección de tener arrugas a no tenerlas, mientras que algunos otros lo hacen a la inversa (condición de cambio doble).

Método

Participantes

Participaron 105 estudiantes de la facultad de Psicología de Universidad de Valencia, España (edad promedio: 23.6 años, el 84% mujeres) que fueron adscritos al azar a una de las cinco condiciones experimentales entresujetos referidas más abajo. Los sujetos participaron a cambio de un pequeño incentivo académico.

Instrumentos

Contamos con una base de imágenes de 124 pares de rostros humanos procedente de la base de datos FACES (1998). Cada par hacía referencia a la misma persona (hombre o mujer) bien joven o bien envejecida mediante la incorporación de arrugas en el rostro (figura 1). La única diferencia entre las dos imágenes de cada persona radicaba en llevar o no arrugas en el rostro, permaneciendo constantes los demás atributos (por ejemplo, si el sujeto llevaba pelo, gafas, o pendientes, éstos eran los mismos en ambas imágenes; figura 1).

Procedimiento

Todos los sujetos realizaban 4 tareas secuenciales, sentados ante la pantalla de un ordenador en pases colectivos de 8 a 12 sujetos.

La primera tarea consistía en una tarea de estudio de 34 rostros que aparecían visibles durante 3 segundos, cada uno de ellos en el centro del ordenador sobre un fondo blanco. Cada imagen tenía un tamaño de 732 (ancho) × 983 (alto) píxeles. Los dos primeros y los últimos rostros de cada serie hacían las veces de ítems de relleno y no eran analizados posteriormente.

A continuación los sujetos llevaban a cabo una tarea de reconocimiento de 60 rostros, 30 de los cuales habían aparecido en la tarea de estudio y 30 eran nuevos. Un programa de ordenador presentaba un rostro y bajo él preguntaba al sujeto «¿Crees que este rostro apareció en la tarea anterior? Pulsa las teclas D-F-G-H-J-K para responder». Dichas teclas estaban etiquetadas en el teclado del ordenador con las etiquetas «seguro que sí - creo que sí - puede que sí - puede que no - creo que no - seguro que no», respectivamente. Si el sujeto pulsaba las teclas D, F o G, es decir, cuando había reconocido un rostro como presentado antes, entonces aparecería una segunda pregunta bajo el mismo rostro (que se mantenía visible hasta que el sujeto respondía) que decía «...porque recuerdas detalles (pulsa V) o porque lo sabes (pulsa B)». Las teclas V y B estaban etiquetadas en el teclado como «recordar» y «saber», respectivamente. En las instrucciones orales dadas a los sujetos al inicio de la sesión se les explicaba claramente la diferencia entre recordar y saber siguiendo las instrucciones de Rajaram (1996), poniendo ejemplos de ambos tipos de reconocimiento e insistiendo en que esta segunda respuesta era independiente de la primera. Al finalizar cada ensayo la pantalla se ponía en blanco durante un segundo y se presentaba el siguiente rostro a reconocer.

La tercera tarea era una tarea de estudio similar a la primera con materiales nuevos. La cuarta y última tarea era otra tarea de reconocimiento similar a la primera con materiales nuevos. Cada pase experimental duraba alrededor de 25 minutos.

En un principio, los sujetos fueron asignados al azar a alguna de estas 5 condiciones entresujetos:

- En la condición *joven-joven*, los sujetos veían en las dos fases, tanto de estudio como en las respectivas fases de reconocimiento, sólo rostros de personas jóvenes (es decir, sin arrugas). 18 sujetos fueron adscritos a esta condición.
- En la condición *viejo-viejo*, los sujetos veían tanto en las fases de estudio como en las de reconocimiento sólo rostros de personas envejecidas (es decir, con arrugas). 17 sujetos fueron adscritos a esta condición. Al analizar los resultados, y dado que no encontramos diferencias significativas entre estas dos condiciones, decidimos unificarlas en una única



Figura 1. Ejemplo de los rostros sin arrugas y con arrugas utilizados en el experimento (FACES, 1998)

condición que denominamos «*sin cambio*» ($n= 35$; véase apartado de resultados).

- En la condición *joven-viejo*, los sujetos veían en las fases de estudio rostros de personas jóvenes, mientras que en las fases de reconocimiento subsiguientes aparecerían los rostros anteriores envejecidos, junto con otros rostros envejecidos nuevos. Los sujetos eran informados de ello en las instrucciones orales que se les daban. 15 sujetos fueron adscritos a esta condición.
- En la condición *viejo-joven*, los sujetos veían en las fases de estudio rostros de personas envejecidas, mientras que en las fases de reconocimiento aparecerían los rostros anteriores rejuvenecidos junto con otros rostros jóvenes nuevos. Los sujetos eran informados de ello en las instrucciones. 23 sujetos fueron adscritos a esta condición. Al analizar los resultados, y dado que no encontramos diferencias significativas entre estas dos últimas condiciones, decidimos unificarlas en una única que denominamos «*cambio simple*» ($n= 38$; véase apartado de resultados).
- En la condición «*cambio doble*», los sujetos recibían, ya fueran rostros jóvenes, ya envejecidos entremezclados, tanto en las dos tareas de estudio como en las dos de reconocimiento. En las instrucciones previas se enfatizaba que la misma persona podía: a) aparecer joven en la fase de estudio y envejecida en la de reconocimiento; b) aparecer joven en la fase de estudio y joven en la de reconocimiento; c) aparecer envejecida en la fase de estudio y joven en la de reconocimiento; o d) aparecer envejecida en la fase de estudio y envejecida en la de reconocimiento. 32 sujetos fueron adscritos a esta condición.

El programa *E-prime* (Schneider, Eschman, y Zucolotto, 2002) elegía al azar y para cada sujeto 30 rostros (jóvenes o envejecidos en función de la condición a la que el sujeto hubiese sido asignado) para la primera tarea de estudio, y otros 30 rostros distintos para la segunda tarea de estudio. Los restantes 60 rostros del total de 120 eran elegidos aleatoriamente por el programa como rostros «nuevos» para las dos tareas de reconocimiento (30 para cada tarea). De este modo todo sujeto recibía los 120 rostros de la base de imágenes.

Análisis de datos

A partir de la tasa de aciertos, falsas alarmas, rechazos correctos y errores en función del grado de confianza en las respuestas (en una escala de 1 a 6 puntos) se calcularon para cada sujeto las d' , funciones ROC (sobre las proporciones acumuladas de H y FA) y funciones zROC (aplicando la función inversa estandarizada sobre las proporciones acumuladas de H y FA). A continuación se estimaron por mínimos cuadrados y para cada sujeto las funciones polinomiales de segundo orden relativas tanto a su función ROC como zROC (de donde tomamos las constantes cuadráticas relativas a dichas funciones; véase tabla 2), así como la función lineal relativa a su función zROC (de donde tomamos la pendiente lineal relativa a dicha función; véase tabla 2). Los coeficientes de determinación promedio relativos a dichos ajustes fueron igual o superiores a 0.97, lo que es congruente con los datos encontrados en otros laboratorios (véase, por ejemplo, Hilford et al., 2002). Los análisis estadísticos se realizaron utilizando el paquete estadístico SPSS 11 y el programa Microsoft Excel.

Resultados

En primer lugar analizamos si existían diferencias significativas entre las condiciones joven-joven y viejo-viejo, por un lado, y joven-viejo y viejo-joven, por otro, tanto en tasa de aciertos como de falsas alarmas. Al comparar las dos primeras condiciones observamos que no había diferencias entre ellas ni en la tasa de aciertos ($t(33)= 1.31$) ni en la tasa de falsas alarmas ($t(33)= 1.95$) en la primera tarea de reconocimiento, ni en aciertos ($t(33)= 1.63$) ni en falsas alarmas ($t(33)= 1.28$) en la segunda tarea de reconocimiento. El mismo patrón de resultados encontramos comparando la condición joven-viejo frente a la viejo-joven, donde no había diferencias ni en aciertos ($t(36)= 1.24$) ni en falsas alarmas ($t(36)= 1.26$) en la primera tarea de reconocimiento, ni en aciertos ($t<1$) ni en falsas alarmas ($t<1$) en la segunda tarea de reconocimiento. Por ello subsumimos las condiciones joven-joven y viejo-viejo en una única que a partir de ahora llamaremos «*sin cambio*» ($n= 35$). De igual modo subsumimos las condiciones joven-viejo y viejo-joven en una única que a partir de ahora llamaremos «*cambio simple*» ($n= 38$). De este modo y desde este momento hablaremos de tres condiciones en nuestro experimento: sin cambio, con cambio simple y doble cambio.

A continuación pasamos a analizar si dichos tres grupos tratamentales (variable intersujetos) interactuaban o no entre la tarea de reconocimiento 1 y la tarea de reconocimiento 2 (variable intrasujetos). Un ANOVA mixto 3×2 sobre la tasa de aciertos mostró como no significativa dicha interacción ($F<1$). El mismo patrón de resultados fue observado analizando las falsas alarmas ($F<1$). Por ello, unificamos los resultados de las tareas de reconocimiento 1 y 2, y a partir de ahora los resultados reflejarán las sumas de los aciertos y falsas alarmas en los tests 1 y 2 considerados juntos.

Para analizar si este experimento producía mayores tasas de juicios K y menores de juicios R que nuestros experimentos anteriores, en los que maximizamos la elicitación de huellas episódicas en el reconocimiento, lo comparamos con el experimento 1 del trabajo de Algarabel y Pitarque (2007b) analizando las proporciones de HR, HK, FAR y FAK. Dichos análisis confirmaron nuestra hipótesis en el sentido de que en el presente experimento ($n= 105$) la tasa global de HK (0.26) fue significativamente mayor que en el anterior experimento 1 ($HK= 0.20$; $n= 96$), $t(199)= 3.65$, $p<0.001$. De igual modo, en el presente experimento, la tasa global de HR (0.42) fue significativamente inferior a la tasa encontrada en aquel ($HR= 0.50$; $t(199)= 3.62$, $p<0.001$). Por su parte, no hubo diferencias significativas entre ambos experimentos en FAR y FAK. Este patrón de resultados se mantuvo en los dos restantes experimentos de dicho trabajo lo que parece avalar el procedimiento aquí empleado, en el sentido de que maximiza la familiaridad y minimiza el recuerdo, tal y como se pretendía.

Los resultados globales de nuestro experimento en cuanto a aciertos, falsas alarmas y d' aparecen en la tabla 1.

Un ANOVA unifactorial intersujeto sobre las proporciones totales de aciertos (véase tabla 1) determinó como significativo el efecto de los tres grupos de tratamiento ($F(2,102)= 3.09$, $MSe= 0.01$, $p<0.05$). Una prueba a posteriori de Student-Newman-Keuls (SNK) determinó que existían diferencias significativas entre la condición «sin cambio» y la condición «cambio doble». Al analizar las tasas de aciertos en los juicios R y K por separado (véase tabla 1) hallamos efecto de los grupos en los juicios R ($F(2,102)= 3.99$, $MSe= 0.02$, $p<0.05$) pero no sobre los juicios K ($F(2,102)=$

1.14, $MSe = 0.02$). Una prueba SNK sobre las tres medias de los juicios R determinó que la menor tasa de aciertos R se daba en la condición «cambio doble», no existiendo diferencias significativas entre las otras dos condiciones.

En cuanto al análisis de las falsas alarmas (tabla 1) el efecto de la variable grupo no fue significativo ni sobre las falsas alarmas totales ($F < 1$), ni sobre las falsas alarmas en R ($F(2,102) = 1.79$, $MSe = 0.01$), ni sobre las falsas alarmas en K ($F < 1$).

Por lo que respecta al análisis de las d' (tabla 1) el ANOVA determinó como significativo el efecto de la variable grupo ($F(2,102) = 5.19$, $MSe = 0.12$, $p < .01$). Una prueba SNK determinó que existían diferencias significativas entre la condición «sin cambio» y la condición «cambio doble».

Globalmente considerados, los anteriores resultados vienen a indicar que el rendimiento tiende a decrecer a medida que la dificultad de la tarea aumenta, lo que no es debido a diferencias en HK sino a un decremento en HR, en la condición de mayor complejidad (doble cambio).

Por lo que respecta al análisis de los ajustes ROC y zROC, el promedio de los ajustes individuales (por mínimos cuadrados) de dichas funciones aparece en la figura 2 y la tabla 2.

Tabla 1
Proporciones medias (y errores típicos) de aciertos (H), falsas alarmas (FA) y d' para el total y para los juicios de recordar (R) y saber (K) de las tres condiciones del experimento

| SIN CAMBIO | TOTAL | R | K |
|---------------|-------------|-------------|-------------|
| H | 0,71 (0,02) | 0,44 (0,03) | 0,27 (0,03) |
| FA | 0,21 (0,02) | 0,07 (0,01) | 0,15 (0,02) |
| d' | 1,44 (0,06) | | |
| CAMBIO SIMPLE | TOTAL | R | K |
| H | 0,68 (0,02) | 0,44 (0,02) | 0,24 (0,02) |
| FA | 0,23 (0,02) | 0,10 (0,01) | 0,13 (0,01) |
| d' | 1,30 (0,05) | | |
| DOBLE CAMBIO | TOTAL | R | K |
| H | 0,65 (0,02) | 0,36 (0,03) | 0,29 (0,02) |
| FA | 0,23 (0,02) | 0,08 (0,02) | 0,16 (0,02) |
| d' | 1,16 (0,06) | | |

En lo relativo al análisis de las constantes cuadráticas de las funciones ROC de las tres condiciones todas fueron negativas y significativamente menores de 0 (tabla 2): $t(34) = 2.16$, $p < .05$; $t(37) = 6.13$, $p < .01$; $t(31) = 6.87$, $p < .01$, para las condiciones sin cambio, cambio simple y cambio doble, respectivamente, lo que confirma la concavidad de las mismas (figura 2), posición congruente con los datos de la literatura y que confirman el aprendizaje de los participantes.

En cuanto al análisis de las constantes cuadráticas de las funciones z-ROC (tabla 2) tanto las constantes de las funciones sin cambio como con cambio simple no difirieron significativamente de 0 ($t < 1$ en ambos casos). Sin embargo, la constante de la condición de cambio doble fue significativamente menor de 0 ($t(31) = 2.14$, $p = 0.04$). Este dato disonante puede parecer extraño, pero en la revisión de la literatura aparecen otros experimentos con constantes cuadráticas negativas (véase Parks y Yonelinas, 2007, p. 192), aunque también podríamos estar cometiendo un error tipo I en nuestro rechazo de la hipótesis nula.

Respecto al análisis de las funciones z-ROC las tres pendientes fueron significativamente menores de 1 (tabla 2 y figura 2): $t(34) = 3.36$, $p < .01$; $t(37) = 3.01$, $p < .01$; $t(31) = 3.18$, $p < .01$, para las condiciones sin cambio, cambio simple y cambio doble, respectivamente.

Por último, pasamos a analizar, una a una, las predicciones planteadas por Wixted y Stretch (2004):

- 1) La confianza global media de HR (5.59, en una escala de 1 a 6 puntos) fue significativamente superior a la confianza me-

Tabla 2
Medias (y errores típicos) de los ajustes de las funciones ROC y z-ROC para las tres condiciones del experimento

| | Constante cuadrática ROC | Pendiente lineal zROC | Constante cuadrática zROC |
|---------------|--------------------------|-----------------------|---------------------------|
| Sin cambio | -1.55 (0.72) | 0.87 (0.04) | 0.02 (0.07) |
| Cambio simple | -1.88 (0.31) | 0.91 (0.03) | -0.03 (0.05) |
| Cambio doble | -2.38 (0.35) | 0.90 (0.03) | -0.10 (0.05) |

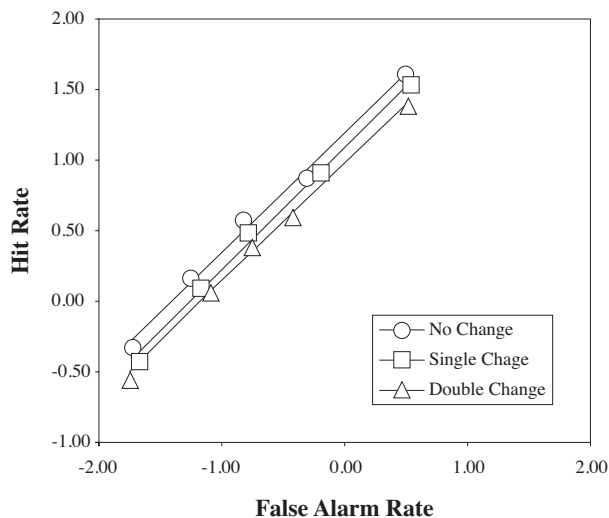
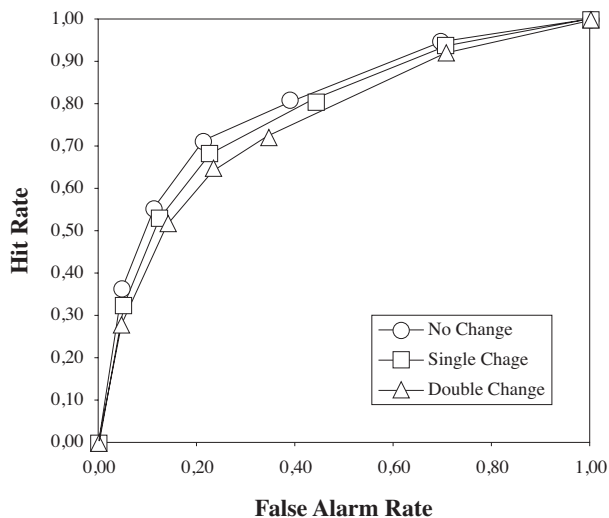


Figura 2. Funciones ROC (izquierda) y zROC (derecha) para las tres condiciones de nuestro experimento

- dia de HK (4.75), $t(104) = 13.71$, $p < 0.001$. Esta diferencia fue, asimismo, significativa en cada condición por separado.
- 2) La confianza global media de FAR (5.31) fue significativamente superior a la confianza media de FAK (4.55), $t(104) = 10.83$, $p < 0.001$. Esta diferencia fue, asimismo, significativa en cada condición por separado.
 - 3) La confianza global media de FAR (5.31) fue significativamente superior a la confianza media de HK (4.75), $t(104) = 7.39$, $p < 0.001$. Esta diferencia fue asimismo significativa en cada condición por separado.
 - 4) La correlación (entre condiciones) de las tres pendientes zROC de los juicios R y K, y las de los juicios de confianza, fue positiva ($r = 0.87$, n.s., pero para $n = 3$).
 - 5) La correlación (entre individuos) de las tasas individuales de HR y de FAR fue positiva y significativa ($r = 0.61$, $p < 0.001$, $n = 105$). Por el contrario, dicha correlación calculada entre condiciones no fue negativa ($r = 0.19$, aunque para $n = 3$).
 - 6) La correlación (entre individuos) de las tasas individuales de HK y de FAK fue positiva y significativa ($r = 0.69$, $p < 0.001$, $n = 105$).
 - 7) Por último, la correlación (entre individuos) de las tasas individuales de FAR y HR' (corregida ésta según la fórmula $HR' = (HR - FAR)/(1 - FAR)$), fue positiva y significativa ($r = 0.21$, $p < 0.05$, $n = 105$).

Estos datos, globalmente considerados (a excepción de la constante cuadrática z-ROC de la condición de doble cambio; aunque véase Heathcote, 2003, para su interpretación) casan bien con las predicciones de los modelos de reconocimiento de detección de señales de varianzas desiguales (véase, por ejemplo, Hildford et al., 2002).

Discusión y conclusiones

En resumen, los resultados aquí presentados, globalmente considerados, tienden a confirmar que los modelos de reconocimien-

to basados en la TDS predicen bastante bien los resultados hallados en procedimientos experimentales donde la familiaridad juega un papel destacado. Sin embargo, como ya demostramos en otros trabajos (véase Algarabel y Pitarque, 2007a, 2007b) en situaciones donde el recuerdo tiene un papel más relevante su capacidad predictiva disminuye considerablemente, ajustándose mejor los datos a las predicciones de los modelos duales de reconocimiento (Yonelinas, 1994, 2002). Por supuesto, esta última afirmación no es una crítica a los postulados teóricos de la TDS, sino sólo a los modelos de reconocimiento basados en la TDS (por ejemplo, Donaldson, 1996; Dunn, 2004; Hildford et al., 2002; Wixted y Stretch, 2004).

Recientemente Wixted (2007) y Parks y Yonelinas (2007) han demostrado que en realidad la única diferencia de fondo existente entre modelos uniproceto y duales de reconocimiento estriba exclusivamente en cómo conceptualicemos el recuerdo, si como un proceso continuo (tal y como lo conciben los modelos uniproceto) o como un proceso binario de umbral (tal y como lo conciben los modelos duales), dado que ambos tipos de modelos coinciden hoy en concebir la familiaridad como un proceso continuo, y el reconocimiento no como una medida pura sólo del recuerdo o sólo de la familiaridad, sino como un proceso donde ambos componentes interactúan (con resultados en muchos casos imperfectos). Salvando esa diferencia de fondo ambos enfoques podrían fácilmente reconciliarse.

Nota del autor

Parte de esta investigación fue presentada en el VI Congreso Nacional de la Sociedad Española de Psicología Experimental (SEPEX) celebrado en Santiago de Compostela en julio del 2006. Esta investigación fue financiada por la beca SEJ2004-02541 de la Dirección General de Investigación Científica y Técnica del Ministerio de Educación y Tecnología.

Referencias

- Aggleton, J.P., y Brown, M.W. (2006). Interleaving brain systems for episodic and recognition memory. *Trends in Cognitive Science*, 10, 455-463.
- Algarabel, S., y Pitarque, A., (2007a). ROC parameters and in item and context recognition. *Psicothema*, 19, 157-164.
- Algarabel, S., y Pitarque, A. (2007b). Context, remember-know recognition judgements and ROC parameters. *Memory*, 15, 477-494.
- Algarabel, S., Pitarque, A., y Gotor, A. (2006). Effect of the retention interval on the simultaneous cognate-noncognate and remember-know mirror effects. *Memory*, 14, 79-86.
- Atkinson, R.C., y Juola, J.F. (1974). Search and decision processes in recognition memory. En D.H. Krantz, R.C. Atkinson, R.D. Luce, P. Suppes (eds.): *Contemporary developments in mathematical Psychology: Vol 1. Learning, memory y thinking* (pp. 243-293). San Francisco: Freeman.
- Caharel, S., Poiroux, S., Bernard, C., y Thibaut, F. (2002). ERPs associated with familiarity and degree of familiarity during face recognition. *International Journal of Neuroscience*, 112, 1499-1512.
- Diana, R.A., Reder, L.M., Arndt, J., y Park, H., (2006). Models of recognition: A review of arguments in favor of a dual-process account. *Psychonomic Bulletin y Review*, 13, 1-21.
- Donaldson, W. (1996). The role of decision processes in remembering and knowing. *Memory y Cognition*, 24, 523-533.
- Dudukovic, N.M., y Knowlton, B.J. (2006). Remember-know judgments and retrieval of contextual details. *Acta Psychologica*, 122, 160-173.
- Dunn, J.C. (2004). Remember-Know: A matter of confidence. *Psychological Review*, 111, 524-542.
- FACES (1998). Interquest, Inc. < www.iqbiometrix.com.
- Gardiner, J.M. (1988). Functional aspects of recollective experience. *Memory y Cognition*, 16, 309-313.
- Gardiner, J., y Richardson-Klavehn, A. (2000). Remembering and knowing. En E. Tulving y F.I. M. Craik (eds.): *The Oxford handbook of memory* (pp. 229-244). Oxford: Oxford University Press.
- Gillund, G., y Shiffrin, R.M. (1984). A retrieval model for both recognition and recall. *Psychological Review*, 91, 1-67.
- Heathcote, A. (2003). Item recognition memory and the receiver operating characteristic. *Journal Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 29, 1210-1230.
- Hildford, A., Glanzer, M., Kim, K., y DeCarlo, L.T. (2002). Regularities of source recognition: ROC Analysis. *Journal of Experimental Psychology: General*, 131, 494-510.
- Howard, M.W., Bessette-Symons, B., Zhang, Y., y Hoyer, W.J. (2006). Aging selectively impairs recollection in recognition memory for pictures: Evidence from modelling and receiver operating characteristic curves. *Psychology and Aging*, 21, 96-106.

- Inoue, Ch., y Bellezza, F.S. (1998). The detection model of recognition using know and remember judgments. *Memory y Cognition*, 26, 299-308.
- Iyengar, S., y Morin, R., (2006). What's in a face? Testing the familiarity-Likeability connection. Publicado en Washingtonpost.com (www.washingtonpost.com) el 26 de febrero del 2006.
- Jacoby, L.L., y Dallas, M. (1981). On the relationship between autobiographical memory and perceptual learning. *Journal of Experimental Psychology: General*, 110, 306-340.
- Macken, W.J. (2002). Environmental context and recognition: The role of recollection and familiarity. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 28, 153-161.
- Mandler, G. (1980). Recognizing: The judgment of previous occurrence. *Psychological Review*, 87, 252-271.
- Murdock, B.B., Jr. (1982). A theory for the storage and retrieval of item and associative information. *Psychological Review*, 89, 609-626.
- Parks, C.M., y Yonelinas, A.P. (2007). Moving beyond pure signal-detection models: Comment on Witxed (2007). *Psychological Review*, 114, 188-202.
- Pelegrina, M., y Tejeiro, R. (2006). Parámetros ROC y z-ROC en memoria de palabras: efectos experimentales y preexperimentales. *Psicothema*, 18, 160-164.
- Pierce, J.W., Leigh, A.E., y Kendrick, K.M. (2000). Configurational coding, familiarity and the right hemisphere advantage for face recognition in sheep. *Neuropsychologia*, 38, 475-483.
- Pike, R. (1984). A comparison of convolution and matrix distributed memory systems. *Psychological Review*, 91, 281-294.
- Rajaram, S. (1996). Perceptual effects on remembering: Recollective processes on picture recognition memory. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 22, 365-377.
- Rotello, C.M., Macmillan, N.A., y Reeder, J.A. (2004). Sum-difference theory of remembering and knowing: A two-dimensional signal detection model. *Psychological Review*, 111, 588-616.
- Rotello, C.M., Macmillan, N.A., Reeder, J.A., y Wong, M. (2005). The remember response: Subject to bias, graded and not a process-pure indicator of recollection. *Psychonomic Bulletin y Review*, 12, 865-873.
- Schneider, W., Eschman, A., y Zuccolotto, A. (2002). *E-Prime reference guide*. Pittsburg: Psychology Software Tools Inc.
- Shiffrin, R.M., y Steyvers, M. (1997). A model for recognition memory: REM-retrieving effectively from memory. *Psychonomic Bulletin y Review*, 4, 145-166.
- Tulving, E. (1985). Memory and Consciousness. *Canadian Psychology*, 26, 1-17.
- Tulving, E. (2002). Episodic memory: From mind to brain. *Annual Review of Psychology*, 53, 1-25.
- Witxed, J.T. (2007). Dual-processes theory and signal-detection theory of recognition memory. *Psychological Review*, 114, 152-176.
- Witxed, J.T., y Stretch, V. (2004). In defense of the signal detection interpretation of remember/know judgments. *Psychonomic Bulletin y Review*, 11, 616-641.
- Yonelinas, A. (1994). Receiver-operating characteristics in recognition memory: Evidence for a dual-process model. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 20, 1341-1354.
- Yonelinas, A.P. (2002). The nature of recollection and familiarity: A review of 30 Years of Research. *Journal of Memory and Language*, 46, 441-517.