



# UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO

PROGRAMA DE MAESTRÍA Y DOCTORADO EN PSICOLOGÍA  
ANÁLISIS EXPERIMENTAL DEL COMPORTAMIENTO

SOBRE LA PERCEPCIÓN LINEAL DEL TIEMPO:  
UN ANÁLISIS DE LA VARIABILIDAD EN EL EXPERIMENTO *TIME-LEFT*

TESIS

QUE PARA OPTAR POR EL GRADO DE  
DOCTOR EN PSICOLOGÍA

PRESENTA

RAÚL EMMANUEL TRUJANO ESPINOZA

TUTOR PRINCIPAL: DR. OSCAR VLADIMIR ORDUÑA TRUJILLO

FACULTAD DE PSICOLOGÍA, UNAM

TUTOR ADJUNTO: DR. FLORENTE LÓPEZ RODRÍGUEZ

FACULTAD DE PSICOLOGÍA, UNAM

TUTOR EXTERNO: DR. ARMANDO MACHADO

UNIVERSIDADE DO MINHO, PORTUGAL, PROGRAMA DE  
PSICOLOGÍA BÁSICA

JURADO A: DR. GERMÁN PALAFOX PALAFOX

FACULTAD DE PSICOLOGÍA, UNAM

JURADO B: DR. JEREMIE JOZEFOWIEZ

UNIVERSITÉ CHARLES-DE-GAULLE LILLE III, FRANCIA,  
CIENCIAS COGNITIVAS Y AFECTIVAS

MÉXICO, D.F., FEBRERO 2016

TESIS APOYADA POR LA BECA CONACYT 286897 Y EL PROYECTO PAPIIT-DGAPA IN306415



Universidad Nacional  
Autónoma de México



**UNAM – Dirección General de Bibliotecas**  
**Tesis Digitales**  
**Restricciones de uso**

**DERECHOS RESERVADOS ©**  
**PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL**

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

*A Alba Cruz, mi mujer y compañera de vida, quien estuvo conmigo durante todo el proceso, dándome ánimos, levantándome cuando tropezaba, y compartiendo su vida conmigo. Muchas gracias por embarcarte en la aventura.*

*A Miguel Trujano, mi segundo padre... en caso de que aún te lo preguntes, así se ve la de doctorado*

## Agradecimientos

A mi Jefe, el Dr. Vladimir Orduña, ya que este trabajo no hubiera tenido pies ni cabeza sin sus enseñanzas Jedi. Jefe fue gracias a tu guía que de entrada el anteproyecto tuvo siquiera algo de coherencia, lo cual después mutó en un procedimiento plausible para atacar el problema estudiado. Fue gracias a tus preguntas que le encontré mayor sentido a los resultados encontrados –de hecho fue gracias a un viernes de preguntas tuyas que me vi forzado a elaborar la Figura 19, cosa genial porque me obligó a razonar mucho mis hipótesis y yo mismo entender mejor los resultados–. Y fue gracias a tu apoyo que esta tesis llegó a término. Yo no poseo la bendición de escribir bonito, pero estoy convencido de que tus poderes Jedi motivaron a los revisores del artículo a publicarlo, porque indudablemente tus sugerencias hicieron que el artículo fuera más fácil de leer y de entender. Muchas gracias por haber aceptado ser mi tutor principal.

Al Dr. Florente López, ya que este trabajo recibió muchas sugerencias tuyas para tratar de que el niño no se ahogara. Preguntarle cosas fue siempre muy instructivo porque siempre tenía una solución al problema que consultaba con usted (y si no, al menos se inventaba una muy buena), lo cual me siempre me sorprendió por la gran agilidad mental que se necesita para eso y que yo quiero tener algún día. Muchas gracias por haber aceptado ser mi tutor adjunto por segunda vez (el nombre oficial en la primera ocasión no fue tutor adjunto sino revisor, ya que fue mi tesis de licenciatura).

## Resumen

El procedimiento *time-left* fue diseñado para evaluar la forma de la función psicofísica del tiempo. Aunque resultados previos han mostrado que existe una relación lineal entre el tiempo real y el tiempo estimado en este procedimiento, se ha demostrado que hay un sesgo hacia la opción de comparación  $C$  que se puede interpretar como evidencia de una relación logarítmica, lo cual dificulta la interpretación de los resultados. Al mismo tiempo, no hay reportes de cómo se comporta la variabilidad alrededor de la indiferencia, la cual ha aportado evidencia de la función psicofísica del tiempo en otros procedimientos. Los propósitos de este experimento fueron reducir experimentalmente el sesgo, y contrastar el umbral diferencial obtenido (una medida de variabilidad alrededor de la indiferencia) con predicciones de la teoría de expectancia escalar (la cual asume estimación lineal del tiempo) y del modelo de economía conductual (que asume estimación logarítmica del tiempo). En un grupo control de 6 ratas se entrenó el procedimiento *time-left* original con  $C=60$  s y  $S=5, 10, \dots, 50, 55$  s, mientras que en un grupo “sin sesgo” de 6 ratas se entrenaron las mismas condiciones en un procedimiento *time-left* modificado en el que sólo se permitió una respuesta por cada ensayo de elección. Los resultados mostraron que se redujo el sesgo hacia la opción  $C$  en el grupo sin sesgo, la indiferencia observada aumentó en forma lineal respecto a la indiferencia predicha en ambos grupos, y los umbrales diferenciales y razones de Weber disminuyeron conforme la indiferencia predicha aumentaba en el grupo control (lo cual es consistente con la estimación lineal del tiempo), mientras que éstos se mantuvieron constantes en el grupo sin sesgo (consistente con la estimación logarítmica del tiempo). Por lo tanto, el procedimiento *time-left* genera resultados consistentes también con la hipótesis logarítmica si se reduce experimentalmente el sesgo.

# Índice

|   |    |
|---|----|
| Nota introductoria.....   | 1  |
| El estudio de la estimación temporal.....   | 3  |
| Invarianza escalar .....  | 3  |
| La función psicofísica del tiempo.....  | 6  |
| Evidencia experimental.....   | 10 |
| El procedimiento <i>time-left</i> .....   | 30 |
| Protocolo experimental.....   | 30 |
| Análisis teórico .....  | 32 |
| Resultados reportados y conclusiones derivadas .....                              | 36 |
| Críticas al procedimiento <i>time-left</i> .....                                  | 39 |
| El presente estudio .....   | 45 |
| Método.....   | 50 |
| Sujetos.....  | 50 |
| Aparatos .....  | 50 |
| Procedimiento .....   | 51 |
| Análisis de datos .....   | 53 |
| Resultados.....   | 55 |
| Preferencia por la opción <i>C</i> durante un ensayo de elección .....            | 55 |
| Simetría alrededor de la indiferencia .....                                       | 55 |
| ¿Los sujetos mostraron preferencia exclusiva durante un ensayo de elección? ..... | 59 |
| Aprendizaje a lo largo de las sesiones de prueba.....                             | 60 |
| ¿Se puede reducir el sesgo hacia la opción <i>C</i> ? .....                       | 64 |
| Variabilidad alrededor de la indiferencia.....                                    | 68 |
| Discusión .....   | 72 |
| Referencias .....   | 79 |

## Nota introductoria

La evolución ha seleccionado mecanismos que permiten a los organismos anticiparse y responder a los eventos, haciendo que los organismos ejecuten la conducta correcta, en el momento apropiado y en presencia de un evento que se los indique (Malapani & Fairhurst, 2002). De modo que el comportamiento de los organismos usualmente está bajo el control del tiempo transcurrido desde la ocurrencia de ese evento predictor, lo cual se conoce como *estimación de tiempo*.

Para estudiar la forma en que organismos no humanos estiman el paso del tiempo, se han desarrollado diferentes procedimientos experimentales (véase Lejeune & Wearden 2006). Los resultados de algunos de esos procedimientos han sido utilizados para inferir cómo se relaciona el tiempo estimado por los organismos con el tiempo real, es decir, la forma de la función psicofísica del tiempo. Por ejemplo, en el procedimiento de bisección temporal (Church & Deluty, 1977) se entrena a un organismo para que emita una respuesta  $R_1$  a una duración de referencia corta  $C$  (por ejemplo, 2 s) y otra respuesta distinta  $R_2$  a una duración de referencia larga  $L$  (por ejemplo, 8 s); cuando el animal ha aprendido a discriminar entre  $C$  y  $L$ , se presentan duraciones intermedias  $t$ , donde  $C < t < L$ . La duración de tiempo que el organismo cataloga como “corta” o “larga” el mismo número de veces ha sido analizada por Gibbon (1981b) para determinar si es compatible con una relación lineal entre el tiempo real y el tiempo estimado, o bien compatible con una relación logarítmica.

Por otra parte, existen procedimientos específicamente diseñados para estudiar la forma de la función psicofísica del tiempo, tal como el procedimiento *time-left* (Gibbon & Church, 1981). En este procedimiento, el organismo tiene que elegir una de dos opciones dependiendo de en cuál falta menos tiempo para que ocurra un evento biológicamente relevante, como la aparición de comida tras una respuesta. En una de las opciones, llamada opción estándar, el tiempo que falta hacia el reforzador siempre es el mismo, mientras que en la otra opción, llamada opción de comparación, el tiempo al reforzador puede ser mayor, menor o igual que en la opción estándar. El tiempo en la opción de comparación inicia desde el inicio del ensayo, mientras que el tiempo en la opción estándar inicia  $T$  segundos

después de iniciado el ensayo. El tiempo  $T$  en que el organismo escoge cualquiera de las dos opciones el mismo número de veces ha sido analizada por Gibbon & Church (1981) para determinar si es compatible con una relación lineal entre el tiempo real y el tiempo estimado, o bien compatible con una relación logarítmica.

Sin embargo, los resultados de este procedimiento no han sido concluyentes debido a que se ha observado preferencia por la opción de comparación cuando los organismos deberían ser indiferentes, y este resultado puede ser compatible tanto con la función lineal como con la logarítmica. Además, en los resultados del procedimiento *time-left* no se ha hecho un análisis de qué tanta variabilidad hay alrededor de ese punto de indiferencia, lo cual es un dato frecuentemente reportado en la literatura que emplea otros procedimientos y es crucial para determinar la forma de la función psicofísica del tiempo.

En este trabajo se analizaron resultados de un experimento *time-left* cuyo propósito fue reducir experimentalmente el sesgo hacia la opción de comparación, así como analizar la variabilidad alrededor de la indiferencia en diferentes condiciones. En la sección 1 se presentará un panorama general sobre cómo se estudia la estimación temporal en el laboratorio, empleando comúnmente ratas y palomas como sujetos experimentales, así como los resultados generales y las interpretaciones de los mismos en términos de la función psicofísica del tiempo.

En la sección 2 se analizará el procedimiento *time-left* en particular: se presentará el protocolo experimental, las predicciones hechas según la función psicofísica asumida, los resultados generales reportados hasta el momento y el contexto que llevó a la propuesta experimental hecha en este trabajo. También en esta sección se discutirán críticas al experimento *time-left*, así como interpretaciones diferentes a la originalmente propuesta.

La sección 3 presenta el método empleado en este trabajo, la sección 4 presenta los resultados obtenidos, y en la sección 5 se discuten los resultados obtenidos.



## El estudio de la estimación temporal

El tiempo es una dimensión física en la cual tiene lugar el comportamiento de los organismos. Muchos elementos del ambiente ocurren en el tiempo con cierta regularidad, tales como los ciclos del día y la noche, la disponibilidad de fuentes de alimento o, en las sociedades urbanas, la periodicidad de los medios de transporte, los horarios de trabajo, el tiempo que dura la luz verde de un semáforo, o la velocidad de una pieza musical.

Dadas estas regularidades estadísticas del ambiente, es de esperarse que el comportamiento de los organismos pueda adaptarse a ellas. Así, las personas son capaces de detectar cambios en la velocidad con que se ejecuta una pieza musical (Honing & Ladinig, 2009), y son capaces de hacerlo con mucha eficiencia (Grondin & Laforest, 2004). O bien, las personas perciben que se necesita más tiempo para recorrer un trayecto con varios cambios de dirección, más cruces de calles y más variedad en las dimensiones espaciales (Isaacs, 2001), presumiblemente debido a la frecuencia con que ocurren estos rasgos del trayecto. Incluso se ha reportado que si se manipula la velocidad del habla, la percepción de las palabras se altera a tal grado que hay palabras que no se pueden escuchar (Baese-Berk, Heffner, Dilley, Pitt, Morrill & MacAuley, 2014; Dilley & Pitt, 2010).

Si del ambiente se pueden extraer regularidades a las cuales el comportamiento se puede ajustar, incluso podría esperarse que el comportamiento mismo presente regularidades. Una regularidad conductual ampliamente observada es la invarianza escalar.

### *Invarianza escalar*

El concepto de *invarianza escalar* (Chater & Brown, 1999) se ilustrará con el siguiente ejemplo: supóngase que a una persona se le presenta una serie de tonos de, digamos, 1, 2, 4 y 8 s de duración, cada uno presentado varias veces por separado. En cada ocasión siempre se le pide que diga cuánto cree que duró cada tono, y al final se grafica la frecuencia relativa de los estimados.

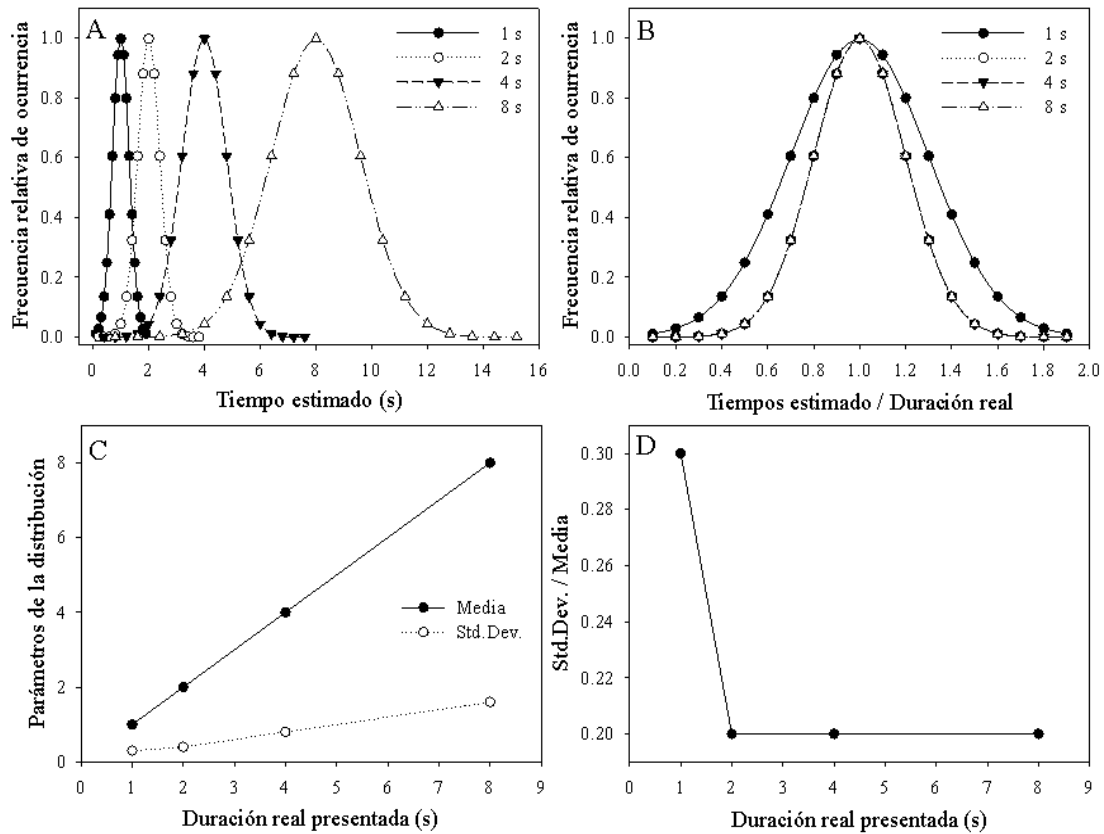


Figura 1. Ejemplo hipotético de invarianza escalar. Panel A: frecuencia relativa de tiempos estimados para cada tono presentado a una persona. Panel B: tiempos estimados normalizados por la duración real presentada. Nótese que al normalizar los valores de los tiempos estimados, las distribuciones de las estimaciones se empalman excepto para la duración más breve. Panel C: Media y desviación estándar de los tiempos estimados en función de la duración de cada tono presentado. Panel D: coeficiente de variación (desviación estándar / media) de los tiempos estimados; nótese que esta medida relativa de error es mayor para la duración más breve, lo cual es consistente con su mayor dispersión relativa en el panel B.

La Figura 1 es un ejemplo de esa gráfica, así como del tipo de análisis que se le hace a las respuestas que daría una persona que haga esta tarea. Primero, si una persona fuera un detector perfecto, entonces daría la misma respuesta ante la misma duración real presentada, es decir, siempre diría que un tono de 1 s dura efectivamente 1 s. Sin embargo, una persona no es un detector perfecto, por lo que hay ocasiones en que estima que un tono

de 1 s dura más (por ejemplo 1.2 s) o que dura menos (por ejemplo 0.5 s). La Figura 1A muestra qué tan frecuentes son esos errores de estimación para las cuatro duraciones hipotéticamente presentadas.

Segundo, en la Figura 1A se observa que la forma de las distribuciones de las estimaciones dadas por la persona es muy similar para las cuatro duraciones presentadas, es decir, las cuatro curvas tienen una forma muy parecida. Una manera de verlo es normalizando las estimaciones que la persona dio a cada duración real presentada; esta normalización se hace dividiendo los valores de las estimaciones entre el valor real de la duración presentada, de forma que todas las respuestas estén graficadas en una misma escala. La Figura 1B muestra el resultado de esta normalización. El concepto de invarianza escalar significa que, si se normalizan las estimaciones de un fenómeno, la forma de la distribución de las estimaciones es la misma para diferentes estímulos a estimar, de forma que las gráficas normalizadas se empalmarán. En otras palabras, las distribuciones son invariantes ante un cambio de escala. Sin embargo, obsérvese que las estimaciones del tono más breve generan una distribución que no se empalma con las demás.

Tercero, una forma de caracterizar las distribuciones de las estimaciones presentadas en la Figura 1A es calculando una medida de tendencia central y una medida de dispersión, tales como la media y la desviación estándar de las distribuciones, respectivamente. La media se toma como una medida de la precisión de la estimación, es decir, qué tanto las estimaciones de la persona se aproximan a la duración real presentada; mientras que la desviación estándar se toma como una medida de la eficiencia de la estimación, o qué tan grande es el margen de error en la estimación. Al graficar las medias de cada distribución en función de la duración real presentada se esperaría que se aproximaran bastante al valor real presentado, y la Figura 1C muestra que efectivamente es así. Por otra parte, la Figura 1C también muestra que el margen de error, capturado en la desviación estándar, también aumenta en función de la duración real presentada; esto significa que entre mayor es el tiempo a estimar, mayor es el margen de error de las estimaciones dadas, lo cual se puede ver gráficamente en las aberturas de las distribuciones de la Figura 1A.

Y cuarto, una forma de capturar la invarianza escalar en un número es calculando el coeficiente de variación de las distribuciones de las estimaciones dadas, el cual se define

como la razón entre la desviación estándar y la media. La Figura 1D muestra el coeficiente de variación de las estimaciones dadas a cada duración presentada. Si existe invarianza escalar en las estimaciones, entonces el coeficiente de variación será constante para toda duración presentada, lo cual quiere decir que el valor del margen de error en la estimación es una proporción constante del valor a estimar. Esta última aseveración es muy similar a la ley de Weber en percepción sensorial, la cual dice que el umbral diferencial es de un valor proporcionalmente constante a la magnitud del estímulo a estimar, por lo que el coeficiente de variación se ha tomado como una forma de la ley de Weber. La Figura 1D muestra que esto es cierto para todas las duraciones excepto la más pequeña, en la cual el margen de error de estimación es proporcionalmente mayor que para las demás duraciones presentadas (lo cual es consistente con que la distribución de las estimaciones normalizadas para el tono de 1 s no se empalma con las demás en la Figura 1B). Esta violación a la invarianza escalar y a la ley de Weber se ha observado en diferentes modalidades sensoriales (véase Gescheider, 1997), y en el estudio de la estimación del tiempo también (Bizo, Chu, Sanabria & Killeen, 2006; Church, Getty & Lerner, 1976; Ludvig, Balci & Longpre, 2008).

### *La función psicofísica del tiempo*

Implícita en el ejemplo anterior está la idea de que el tiempo estimado por la persona hipotética debe tener alguna relación con el tiempo real. Más aún, de la Figura 1C se podría inferir que la relación entre el tiempo estimado y el tiempo real es lineal. A la forma de la función que relaciona el tiempo real con el tiempo estimado se le llama *función psicofísica del tiempo*.

Ahora bien, se ha tratado de formular demostraciones teóricas y de encontrar evidencia experimental sobre la forma de esa función psicofísica, tomando en consideración el fenómeno de invarianza escalar, y la Figura 2 muestra dos de las funciones propuestas. Primero, una función lineal de la forma

$$\mu(t) = at \tag{1.1}$$

$$\sigma(t) = b\mu(t) \tag{1.2}$$

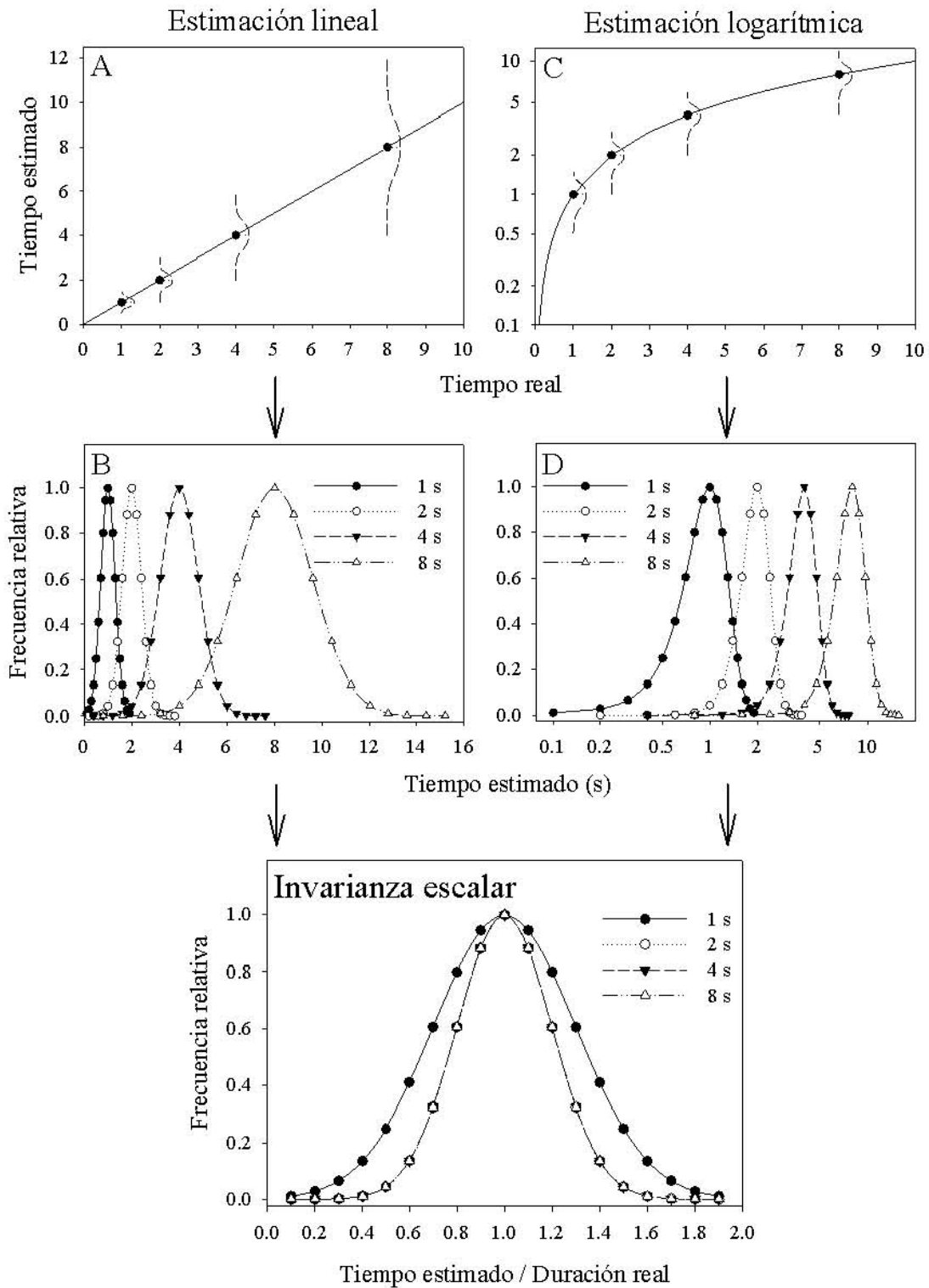


Figura 2. Dos funciones psicofísicas que generan invarianza escalar. Paneles izquierdos: función lineal con desviación estándar proporcional a la media. Paneles derechos: función logarítmica con desviación estándar constante. La excepción en ambos casos es el tiempo real más pequeño.

donde  $t$  es el tiempo real,  $\mu(t)$  es la media del tiempo estimado,  $\sigma(t)$  es su desviación estándar, y  $a$  y  $b$  son constantes de proporcionalidad. La ecuación (1.1) dice que el tiempo estimado en promedio es una proporción  $a$  del tiempo real;  $a$  puede valer cualquier número, pero cuando  $a = 1$ , el tiempo estimado corresponde perfectamente con el tiempo real. Mientras que la ecuación (1.2) dice que la desviación estándar del tiempo estimado es una proporción  $b$  de la media del tiempo estimado. Normalmente,  $b < 1$  y  $b < a$ .

Continuando con el ejemplo planteado en la Figura 1, la Figura 2A muestra una relación lineal entre el tiempo real y el tiempo estimado. Cada punto representa la media de los tiempos estimados para cada tiempo real asumiendo que  $a = 1$ ; y las distribuciones alrededor de cada punto reflejan la variabilidad en las estimaciones. Obsérvese que las distribuciones son cada vez más anchas conforme aumenta el tiempo real, lo cual significa que hay cada vez más variabilidad en las estimaciones dadas por la persona. La Figura 2B muestra esos tiempos estimados derivados de la función lineal, cuyas medias corresponden con el tiempo real y cuyas desviaciones estándar aumentan en función del tiempo estimado. Esta función lineal con desviación estándar proporcional a la media genera invarianza escalar cuando la desviación estándar es una proporción constante de la media de los tiempos estimados, es decir, cuando  $b$  es constante para cualquier tiempo  $t$ ; esto se muestra en el panel inferior de la Figura 2. Como ya se mencionó, esto es cierto para todas las duraciones excepto la más pequeña, lo cual implica que la desviación estándar es proporcionalmente mayor para los tiempos reales más pequeños, es decir,  $b$  es mayor para los tiempos  $t$  más breves.

Segundo, se puede derivar invarianza escalar de una función logarítmica de la forma

$$\mu(t) = a \cdot \log(t) \tag{2.1}$$

$$\sigma(t) = s \tag{2.2}$$

donde  $a$  es una constante que depende de la escala empleada. La ecuación (2.1) dice que el tiempo estimado en promedio es proporcional al logaritmo del tiempo real, por lo que el tiempo estimado aumenta más lentamente que el tiempo real. Mientras que la ecuación (2.2) dice que la desviación estándar del tiempo estimado es constante para cualquier tiempo estimado.

La Figura 2C muestra una relación logarítmica entre el tiempo real y el tiempo estimado, así como las distribuciones de la variabilidad en las estimaciones alrededor de la media. A diferencia de la función lineal, las distribuciones son igual de anchas conforme aumenta el tiempo real, lo cual significa que la variabilidad en las estimaciones dadas por la persona es constante excepto por el tiempo real más pequeño. La Figura 2D muestra los tiempos estimados derivados de la función logarítmica, cuyas medias corresponden con el logaritmo del tiempo real –nótese la escala logarítmica en la Figura 2D– y cuyas desviaciones estándar en función del tiempo real son similares, excepto una vez más por el tiempo real más pequeño. Esta función logarítmica genera invarianza escalar de una manera más directa por la constancia de la desviación estándar, lo cual también deriva en el panel inferior de la Figura 2.

En la literatura también se ha planteado una tercera posibilidad, una función de potencia de la forma

$$\mu(t) = at^k$$

donde  $a$  es una constante que depende de la escala empleada, y  $k$  es un exponente que refleja la sensibilidad al tiempo. La forma de la función depende del valor de  $k$ : 1) la función será cóncava si  $0 < k < 1$ , por lo que su interpretación será muy similar a la de la función logarítmica; 2) la función será convexa si  $k > 1$ , por lo que el tiempo estimado aumentará más rápido que el tiempo real; 3) si  $k = 0$ , entonces la función de potencia se reduce a la función logarítmica; 4) y si  $k = 1$ , la función de potencia se reduce a la función lineal.

Sin embargo, Gibbon (1981a) demostró por una parte que la función de potencia se puede reducir a la función lineal sin importar el valor del exponente  $k$ . Por otra parte, Platt (1979) planteó que no se puede establecer una relación entre la desviación estándar y la media del tiempo estimado, pues esa desviación estándar es susceptible de manipulaciones experimentales ajenas al proceso de estimación del tiempo. Este argumento se ampliará en la siguiente sección.

## *Evidencia experimental*

Si se desea saber cómo una persona estima el paso del tiempo, se le puede preguntar cuánto tiempo ha estado presente un estímulo, como una primera aproximación. Así, Matthews (2011) reporta resultados de cinco experimentos que muestran que la estimación así medida aumenta conforme el tiempo a estimar aumenta (véase también Allan, 1983). Pero en organismos no humanos se tiene que extraer esa información con métodos diferentes.

*Reforzamiento diferencial de tasas bajas (DRL)*. Una forma que se asemeja a este método de estimación de magnitudes consiste en entrenar a un organismo a que espere cierto tiempo  $t$  antes de emitir una respuesta en un operando; si el organismo consigue esperar el tiempo suficiente antes de dar una respuesta, entonces recibe un reforzador por dicha respuesta (usualmente alimento) e inmediatamente después se inicia el siguiente ensayo reiniciando el reloj, pero cada vez que el organismo responde antes de ese tiempo entonces se reinicia el reloj y el organismo tiene que volver a esperar el mismo tiempo  $t$ . La Figura 3A muestra la estructura de un ensayo de un programa DRL 10 min, en el cual la primera respuesta después de transcurridos 10 minutos será reforzada, pero si ocurre una respuesta antes de que transcurran los 10 min, entonces se reinicia el reloj y el organismo tiene que volver a esperar 10 min para que la respuesta emitida sea reforzada.

La Figura 3B muestra un ejemplo de la ejecución típica de un organismo entrenado en un programa DRL 10 min: se observa que la distribución de las latencias a la primera respuesta tiene un pico en los primeros minutos del ensayo y un segundo pico cerca del valor del programa entrenado. El primer pico observado ha sido caracterizado como un proceso aleatorio que refleja una tendencia a responder en trenes de respuesta en vez de una respuesta única, mientras que el segundo pico se considera como el resultado del proceso de estimación de tiempo (Orduña, Valencia-Torres & Bouzas, 2009; Richards, Sabol & Seiden, 1993; Sanabria & Killeen, 2008).

El patrón de respuestas de la Figura 3B puede ser caracterizado por dos parámetros:

- 1) La media de la distribución, la cual es considerada como una medida de la precisión de la estimación. Dado que el primer pico es ajeno al proceso de estimación, se puede omitir del cálculo de la media al momento de caracterizar la distribución.



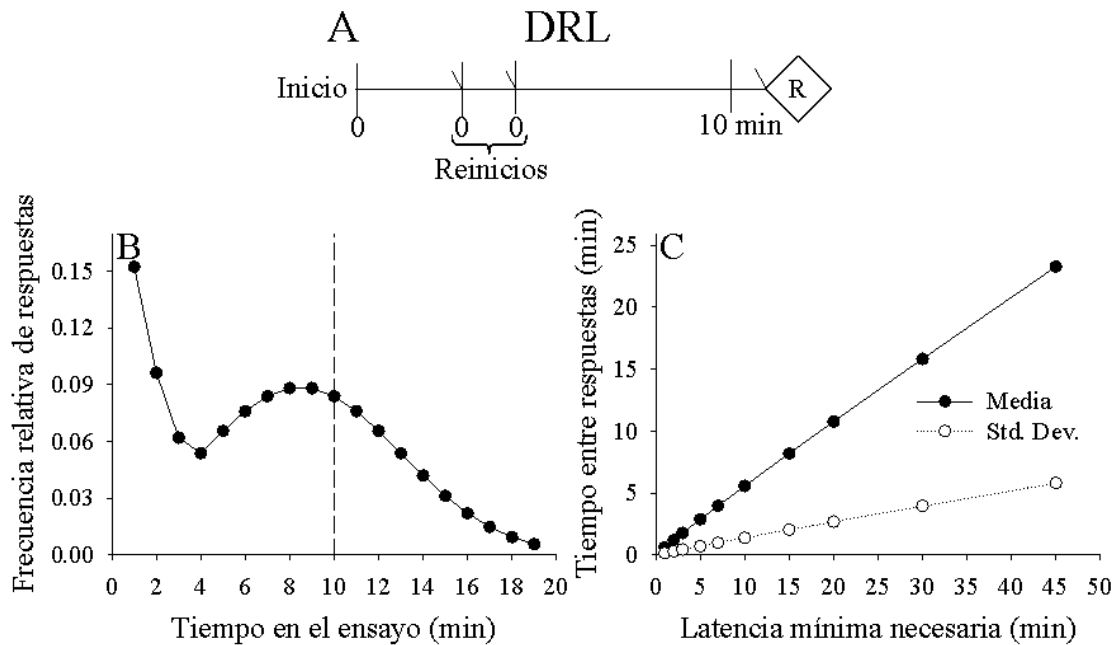


Figura 3. Panel A: diagrama de un programa de reforzamiento diferencial de tasas bajas (DRL) 10 min; cualquier respuesta antes de 10 min (representada por la marca diagonal sobre la línea horizontal) reinicia el reloj del ensayo; la primera respuesta después de 10 min es seguida de un reforzador. Panel B: ejemplo de la distribución de latencias en un programa DRL 10 min; la línea vertical representa el tiempo meta. Panel C: media y desviación estándar de las latencias observadas en función del valor del DRL entrenado (adaptado de Richards, Sabol & Seiden, 1993, y Sanabria & Killeen, 2008, exp. 2).

- 2) La desviación estándar que, gráficamente, es la apertura de la distribución de respuestas. Esta es considerada como una medida de la variabilidad en la estimación.

La Figura 3C muestra que si se entrenan DRL de diferentes valores, la media de la distribución de latencias aumenta conforme aumenta el valor de DRL en aproximadamente una función de potencia de la forma  $\mu(t) = 0.63t^{0.95}$ , mientras que la desviación estándar aumenta en función de la media en una relación  $\sigma(t) = 0.25 \cdot \mu(t)$  (véase Richardson & Loughhead, 1974, y Sanabria & Killeen, 2008, exp. 2).

*Reforzamiento diferencial de latencias largas (DRLL)*. Este programa de reforzamiento es parecido a DRL: se entrena a un organismo a que espere cierto tiempo  $t$  antes de emitir una respuesta en un operando; si el organismo consigue esperar el tiempo suficiente antes de dar una respuesta, entonces recibe un reforzador por dicha respuesta (usualmente alimento), pero si el organismo responde antes de ese tiempo entonces el ensayo se cancela, comienza un intervalo entre ensayos (IEE) y después inicia un nuevo ensayo en el que el organismo tiene que volver a esperar el mismo tiempo  $t$ . La Figura 4A muestra un ejemplo de una rata o una paloma entrenada en un programa DRLL 10 s, en el que la primera respuesta después de transcurridos 10 segundos será reforzada, pero si ocurre una respuesta antes de que transcurran los 10 s, entonces se cancela el ensayo, inicia

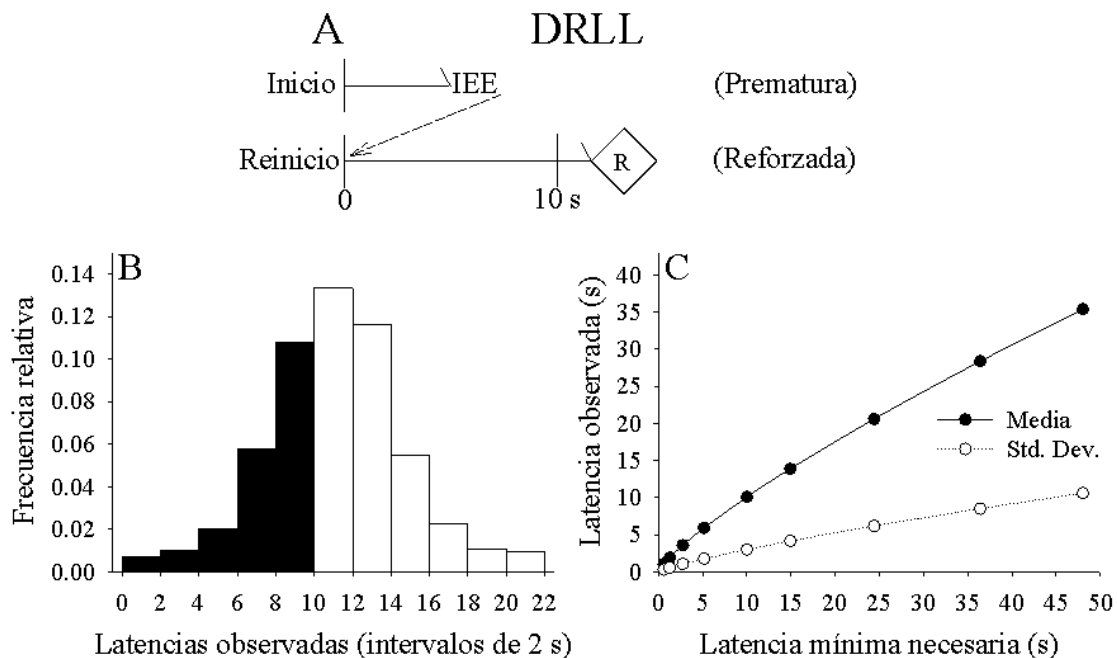


Figura 4. Panel A: diagrama de un programa de reforzamiento diferencial de latencias largas (DRLL) 10 s; cualquier respuesta antes de 10 s (representada por la marca diagonal sobre la línea horizontal) cancela el ensayo, inicia un intervalo entre ensayos (IEE) e inicia un ensayo nuevo; la primera respuesta después de 10 s es seguida de un reforzador. Panel B: ejemplo de la distribución de latencias en un programa DRLL 10 s; las barras blancas representan latencias reforzadas. Panel C: media y desviación estándar de las latencias observadas en función del valor del DRLL entrenado (adaptado de Catania, 1970).

el IEE y se presenta un nuevo ensayo en el que se deben dejar pasar 10 s para que la respuesta emitida sea reforzada.

La Figura 4B muestra un ejemplo de la ejecución típica de un organismo entrenado en un programa DRLL 10 s: se observa que la distribución de las latencias a la primera respuesta tiene un pico alrededor del valor del programa entrenado, lo cual significa que el organismo es capaz de esperar el tiempo mínimo necesario para que la respuesta emitida sea reforzada.

La Figura 4C muestra que si se entrenan DRLL de diferentes valores, la media de la distribución de latencias aumenta conforme aumenta el valor de DRLL en una función de potencia de la forma  $\mu(t) = 1.6t^{0.8}$ , mientras que la desviación estándar aumenta en función de la media en una relación  $\sigma(t) = 0.3 \cdot \mu(t)$  (véase Catania, 1970).

*Diferenciación temporal.* Otro procedimiento parecido a estimación de magnitudes consiste en entrenar a un organismo a que mantenga oprimida una tecla o palanca durante cierto tiempo mínimo  $t$ ; si el organismo consigue mantener presionado el operando ese tiempo suficiente entonces recibe un reforzador, en caso contrario se reinicia el reloj y el organismo tiene que volver a oprimir el operando durante al menos el mismo tiempo  $t$  programado. La Figura 5A muestra la estructura de un ensayo de un programa de diferenciación temporal 3.2 s, en el cual el tiempo se empieza a contar desde que el organismo presiona el operando y, si lo suelta antes de 3.2 s, entonces no se entrega reforzador y el tiempo se reinicia; el reforzador se entrega hasta que el organismo mantenga presionado el operando cuando menos 3.2 s.

La Figura 5B muestra un ejemplo de la ejecución típica de un organismo entrenado en un programa de diferenciación temporal 3.2 s: se observa que la distribución de los tiempos de presión del operando tiene un pico en un valor mayor al del programa entrenado, lo cual significa que el organismo mantiene presionado el operando más tiempo que el mínimo necesario para que la respuesta emitida sea reforzada.

La Figura 5C muestra que si se entrenan diferenciaciones temporales de diferentes valores, la media de la distribución de latencias aumenta conforme aumenta el valor del programa en una función de potencia de la forma  $\mu(t) = 1.215t^{0.9}$ , mientras que la desviación estándar aumenta en función de la media en una relación  $\sigma(t) = 0.3 \cdot \mu(t)$  (véase Platt, Kuch & Bitgood, 1973, y Zeiler, Davies & DeCasper, 1980).

## A Diferenciación temporal

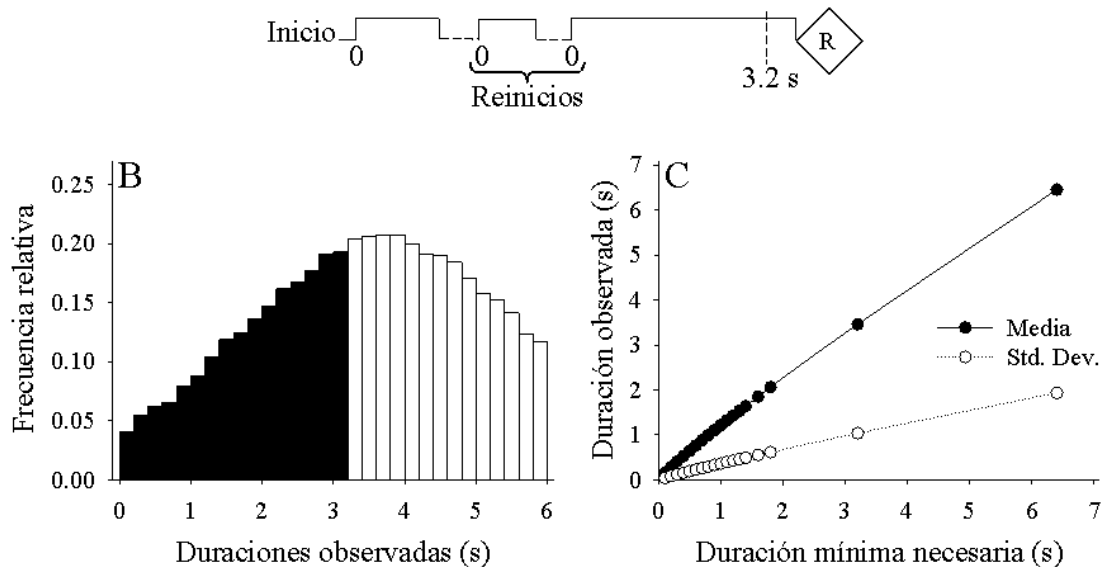


Figura 5. Panel A: diagrama de un programa de diferenciación temporal 3.2 s; cualquier tiempo de presión del operando menor a 3.2 s (representados por los rectángulos) reinicia el tiempo, el cual empieza a correr en la siguiente presión del operando; la primera presión mayor o igual a 3.2 s es seguida de un reforzador. Panel B: ejemplo de la distribución de tiempos de presión en un programa de diferenciación temporal 3.2 s; las barras blancas representan tiempos reforzados. Panel C: media y desviación estándar de los tiempos observados de presión en función del valor del programa entrenado (adaptado de Platt, Kuch & Bitgood, 1973, y Zeiler, Davies & DeCasper, 1980).

Estos primeros tres tipos de experimentos parecen sugerir que la función psicofísica del tiempo es de potencia de la forma  $\mu(t) = at^k$ , donde  $0.6 < a < 1.6$ , y  $k < 1$ . Sin embargo, Platt (1979; véase también Gibbon, 1981a) puso en duda la interpretación de este tipo de experimentos al argumentar que el organismo realmente no experimenta el tiempo meta programado por el experimentador sino que experimenta algún tiempo diferente. Por ejemplo, en un programa DRL 20 s el organismo no recibe un reforzador a los 20 s sino en cualquier tiempo mayor a 20 s (véase el pico de las distribuciones de las Figuras 4B y 5B). Por lo tanto, la función que relaciona el tiempo real con el tiempo estimado no es una función psicofísica ya que el supuesto tiempo estimado en realidad es el tiempo a partir del

cual el organismo decide emitir una respuesta. Esta misma lógica se aplica a todos los tipos de experimentos hasta ahora mencionados.

Más aún, existe evidencia experimental que muestra que la media del tiempo estimado es susceptible de manipulaciones experimentales que cambian la función matemática que relaciona el tiempo estimado con el tiempo real. Kuch (1974) entrenó palomas en un programa de diferenciación temporal que consistió en mantener presionada una tecla durante un tiempo de cuando menos  $t$  segundos y cuando mucho  $0.25t$ ,  $0.5t$  u otros  $t$  segundos, y encontró que la mediana del tiempo estimado era una función lineal del tiempo programado. Zeiler (1985) entrenó palomas en un programa de escape en una tecla y concurrente con un programa múltiple intervalo aleatorio (IA)-reforzamiento diferencial de NO responder (DRO: si el organismo deja pasar cierto tiempo  $t$  sin que se pique una tecla entonces recibe un reforzador) en la otra tecla; el reforzador se asignaba al azar a IA o a DRO en cada ensayo. Nótese que DRO es muy similar a DRL, con la diferencia de que en DRL se tiene que emitir una respuesta pero en DRO se tiene que suprimir la emisión de dicha respuesta. El tiempo estimado se medía a partir del tiempo que la paloma dejaba pasar antes de escapar del programa DRO cuando el reforzador se asignaba al programa IR. Zeiler encontró que esa demora de escape es una función lineal del valor del programa DRO.

Platt (1979) también ha cuestionado la relación entre la desviación estándar y la media del tiempo estimado en estos experimentos: aunque se pueda observar que la desviación estándar aumenta de forma proporcional a la media del supuesto tiempo estimado, esa desviación estándar es susceptible de manipulaciones experimentales ajenas al proceso de estimación del tiempo. Aparte de encontrar una relación lineal entre el tiempo real y el estimado, Kuch (1974) también encontró que el rango intercuartil (una medida de dispersión asociada a la mediana) aumenta de forma aproximadamente lineal respecto al tiempo real. Zeiler (1985) obtuvo un resultado similar. Si la función psicofísica fuera de potencia, entonces no debería haber una relación lineal entre desviación estándar y el tiempo real; por lo tanto, no se puede derivar una función entre la desviación estándar y el tiempo real que corresponda con los datos reportados.

En conclusión, los argumentos de Platt (1979) y Gibbon (1981a), y los resultados de Kuch (1974) y Zeiler (1985), parecen sugerir que la función de potencia es incapaz de describir la función psicofísica del tiempo.

*Discriminación temporal.* En este tipo de experimentos se le presenta al organismo un estímulo que dura cierto tiempo, y en cuanto el estímulo se termina se le da al organismo a escoger entre dos opciones de respuesta. Si el tiempo que el estímulo estuvo presente es menor o igual a  $t$ , entonces escoger la opción de respuesta 1 (e.g., izquierda) es seguido de un reforzador, y si la duración del estímulo es mayor a  $t$ , entonces escoger la opción de respuesta 2 (e.g., derecha) es seguido de un reforzador. En cualquier otra circunstancia la respuesta emitida no es reforzada. La Figura 6A muestra la estructura de un ensayo de un programa de discriminación temporal, en el cual una paloma recibe un reforzador por picar la tecla izquierda (I) si la luz central duraba 5 s o menos, y recibe un reforzador por picar la tecla derecha (D) si la luz central duraba más de 5 s y hasta 10 s. Dadas las contingencias de reforzamiento planteadas, la tecla I se puede interpretar como “corto” y la derecha como “largo”. Y la Figura 6B muestra un ejemplo de la ejecución típica de un organismo entrenado en el programa de discriminación temporal arriba descrito: se observa que conforme aumenta el tiempo que la luz central estuvo presente, la proporción de veces que el organismo responde a “largo” también aumenta.

Ahora bien, hay dos medidas que son de especial interés por su relación con la forma de la función psicofísica del tiempo:

- 1) El punto de indiferencia, definido como la duración de tiempo en la cual la proporción de respuestas a “largo” ( $p(\text{LARGO})$ ) es de 0.5. El punto marcado como “P.Ind.” en la Figura 6B representa el punto de indiferencia en el ejemplo mostrado.
- 2) El umbral diferencial, definido como la mitad de la diferencia entre la duración en la cual  $p(\text{LARGO})$  es de 0.75 y la duración en la cual  $p(\text{LARGO})$  es de 0.25 (es decir,  $[p(\text{LARGO})_{0.75} - p(\text{LARGO})_{0.25}] / 2$ ).

## A Discriminación temporal

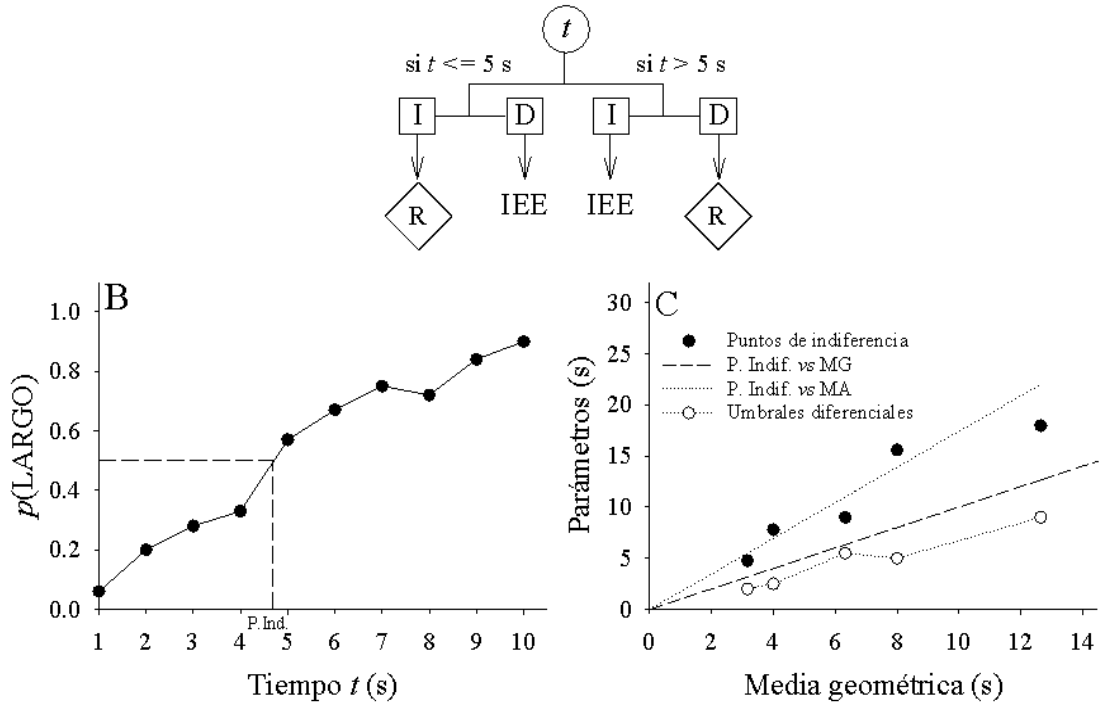


Figura 6. Panel A: diagrama de un procedimiento de discriminación temporal 1-10 s; cualquier respuesta al operando “corto” es seguida de un reforzador si el estímulo duró 5 s o menos; cualquier respuesta al operando “largo” es seguida de un reforzador si el estímulo duró más de 5 s. Panel B: ejemplo de la proporción de respuestas a “largo” en un programa de discriminación temporal 1-10 s; la línea punteada representa el punto de indiferencia. Panel C: puntos de indiferencia y umbrales diferenciales en función de la media geométrica de las duraciones más larga y más corta, (adaptado de W.A. Roberts, 2006, y Stubbs, 1968).

Se ha propuesto que el valor del punto de indiferencia depende de la función psicofísica asumida. Si  $C$  y  $L$  son la duración de tiempo más corta y la más larga presentadas, respectivamente, y  $x$  el valor del punto de indiferencia, el valor del punto de indiferencia derivado de la función lineal es:

$$\begin{aligned}
 x - C &= L - x \\
 2x &= C + L \\
 x &= \frac{C + L}{2} \blacksquare
 \end{aligned}
 \tag{3.1}$$

Por otro lado, el valor del punto de indiferencia derivado de la función logarítmica es:

$$\begin{aligned}\log(x) - \log(C) &= \log(L) - \log(x) \\ \log(x) + \log(x) &= \log(C) + \log(L) \\ \log(x \cdot x) &= \log(C \cdot L) \\ x^2 &= C \cdot L \\ x &= \sqrt{C \cdot L} \blacksquare\end{aligned}\tag{3.2}$$

La ecuación (3.1) representa la media aritmética de las duraciones  $C$  y  $L$ , mientras que ecuación (3.2) representa la media geométrica de  $C$  y  $L$ . La Figura 6C muestra que si se entrenan discriminaciones temporales de diferentes valores, los puntos de indiferencia aumentan conforme aumenta el valor de la media geométrica esperada; la línea con guiones representa la correspondencia perfecta entre lo observado y la media geométrica predicha por la función logarítmica, y la línea punteada lo predicho por la función lineal. Obsérvese que los puntos de indiferencia observados caen entre lo predicho por ambas hipótesis, por lo que no se puede inferir con qué función concuerda más. Por otra parte, los umbrales diferenciales aumentan en función de la media geométrica (véase W.A. Roberts, 2006, y Stubbs, 1968).

*Bisección temporal.* Es uno de los procedimientos más empleados para estudiar estimación temporal: se entrena al organismo para que emita una respuesta I a una duración de referencia corta  $C$  (por ejemplo, 2 s) y otra respuesta distinta D a una duración de referencia larga  $L$  (por ejemplo, 8 s). En cualquier otra circunstancia la respuesta emitida no es reforzada. Una vez que el animal ha alcanzado al menos 80% de respuestas correctas, se presentan entre cinco y siete duraciones intermedias  $t$  de forma aleatoria, donde  $C < t < L$ , y la tarea del animal consiste en categorizar cada duración intermedia como corta o larga; cualquier respuesta ante las duraciones intermedias  $t$  es seguida de un IEE sin que se entregue reforzador.

La Figura 7A muestra la estructura de un ensayo del programa descrito de bisección temporal 2-8 s. Igual que en discriminación temporal, el operando I se puede interpretar como “corto” y el operando D como “largo”.



## A Bisección temporal

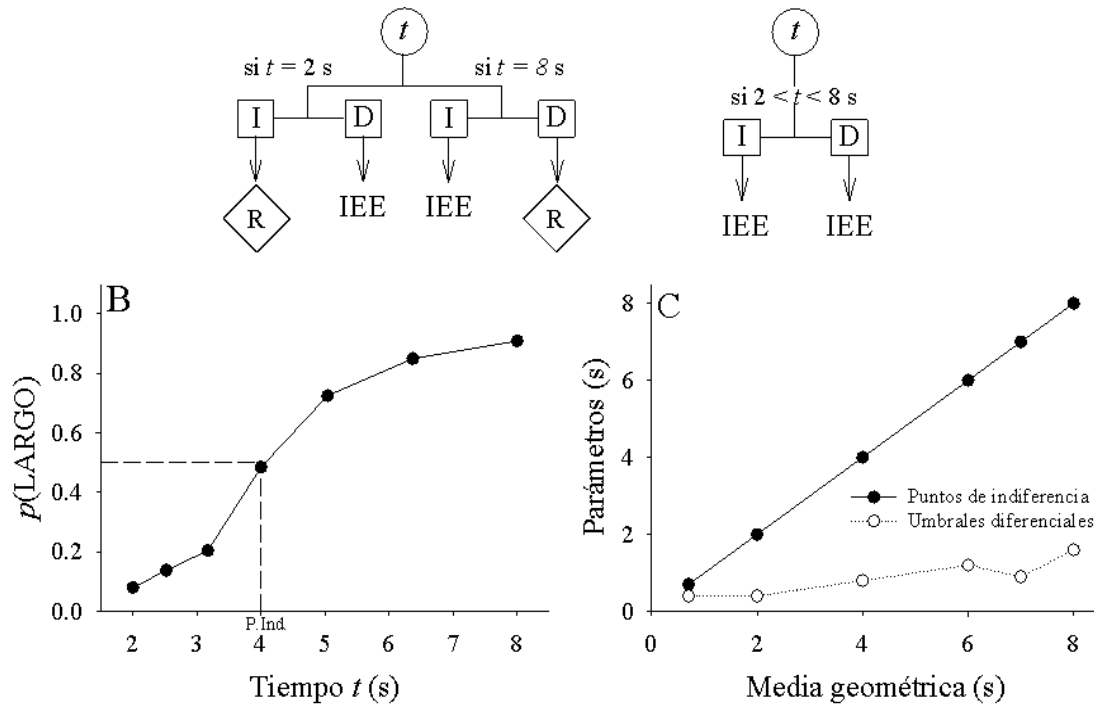


Figura 7. Panel A: diagrama de un procedimiento de bisección temporal 2-8 s; cualquier respuesta al operando “corto” es seguida de un reforzador si el estímulo duró 2 s, mientras que cualquier respuesta al operando “largo” es seguida de un reforzador si el estímulo duró 8 s, y cualquier respuesta ante  $2 < t < 8$  s es seguida de un intervalo entre ensayos (IEE). Panel B: ejemplo de la proporción de respuestas a “largo” en un programa de bisección temporal 2-8 s; la línea punteada representa el punto de indiferencia. Panel C: puntos de indiferencia y umbrales diferenciales en función de la media geométrica de las duraciones más larga y más corta, (adaptado de Church & Deluty, 1977, y Fetterman & Killeen, 1992).

La Figura 7B muestra un ejemplo de la ejecución típica de un organismo entrenado en este programa de bisección temporal, en la que se observa que  $p(\text{LARGO})$  aumenta conforme aumenta el tiempo que la luz central estuvo presente, y el punto de indiferencia se encuentra en la media geométrica de  $C$  y  $L$ .

La Figura 7C muestra los puntos de indiferencia para bisecciones de diferentes valores: se observa que el punto de indiferencia se corresponde muy de cerca con el valor de la media geométrica (predicha por la función logarítmica). Por otra parte, los umbrales

diferenciales tienden a aumentar en función de la media geométrica (véase Church & Deluty, 1977, y Fetterman & Killeen, 1992).

*Bisección temporal con ventana de certidumbre.* En los dos procedimientos previos no se ha tratado de caracterizar la variabilidad en la estimación de acuerdo a la función psicofísica del tiempo. En un intento por hacerlo, Yi (2009) implementó un procedimiento de bisección temporal en el que, después de hecha una elección entre alguna de las dos opciones (I o D), la palanca se mantenía presente durante un intervalo aleatorio de 10 s, con lo cual se registraba el número de respuestas ante cada duración presentada. Yi interpretó este número de respuestas como una medida de la certidumbre del juicio del sujeto. Al registrar el número de respuestas en la ventana de certidumbre del intervalo aleatorio 10 s, se puede tener una medida de la tasa de aciertos y de errores de juicio para cada duración. Si se transforman dichas tasas a puntajes  $Z$ , se pueden construir curvas operativas  $Z$  características del receptor (zROC por sus siglas en inglés), y así analizar la forma de la varianza de la estimación.

Los paneles izquierdos y medios de la Figura 8 muestran la forma de la curva zROC en función de las varianzas alrededor de las estimaciones: si se asume que la varianza aumenta conforme aumenta el tiempo a estimar (panel superior izquierdo), entonces la pendiente de la curva zROC tiene que ser menor a 1 (panel superior medio); si por otra parte se asume que la varianza es constante (panel inferior izquierdo), entonces la pendiente de la curva zROC tiene que ser igual a 1 (panel inferior medio). La diagonal representa varianzas en estimación constantes y sensibilidad nula al tiempo, pues por cada acierto en la estimación también se comete un error. Si se compara la Figura 8 con la Figura 2, se puede ver que los paneles superiores de la Figura 8 reflejan los supuestos de la estimación lineal del tiempo, y que los paneles inferiores reflejan los supuestos de la estimación logarítmica. El panel derecho de la Figura 8 muestra los resultados obtenidos por Yi (2009): se observa que las pendientes de las curvas zROC son paralelas a la diagonal, lo cual significa que las varianzas en la estimación son constantes. Por tanto, se puede inferir que la estimación del tiempo es logarítmica.

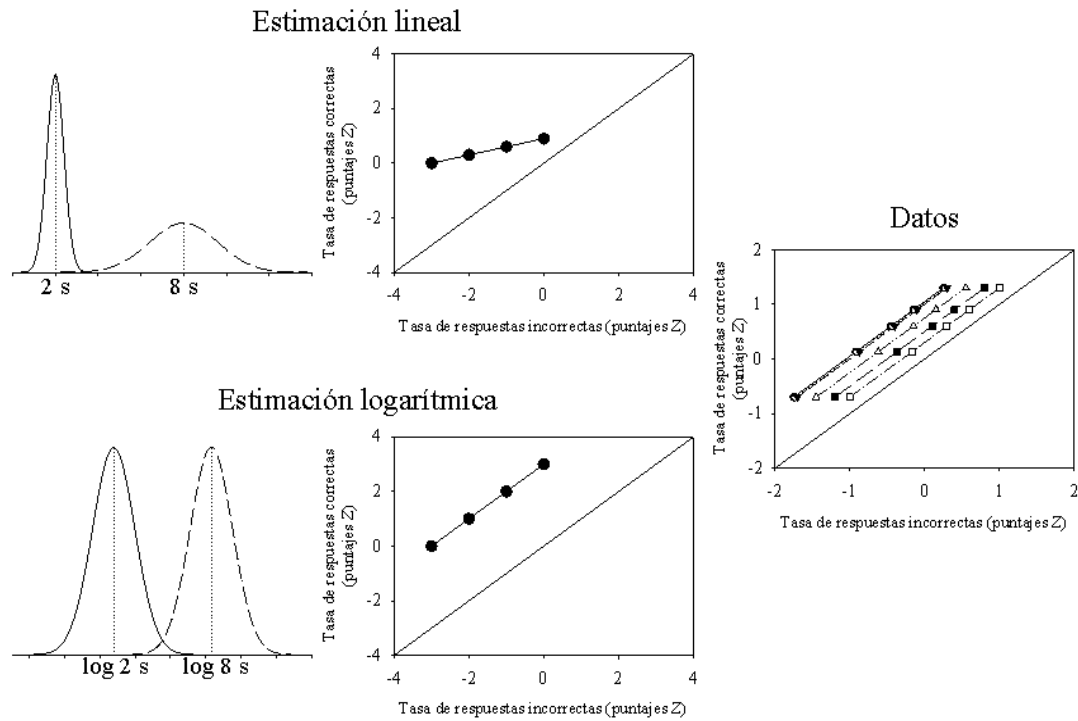


Figura 8. Paneles izquierdos: distribución de los errores de estimación del tiempo según las funciones lineal (arriba) y logarítmica (abajo). Paneles medios: pendiente de la curva zROC predicha por las funciones lineal (arriba) y logarítmica (abajo) del tiempo estimado. Panel derecho: pendientes observadas de las curvas zROC para 7 duraciones de tiempo diferentes; las diagonales continuas representan una sensibilidad de cero con varianzas constantes (adaptado de Yi, 2009).

Esta serie de experimentos parece sugerir que la función psicofísica del tiempo es logarítmica, pues el punto de indiferencia es cercano a la media geométrica de los referentes entrenados ( $C$  y  $L$ ), y la variabilidad alrededor de la estimación es constante. Sin embargo, Gibbon (1981b) puso en duda esta interpretación en este tipo de experimentos al argumentar que existen al menos dos formas de dar cuenta de los resultados: no sólo se tienen que comparar las funciones psicofísicas sino también las reglas de decisión que un organismo puede emplear. Gibbon discute dos de ellas; la Figura 9 muestra gráficamente en qué consisten ambas reglas de decisión, así como la forma en que se calculan los criterios de decisión:

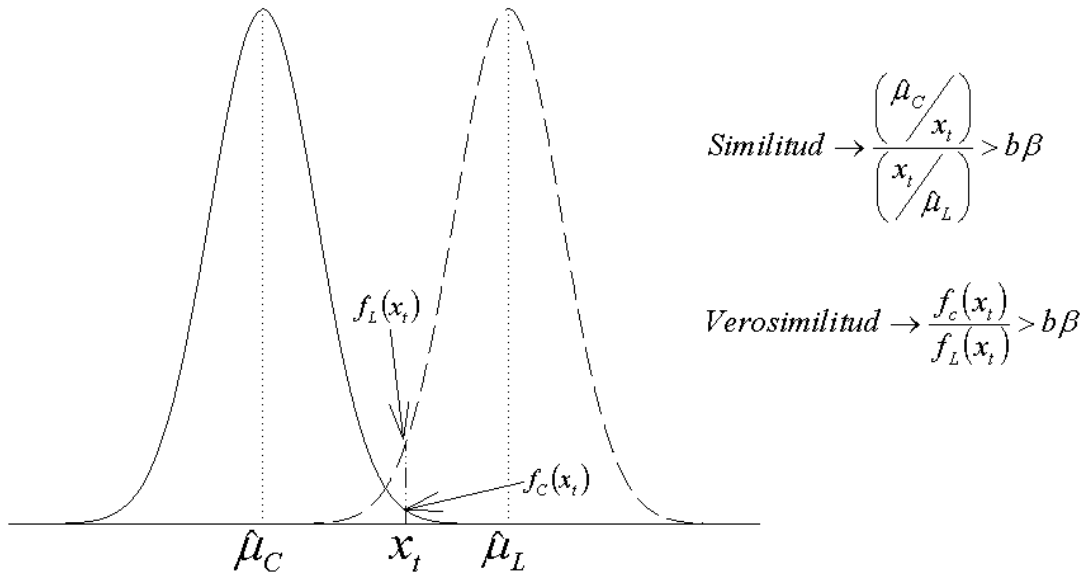


Figura 9. Ilustración de dos reglas de decisión en la tarea de bisección temporal, discutidas por Gibbon (1981b). Las distribuciones denotan los valores estimados de  $C$  y  $L$ . Para ambas reglas, el parámetro  $b$  representa un sesgo hacia escoger la opción “corto”, mientras que el parámetro  $\beta$  representa un umbral de decisión.

- 1) Regla de similitud. Las duraciones  $C$  y  $L$  generan dos distribuciones de valores estimados cuyas medias son  $\hat{\mu}_C$  y  $\hat{\mu}_L$ , respectivamente. A su vez, el tiempo real  $t$  genera un estimado  $x_t$ . La regla de similitud consiste en que se emite la respuesta “corto” siempre que la similitud de  $x_t$  con respecto a  $\hat{\mu}_C$  sea mayor que la similitud de  $x_t$  con respecto a  $\hat{\mu}_L$ .
- 2) Regla de verosimilitud. El tiempo real  $t$  genera dos estimaciones  $x_t$ , una proviene de la distribución de estimados de la duración  $C$ , y la otra de la distribución de estimados de la duración  $L$ . La regla de verosimilitud consiste en que se emite la respuesta “corto” toda vez que la verosimilitud  $f_C(x_t)$  de que el estimado  $x_t$  provenga de la distribución de  $C$  sea mayor que la verosimilitud  $f_L(x_t)$  de que el estimado  $x_t$  provenga de la distribución de  $L$ .

Para ambas reglas, el parámetro  $b$  denota un sesgo hacia responder “corto” sin importar la duración  $t$  que se haya presentado, y el parámetro  $\beta$  denota un umbral de

decisión tal que, si la razón de similitudes entre  $x_t$  y  $\hat{\mu}_C$ , y entre  $x_t$  y  $\hat{\mu}_L$ , es mayor que  $b\beta$  entonces se responde “corto”; de la misma manera, si la razón de verosimilitud entre  $f_C(x_t)$  y  $f_L(x_t)$  de es mayor que  $b\beta$  entonces se responde “corto”.

Gibbon (1981b) planteó que si se combinan una estimación lineal del tiempo con una regla de similitud, entonces se puede predecir un punto de indiferencia cercano a la media geométrica de  $C$  y  $L$ , similar a lo predicho por una estimación logarítmica con cualquiera de ambas reglas de decisión (para un argumento similar, véase también Jozefowicz & Machado, 2013).

Por lo tanto, los resultados obtenidos en experimentos de discriminación y bisección no son concluyentes sobre la forma de la función psicofísica del tiempo.

*Programa de intervalo fijo (IF).* Otro acercamiento consiste en entrenar a un organismo en un programa de intervalo fijo, el cual consiste en que la primera respuesta a un operando después de transcurrido un tiempo meta es seguida de un reforzador. La Figura 10A muestra un ejemplo de una rata o una paloma entrenada en un programa IF 60 s, en el cual ninguna respuesta antes de 60 segundos transcurridos tendrá consecuencia alguna, pero si ocurre una respuesta en el segundo, 60, 61, 62, ..., entonces la rata o paloma recibe alimento como reforzador.

La Figura 10B muestra un ejemplo de cómo un organismo entrenado responde en un programa IF 60 s: al principio del intervalo emite pocas respuestas, pero el número de respuestas por segundo empieza a aumentar después de transcurrido cierto tiempo. Ese punto del tiempo en el cual la tasa de respuesta empieza aumentar es denominado punto de transición (representado por la línea vertical en la figura 10B). Schneider (1969) analizó la ejecución de palomas en diferentes programas IF, calculó los valores de los puntos de transición, y encontró que ese valor aumenta proporcionalmente al valor del IF entrenado (véase la Figura 10C, y su Figura 7); específicamente, Schneider encontró que el valor del punto de transición equivale a 2/3 partes del valor del IF entrenado. Ese punto de transición en programas IF ha sido tomado como una medida de la estimación del tiempo.

Por otra parte, cuando Gibbon (1991) reanalizó los datos de Schneider (1969), encontró que las desviaciones estándar también aumentan proporcionalmente al valor del IF entrenado (véase la Figura 10C).

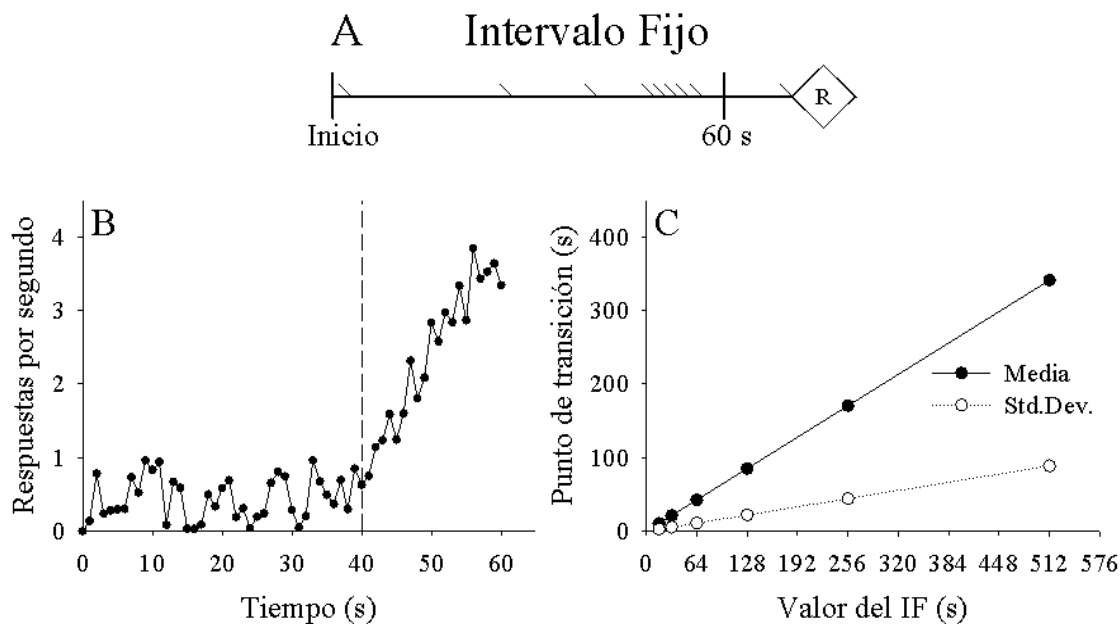
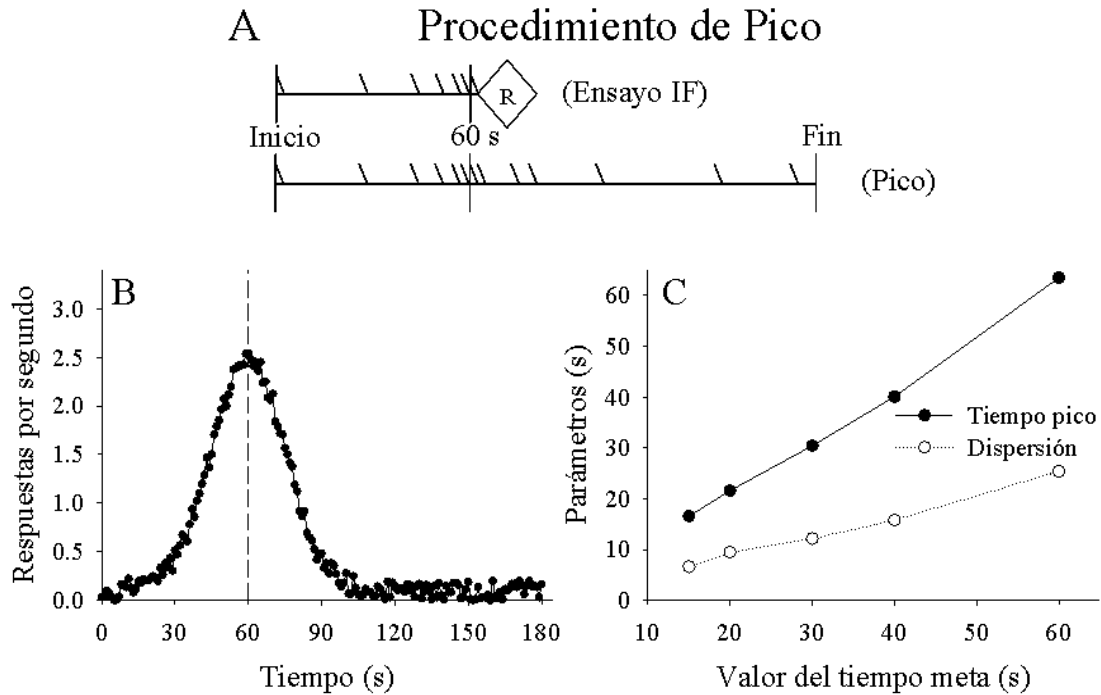


Figura 10. Panel A: diagrama de un ensayo de un programa de intervalo fijo (IF) 60 s; las respuestas del organismo (representadas por las marcas diagonales a lo largo de la línea horizontal) no tienen consecuencia alguna antes de 60 s, y la primera respuesta después de 60 s es seguida de un reforzador. Panel B: ejemplo de la ejecución típica en un programa IF 60 s; la línea vertical representa el punto de transición de tasa baja a tasa alta de respuestas. Panel C: media y desviación estándar de los puntos de transición en función del valor del IF entrenado (adaptado de Gibbon, 1991, y Schneider, 1969).

*Procedimiento de pico.* Para poder estudiar otras características del patrón de respuestas en programas de reforzamiento dependientes de tiempo, se ideó el procedimiento de pico (Catania, 1970; S. Roberts, 1981), el cual consiste en una mezcla de dos tipos de ensayo: 1) ensayos IF, en los que la primera respuesta a un operando después de transcurrido un tiempo meta es seguida de un reforzador, y 2) ensayos pico, en los cuales el estímulo que marca el paso del tiempo se presenta durante el doble de tiempo (o más) que en los ensayos IF, y el ensayo termina sin que se entregue un reforzador. La Figura 11A muestra un ejemplo de una rata o una paloma entrenada en un procedimiento de pico 60 s. Un ensayo IF es similar al ilustrado en la Figura 10A, mientras que el ensayo pico en el ejemplo mostrado dura 180 s, tres veces más que el valor de los ensayos IF, además de que el ensayo terminó sin que se entregara ningún reforzador.



*Figura 11.* Panel A: procedimiento de pico 60 s; los ensayos IF son similares a un programa IF, mientras que en un ensayo pico se alarga la duración del marcador temporal y el ensayo termina sin que se entregue reforzador. Panel B: ejemplo de la ejecución típica en un procedimiento de pico 60 s; la línea vertical representa el tiempo pico (cuando la tasa de respuestas es la más alta). Panel C: tiempo pico y dispersión de la distribución de respuestas en función del valor del tiempo meta entrenado (adaptado de Church, Meck & Gibbon, 1994, y S. Roberts, 1981).

La Figura 11B muestra un ejemplo de cómo un organismo entrenado responde en un ensayo pico 60 s: al principio del intervalo emite pocas respuestas, pero el número de respuestas por segundo empieza a aumentar después de transcurrido cierto tiempo y, conforme se acerca el tiempo meta en que un reforzador está disponible en un ensayo IF, esa tasa de respuestas aumenta hasta alcanzar un máximo alrededor de dicho tiempo meta. Conforme transcurre el tiempo sin que se entregue reforzador, la tasa de respuestas desciende de una manera parecida a como aumentó.

El patrón de respuestas de la Figura 11B puede ser caracterizado como una distribución Gaussiana de la cual pueden derivarse dos parámetros:

- 1) El tiempo pico, el cual se define como el momento en que la tasa de respuesta es la más alta (representado por la línea vertical punteada). Ésta es considerada como una medida de la precisión de la estimación.
- 2) La dispersión, la cual se define como la desviación estándar de la distribución de respuestas. Gráficamente, es la apertura de la distribución de respuestas. Ésta es considerada como una medida de la variabilidad en la estimación.

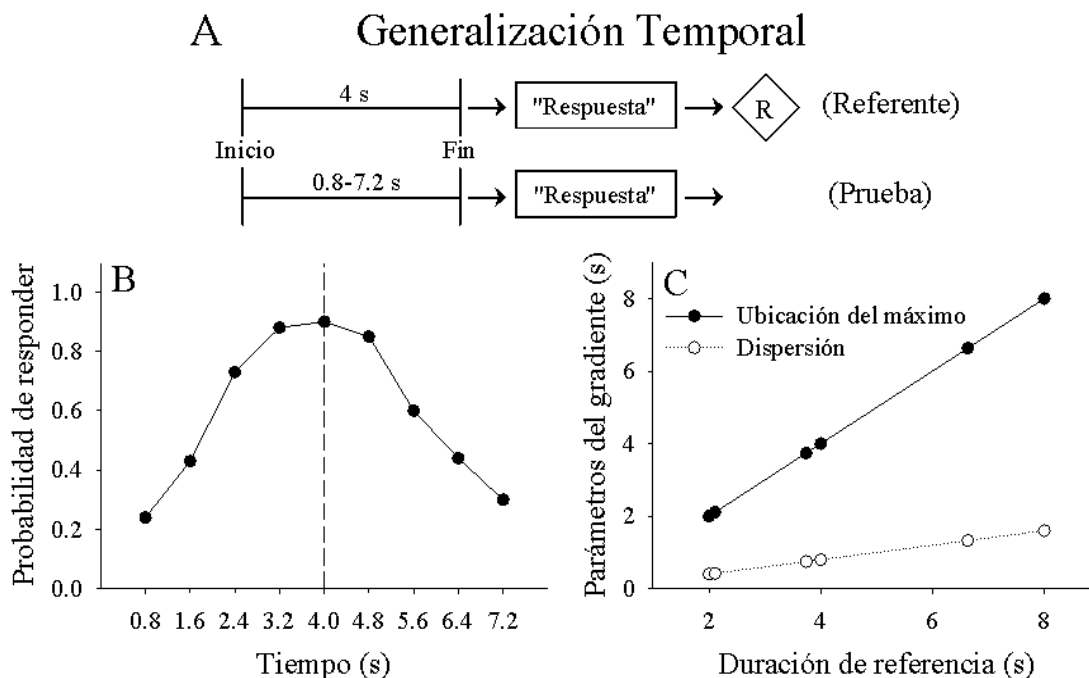
La Figura 11C muestra un ejemplo de cómo los valores de los parámetros de la distribución aumentan proporcionalmente al valor del tiempo meta entrenado (véase Church, Meck & Gibbon, 1994, y S. Roberts, 1981), muy similar a lo observado por Schneider (1969) y Gibbon (1991) en programas IF.

*Generalización temporal.* Si a un organismo se le enseña a emitir una respuesta ante una duración de tiempo específica, puede que también responda ante duraciones de tiempo similares. Por ejemplo, se puede entrenar a una rata para que apriete una palanca después de que una luz estuvo prendida 4 s, y que no responda ante cualquier otra duración de prueba de entre 0.8 s y 7.2 s (véase la Figura 12A). A este procedimiento se le conoce como generalización temporal.

Según Church & Gibbon (1982), en este procedimiento los organismos responderán ante duraciones similares a 4 s porque el recuerdo del tiempo es inherentemente variable, pero es muy plausible que el tiempo estimado sea muy similar al recuerdo de la duración reforzada cuando el tiempo en curso es de hecho muy similar a esa duración reforzada. Esto implica que entre más similar sea una duración de tiempo a la duración entrenada (también llamada duración de referencia o referente en este procedimiento), es más probable que el organismo también responda ante dicha duración. La gráfica que muestra la proporción de ensayos en los que se responde a cada duración se conoce como gradiente de generalización. La Figura 12B muestra un gradiente de generalización obtenido con este procedimiento; se puede observar que la duración a la cual más se responde es la duración de referencia, y que la probabilidad de respuestas disminuye entre más distintas son las duraciones presentadas.

Similar al procedimiento de pico, el gradiente de generalización puede ser caracterizado como una distribución Gaussiana de la cual pueden derivarse dos parámetros:





*Figura 12.* Panel A: generalización temporal; emitir una respuesta después de transcurrida la duración de referencia es seguida de un reforzador, mientras que una respuesta después de una duración de prueba no es reforzada. Panel B: ejemplo de un gradiente de generalización; la línea vertical representa la ubicación del máximo del gradiente (cuando la probabilidad de responder es la más alta). Panel C: ubicación del máximo y dispersión del gradiente de generalización en función del valor de la duración de referencia entrenada (adaptado de Church & Gibbon, 1982, y Weisman, Browlie, Olthof, Njegovan, Sturdy & Mewhort, 1999).

- 1) La ubicación del máximo del gradiente, o el tiempo en que la probabilidad de responder es la más alta (representado por la línea vertical punteada en la Figura 12B).
- 2) La dispersión, o la desviación estándar del gradiente de generalización. Gráficamente, es la apertura de la distribución de respuestas.

La Figura 12C muestra un ejemplo de cómo los valores de los parámetros del gradiente aumentan proporcionalmente al valor del tiempo meta entrenado (véase Church & Gibbon, 1982; McCarthy & Davison, 1986; Weisman, Browlie, Olthof, Njegovan, Sturdy & Mewhort, 1999).

Esta serie de experimentos parece sugerir que la función psicofísica del tiempo es lineal, pues las medidas de la precisión en la estimación parecen aumentar linealmente con respecto a los valores de los programas entrenados, y la variabilidad alrededor de la estimación también aumenta linealmente. Sin embargo, Innis & Staddon (1971) realizaron un experimento consistente en que en cada ensayo se presentaba un valor de IF, y al siguiente ensayo el valor del IF aumentaba  $2t$  s hasta llegar a  $8t$  s, a partir del cual el valor del IF del siguiente ensayo disminuía hasta regresar de nuevo a  $t$  s (véase la Figura 13A). Este ciclo ascendente y descendente se repitió 4 veces por sesión. Por la naturaleza del orden de presentación de los valores IF, a este procedimiento se le conoce como procedimiento de seguimiento (*temporal tracking* en inglés). Al analizar la latencia a la primera respuesta en cada ensayo, Innis & Staddon (1971) encontraron que ésta es descrita por una función de potencia de la forma  $\mu(t) = 0.604t^{0.82}$ , como se muestra en la Figura 13B.

Crystal, Church & Broadbent (1997) realizaron un experimento de seguimiento similar: en cada ensayo se presentaba un valor de IF, al siguiente ensayo el valor del IF aumentaba 2 s hasta llegar a 150, a partir del cual el valor del IF del siguiente ensayo disminuía en 2 s. Además, introdujeron ensayos pico de 660 s y calcularon los tiempos de inicio y de fin de tasa alta de respuesta con el algoritmo *low-high-low* (Church, Meck & Gibbon, 1994); encontraron que tanto los tiempos de inicio como de fin de tasa de respuesta aumentan linealmente en función del intervalo presentado en el ensayo anterior, según el análisis de regresión lineal que se hizo (véase la Figura 13C). Pero los residuales –medidas de error de estimación con respecto a la recta de regresión– siguen una tendencia oscilatoria (véase la Figura 13D), lo cual no concuerda con la variabilidad escalar que debería observarse con una estimación lineal del tiempo.

Por lo tanto, los resultados obtenidos en este tipo de experimentos no son concluyentes sobre la forma de la función psicofísica del tiempo.

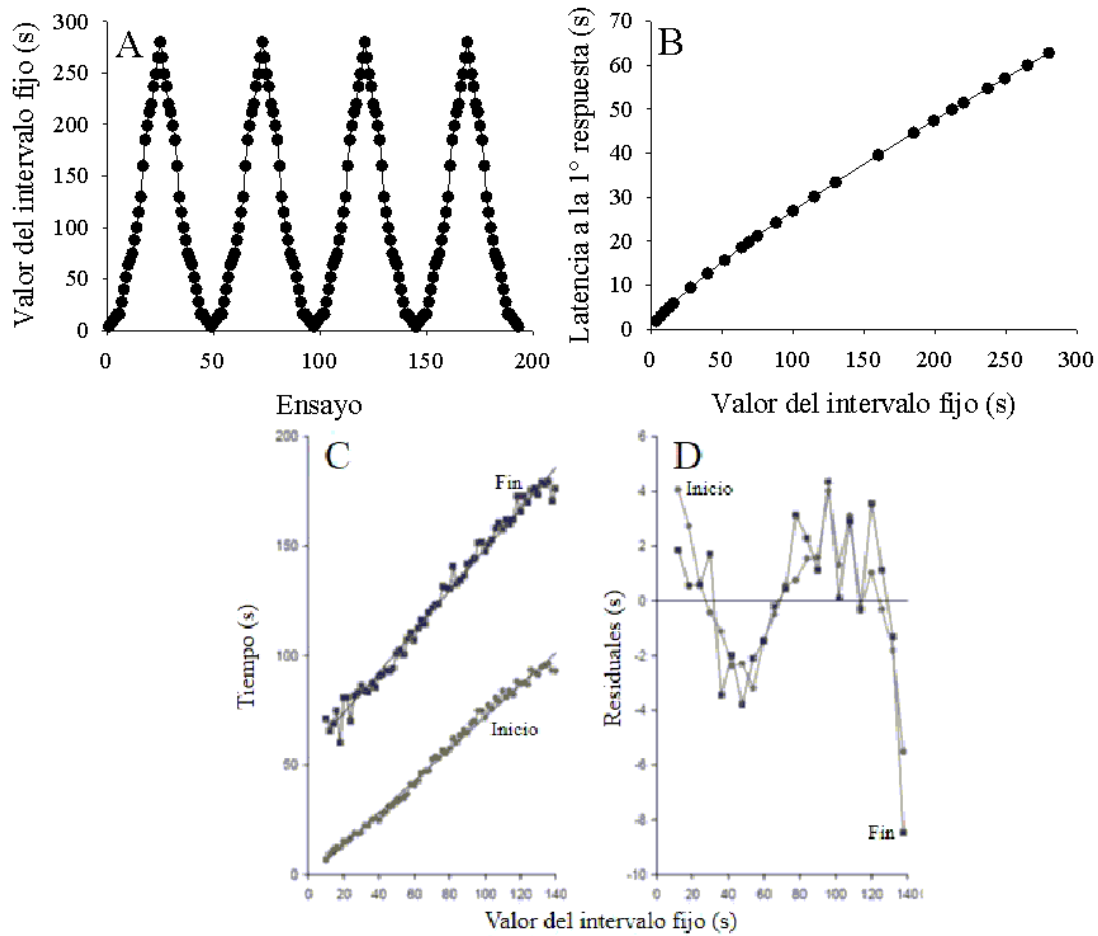


Figura 13. Panel A: orden de presentación de los valores de intervalo fijo en un procedimiento de seguimiento. Panel B: latencia de respuesta en función del valor del intervalo fijo presentado (adaptado de Innis & Staddon, 1971). Panel C: tiempo de inicio y de fin de tasa alta de respuesta en función del intervalo fijo presentado en el ensayo anterior al ensayo pico; la línea de tendencia de cada uno representa la recta de regresión de mejor ajuste (modificado de Crystal et al., 1997). Panel D: residuales de los tiempo de inicio y de fin respecto a la recta de regresión lineal; nótese que los residuales son oscilatorios (modificado de Crystal, 2006).

Dado que los reportes previos no han mostrado resultados concluyentes, se ideó un procedimiento con el fin de poder contrastar más directamente las funciones psicofísicas del tiempo: el procedimiento *time-left*.

## El procedimiento *time-left*

### *Protocolo experimental*

Quizá la prueba empírica más citada sobre la forma lineal de la estimación del tiempo (en adelante abreviada como la hipótesis lineal) sea el procedimiento *time-left* (Gibbon & Church, 1981). En la forma original del procedimiento, se entrena al organismo en un intervalo fijo (por ejemplo, 60 s) en una de dos opciones de respuesta –llamada opción de comparación u opción  $C-$ , y se entrena otro intervalo fijo (por ejemplo, 30 s) en la otra opción de respuesta –llamada opción estándar u opción  $S-$ .

Una vez aprendidos ambos intervalos fijos, se presentan ensayos de elección en los que el organismo tiene que hacer una elección entre las dos opciones de respuesta: aquella en la cual un reforzador está disponible tras un tiempo largo (por ejemplo,  $C = 60$  s), y la otra en la que un reforzador está disponible tras una demora fija más corta (por ejemplo,  $S = 30$  s). El tiempo  $C$  en la opción de comparación empieza a correr desde el inicio del ensayo, mientras que el tiempo  $S$  para la opción estándar empieza a correr tras un tiempo  $T$  después de haberse iniciado el de la opción de comparación; por tanto, una parte de ese tiempo  $C$  ya ha transcurrido cuando aparece la opción estándar. Esto hace que, cuando aparece la opción estándar, un reforzador esté disponible en la opción de comparación tras un tiempo  $C - T$ . El nombre *time-left* del procedimiento se deriva de que  $C - T$  es el tiempo por transcurrir para que esté disponible un reforzador en la opción  $C$ .

La Figura 14 muestra un diagrama del procedimiento, en el cual  $S = C/2 = 30$  s, y la opción estándar ( $S$ ) puede aparecer en 3 tiempos  $T$  diferentes:

- a)  $T_1 = C/4 = 15$  s. Por tanto, el tiempo por transcurrir en la opción de comparación  $C$  es mayor que en la opción  $S$  [ $(C - T_1 = 3C/4 = 45$  s) > ( $S = C/2 = 15$  s)].
- b)  $T_2 = C/2 = 30$  s, Por tanto, el tiempo por transcurrir en la opción  $C$  es igual que en la opción  $S$  [ $(C - T_2 = C/2 = 30$  s) = ( $S = C/2 = 30$  s)].
- c)  $T_3 = 3C/4 = 45$  s. Por tanto, el tiempo por transcurrir en  $C$  es menor que en  $S$  [ $(C - T_3 = C/4 = 15$  s) < ( $S = C/2 = 30$  s)].

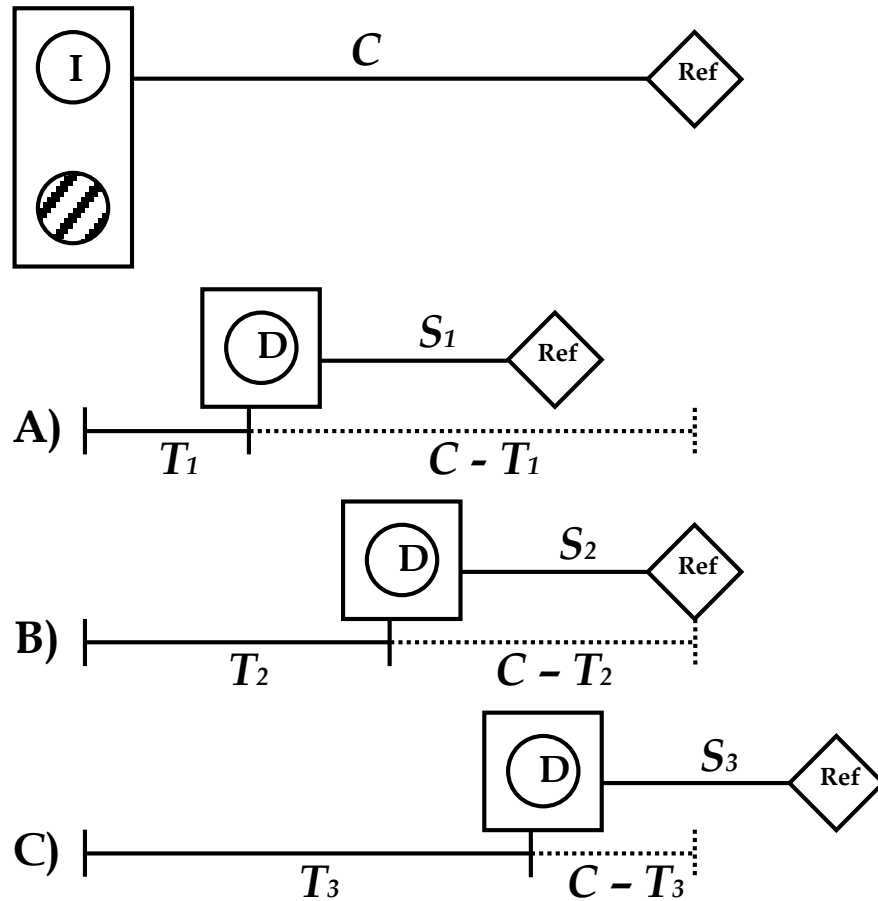


Figura 14. Diagrama del procedimiento *time-left*: al comenzar un ensayo de elección se inicia la opción de comparación ( $C$ ) y, después de un tiempo  $T_n$ , el tiempo en la opción estándar ( $S$ ) empieza a correr. Se muestran 3 diferentes tiempos en los que puede aparecer la opción estándar: en A) el tiempo hacia el reforzador es mayor en la opción  $C$  que en la opción  $S$ ; en B) el tiempo hacia el reforzador es igual en ambas opciones; en C) el tiempo hacia el reforzador es menor en la opción  $C$  que en  $S$ . Para mayores detalles véase el texto.

En este procedimiento, la pregunta experimental es: ¿cómo se distribuyen las respuestas del organismo en la opción  $C$  en función del tiempo  $T$ ? Y de particular interés es lo siguiente: ¿cómo distribuyen sus respuestas cuando el tiempo hacia el reforzador es el mismo en ambas opciones (es decir, cuando  $S = C - T$ )?

## Análisis teórico

Los paneles izquierdos de la Figura 15 muestran el tiempo estimado hacia el reforzador en función del tiempo transcurrido durante un ensayo de elección. Se muestra el tiempo hacia el reforzador para la opción  $C = 60$  s, así como para la opción  $S = 30$  s apareciendo en tres diferentes tiempos  $T$ : 15, 30 y 45 s.

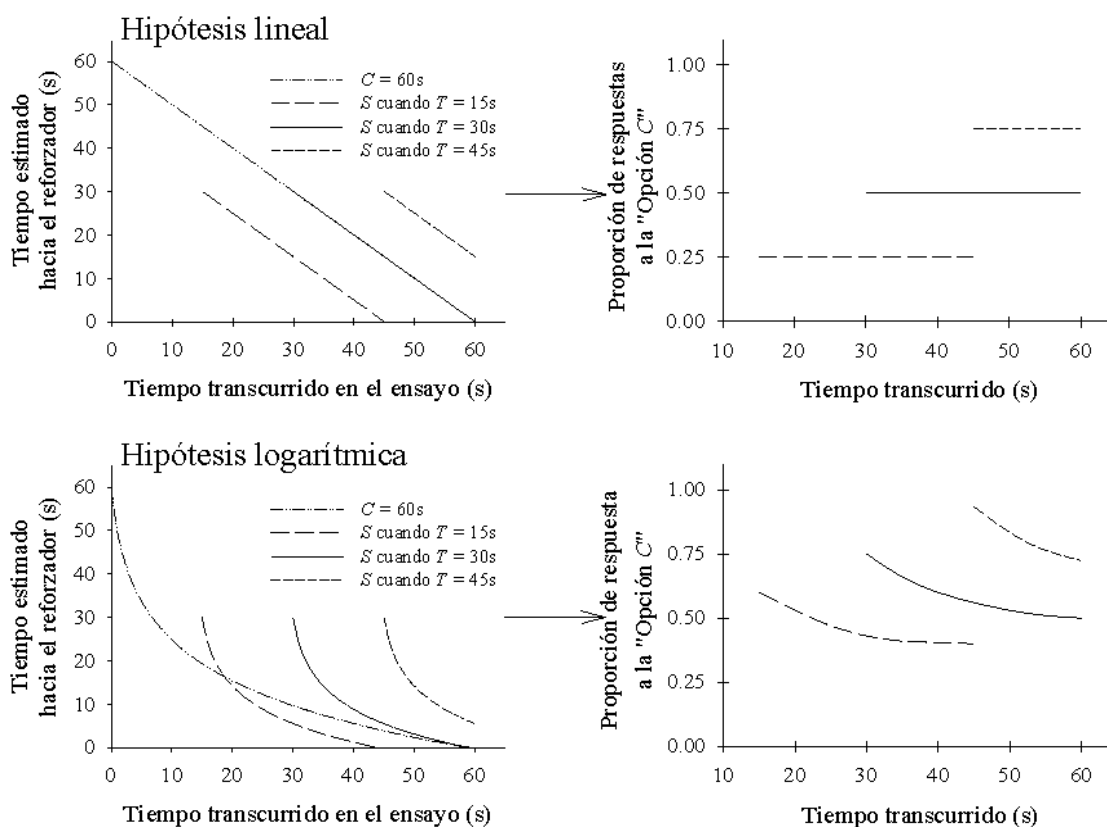


Figura 15. Análisis teórico del procedimiento *time-left*. Paneles izquierdos: tiempo estimado hacia el reforzador en función del tiempo transcurrido en un ensayo de elección para las opciones  $C = 60$  s, y  $S = 30$  s, apareciendo en  $T = 15, 30$  y  $45$  s. Paneles derechos: preferencia por la opción  $C$  en función del tiempo transcurrido en un ensayo de elección para los tres tiempos  $T$ ; dicha preferencia se deriva de la diferencia en el tiempo por transcurrir entre las opciones  $C$  y  $S$ . Los paneles superiores muestran el análisis para la hipótesis lineal, y los inferiores para la hipótesis logarítmica.

Primero, el panel superior izquierdo muestra lo predicho por la hipótesis lineal según Gibbon & Church (1981). Al inicio del ensayo, cuando se presenta la opción *C*, han transcurrido 0 s y, por lo tanto, se estima que faltan 60 s para que esté disponible el reforzador. Un segundo después, se estima que faltan  $60 - 1 = 59$  s para el reforzador en la opción *C*; a los 5 s transcurridos se estima que faltan  $60 - 5 = 55$  s para el reforzador en la opción *C*, y así sucesivamente.

Si la opción *S* aparece a los  $T = 15$  s, entonces se estima que faltan  $60 - 15 = 45$  s para el reforzador en la opción *C*, y 30 s en la opción *S*. El organismo debería escoger entonces la opción *S* porque el tiempo estimado hacia el reforzador es menor en *S* que en *C*. Si la opción *S* aparece a los  $T = 30$  s, entonces se estima que faltan  $60 - 30 = 30$  s para el reforzador en la opción *C*, y 30 s en la opción *S*. El organismo debería ser indiferente entre ambas opciones porque el tiempo estimado hacia el reforzador es el mismo en *S* y en *C*. Y si la opción *S* aparece a los  $T = 45$  s, entonces se estima que faltan  $60 - 45 = 15$  s para el reforzador en la opción *C*, y 30 s en la opción *S*. El organismo debería escoger entonces la opción *C* porque el tiempo estimado hacia el reforzador es menor en *C* que en *S*. El panel superior derecho de la Figura 15 muestra la preferencia por la opción *C* que se esperaría observar en función de este análisis.

Según la hipótesis lineal, el organismo debería ser indiferente cuando

$$\begin{aligned}
 S &= C - T \\
 30 &= 60 - T \\
 T &= 30
 \end{aligned}
 \tag{4.1}$$

En contraparte, el panel inferior izquierdo muestra lo predicho por la hipótesis logarítmica según Gibbon & Church (1981). Al inicio del ensayo, cuando se presenta la opción *C*, han transcurrido 0 s y, por lo tanto, se estima que faltan 60 s para que esté disponible el reforzador. Pero un segundo después, se estima que faltan aproximadamente 49 s para el reforzador en la opción *C*; a los 5 s transcurridos se estima que faltan aproximadamente 33 s para el reforzador en la opción *C*, y así sucesivamente. A diferencia de la estimación lineal, la estimación logarítmica implica que los primeros segundos del tiempo transcurren muy rápido y cada segundo más de tiempo transcurre cada vez más

lento; esto hace que a los 7 s de tiempo transcurrido se estime que ya sólo falta la mitad del tiempo por transcurrir (30 s) para que esté disponible el reforzador. El panel inferior derecho de la Figura 15 muestra la preferencia por la opción  $C$  que se esperaría observar en función de este análisis. Si la opción  $S$  aparece a los  $T = 15, 30$  o  $45$  s, entonces el tiempo estimado hacia el reforzador siempre es menor en  $C$  que en  $S$ , por lo que el organismo siempre debería escoger la opción  $C$ .

Según la hipótesis logarítmica, el organismo debería ser indiferente cuando

$$\begin{aligned}
 \log(S) &= \log(C) - \log(T) \\
 \log(30) &= \log(60) - \log(T) \\
 \log(T) &= \log(60) - \log(30) & (4.2) \\
 \log(T) &= \log\left(\frac{60}{30}\right) \\
 T &= \frac{60}{30} = 2
 \end{aligned}$$

Segundo, si la estimación del tiempo es lineal, la preferencia por la opción  $C$  debe permanecer constante conforme transcurre el tiempo del ensayo de elección. Por ejemplo, cuando  $T = 30$  s, el tiempo estimado hacia el reforzador es el mismo en ambas opciones, y disminuye en la misma medida en ambas opciones conforme el tiempo en el ensayo de elección sigue transcurriendo, por lo cual ambos tiempos estimados hacia el reforzador se empalman en el panel superior izquierdo de la Figura 15. Como el tiempo estimado hacia el reforzador siempre es el mismo en ambas opciones cuando  $T = 30$  s, la diferencia entre ambas opciones siempre es cero, así que la indiferencia observada en el segundo 30 debe mantenerse en el segundo 31, en el segundo 32, 33, ..., hasta que aparezca un reforzador.

Además, cuando la opción  $S$  aparece a los  $T = 15$  s, el tiempo estimado hacia el reforzador es menor en  $S$  que en  $C$ , por lo que la preferencia por  $C$  debe ser baja; y como la diferencia entre  $C$  y  $S$  es siempre la misma conforme el tiempo en el ensayo de elección sigue transcurriendo, la baja preferencia por  $C$  debe permanecer constante a lo largo del ensayo de elección. Y cuando  $T = 45$  s, el tiempo estimado hacia el reforzador es menor en  $C$  que en  $S$ , por lo que la preferencia por  $C$  debe ser alta; como la diferencia entre  $C$  y  $S$  sigue siendo la misma conforme el tiempo en el ensayo de elección sigue transcurriendo, la alta preferencia por  $C$  debe permanecer constante a lo largo del ensayo de elección. La



ubicación de las líneas del panel superior derecho de la Figura 15 ilustra este aumento en la preferencia por  $C$  en función del valor de  $T$ , mientras que la forma horizontal de cada línea ilustra la constancia que se debe observar en la preferencia por  $C$  conforme transcurre el tiempo en el ensayo de elección.

En contraparte, si la estimación del tiempo es logarítmica, la preferencia por la opción  $C$  debe disminuir conforme transcurre el tiempo del ensayo de elección. Por ejemplo, cuando  $T = 30$  s, el tiempo estimado hacia el reforzador es menor en  $C$  que en  $S$ , pero el panel inferior izquierdo de la Figura 15 muestra que éste disminuye más lentamente en  $C$  que en  $S$  conforme el tiempo en el ensayo de elección sigue transcurriendo. Debido a ello, la diferencia entre ambas opciones tiende a cero, así que la mayor preferencia por  $C$  observada en el segundo 30 debe disminuir en el segundo 31, seguir disminuyendo en el segundo 32, 33, ..., hasta que aparezca un reforzador.

Además, cuando la opción  $S$  aparece a los  $T = 15$  s, el tiempo estimado hacia el reforzador sigue siendo menor en  $C$  que en  $S$ , por lo que la preferencia por  $C$  debe ser moderadamente alta; y como la diferencia entre  $C$  y  $S$  disminuye conforme el tiempo en el ensayo de elección sigue transcurriendo, la moderada preferencia por  $C$  también debe disminuir a lo largo del ensayo de elección. Y cuando  $T = 45$  s, el tiempo estimado hacia el reforzador es mucho menor en  $C$  que en  $S$ , por lo que la preferencia por  $C$  debe ser muy alta; como la diferencia entre  $C$  y  $S$  disminuye conforme el tiempo en el ensayo de elección sigue transcurriendo, la alta preferencia por  $C$  también debe disminuir a lo largo del ensayo de elección. La ubicación de las líneas del panel inferior derecho de la Figura 15 ilustra este aumento en la preferencia por  $C$  en función del valor de  $T$ , mientras que la forma decreciente de cada línea ilustra la disminución que se debe observar en la preferencia por  $C$  conforme transcurre el tiempo en el ensayo de elección.

Y tercero, para  $C = 60$  s y  $S = 30$  s, si la estimación del tiempo es lineal, entonces para cualquier tiempo  $T_i$  con preferencia  $p(\text{OpC})_{T_i}$  por la opción  $C$ , existe un tiempo  $T_j$  con preferencia  $p(\text{OpC})_{T_j}$  por la opción  $C$ , tal que

$$T_j = 60 - T_i \rightarrow T_j - 30 = 30 - T_i \quad (5.1)$$

$$p(\text{OpC})_{T_j} = 1 - p(\text{OpC})_{T_i} \rightarrow p(\text{OpC})_{T_j} - 0.5 = 0.5 - p(\text{OpC})_{T_i} \quad (5.2)$$

Considérese  $T_i = 15$  s con preferencia  $p(\text{OpC})_{T_i} = 0.25$ . Si la estimación del tiempo es lineal, entonces  $T_j = 45$  s satisface la ecuación (5.1), mientras que  $p(\text{OpC})_{T_j} = 0.75$  satisface la ecuación (5.2) puesto que

$$45 = 60 - 15 \rightarrow 45 - 30 = 30 - 15 \quad (6.1)$$

$$0.75 = 1 - 0.25 \rightarrow 0.75 - 0.5 = 0.5 - 0.25 \quad (6.2)$$

En otras palabras, si dos tiempos  $T$  son *simétricos* alrededor del tiempo esperado de indiferencia (ecuación 6.1), entonces la preferencia global por la opción  $C$  en dichos tiempos  $T$  también debe ser simétrica alrededor de la indiferencia, esto es, ambas preferencias deber alejarse de la indiferencia en la misma cantidad (ecuación 6.2). La distancia vertical entre una línea y la siguiente en el panel superior derecho de la Figura 15 ilustra la simetría alrededor de la indiferencia.

En contraparte, si la estimación de tiempo es logarítmica, entonces no debería observarse simetría alrededor de la indiferencia porque la diferencia en el tiempo estimado hacia el reforzador entre  $C$  y  $S$  aumenta con  $T$ . Gibbon & Church (1981) consideraron la simetría alrededor de la indiferencia como una demostración fuerte de la estimación lineal.

Según Gibbon & Church (1981, pp. 92), todo el análisis teórico sobre la estimación logarítmica es aplicable para cualquier función curvilínea, no solamente para la logarítmica.

### *Resultados reportados y conclusiones derivadas*

Gibbon & Church (1981) realizaron un experimento igual al de la Figura 14 con ratas, y el promedio de sus resultados concuerda más con lo ilustrado en la Figura 15: 1) los organismos son aproximadamente indiferentes cuando  $S = C - T$ , 2) para cada tiempo  $T$ , la preferencia por  $C$  se mantuvo aproximadamente constante conforme el tiempo en el ensayo de elección transcurría; 3) la preferencia por  $C$  aumenta en una cantidad constante conforme aumenta  $T$ . Esto sugiere que la estimación del tiempo es lineal.

Sin embargo, los resultados de Gibbon & Church (1981) a nivel individual sugieren que algunos organismos prefirieron más la opción  $C$  cuando  $S = C - T$ , y dicha preferencia disminuía para cada tiempo  $T$  conforme transcurre el tiempo hacia el reforzador más

inmediato. Machado & Vasconcelos (2006) replicaron el mismo experimento con palomas y sus resultados concuerdan más con los resultados de Gibbon & Church (1981) a nivel individual: 1) cuando  $S < C - T$ , hubo preferencia casi exclusiva por la opción  $S$ ; 2) cuando  $S > C - T$ , hubo preferencia casi exclusiva por la opción  $C$ ; 3) para cada tiempo  $T$ , la preferencia por  $C$  disminuía conforme transcurría el tiempo del ensayo de elección, y esto fue particularmente cierto cuando  $S = C - T$ . Estos resultados sugieren que la estimación del tiempo es más bien logarítmica.

Pero aun cuando los resultados de ambos experimentos apuntan a la forma logarítmica de la estimación del tiempo, Gibbon postuló que la preferencia por  $C$  cuando  $S = C - T$  puede ser descrita por la forma lineal del tiempo estimado si se introduce un parámetro  $B$  de sesgo de respuesta (Gibbon & Church, 1981; Gibbon, Church & Meck, 1984). Gibbon & Church (1981; experimento 2) realizaron una variante del experimento *time-left* que permitió estudiar esta hipótesis. Esta variante consiste en un programa concurrente encadenado de dos eslabones (véase la Figura 16) en el cual se encienden las dos opciones de respuesta al inicio del ensayo (eslabón inicial): en la opción de comparación un reforzador está disponible tras una demora fija larga  $C$ , mientras que en la opción estándar un reforzador está disponible tras una demora fija  $S$  más corta. Transcurrido un tiempo  $T$  que varía de ensayo a ensayo, la respuesta a una de las opciones cancela la opción alterna (eslabón 2). Si se responde en la opción  $C$  de comparación (en este caso una tecla roja), entonces el siguiente reforzador estará disponible tras un tiempo  $C - T$ ; si se responde en la opción estándar  $S$  (en este caso una tecla verde), entonces la tecla cambia a blanco y el siguiente reforzador estará disponible tras un tiempo  $S$ .

Las preguntas experimentales siguen siendo las mismas: 1) ¿cómo se distribuyen las respuestas del organismo en la opción  $C$  en función del tiempo  $T$ ?, y 2) ¿cómo distribuye sus respuestas cuando el tiempo hacia el reforzador es el mismo en ambas opciones (es decir, cuando  $S = C - T$ )? Los primeros resultados reportados por Gibbon & Church (1981; experimento 2) con palomas en esta variante muestran que la preferencia por la opción  $C$  aumenta monótonicamente en forma de ojiva con respecto a  $T$ , y la preferencia es mayor por  $C$  que por  $S$  cuando  $S = C - T$ .

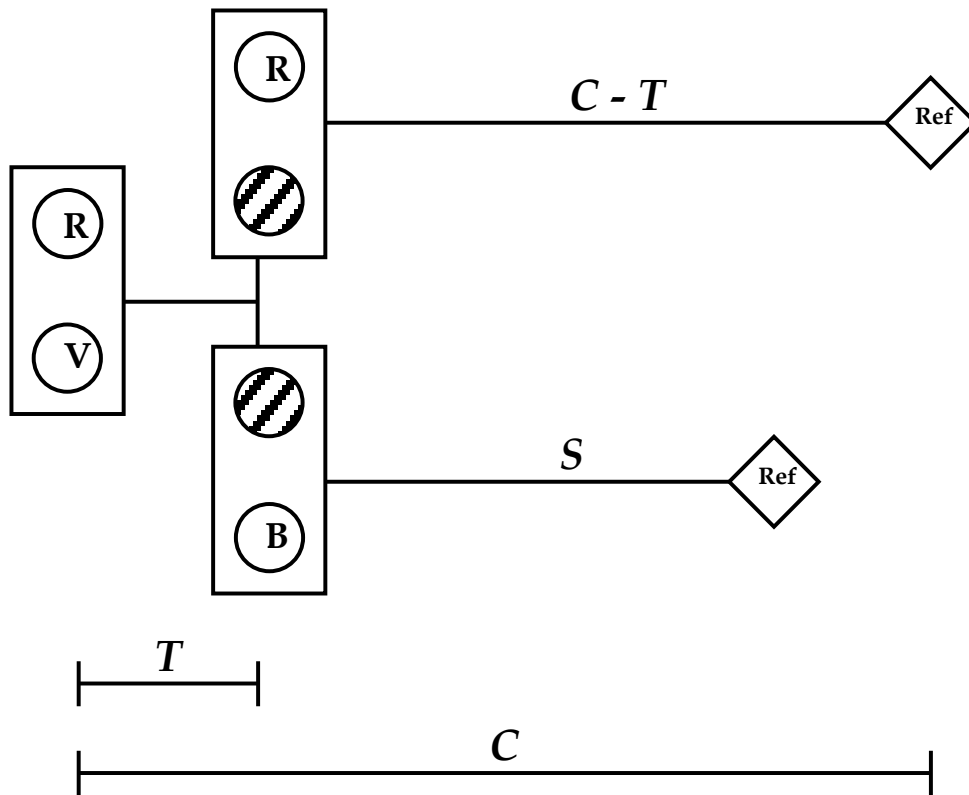


Figura 16. Diagrama del procedimiento *time-left* como programa concurrente encadenado: al inicio del ensayo se enciende las dos opciones de respuesta (eslabón 1), y la primera respuesta a una opción después de un tiempo  $T_i$  cancela la opción contraria. Si se responde en R, el siguiente reforzador en esa opción estará disponible tras un tiempo  $C - T$ ; si se responde en V, el operando cambia a B y el siguiente reforzador en esa opción estará disponible tras un tiempo  $S$ .

Gibbon & Fairhurst (1994) estudiaron la hipótesis lineal de la estimación del tiempo asumiendo un parámetro  $B$  de sesgo de respuesta: indujeron experimentalmente un sesgo hacia una de las dos opciones de respuesta por medio de duplicar su magnitud de reforzamiento, y encontraron que la preferencia aumentaba para la opción en que se indujo sesgo, lo cual concuerda con lo predicho por la hipótesis lineal con un sesgo de respuesta. Más aún, Brunner, Gibbon & Fairhurst (1994) encontraron que la preferencia por  $C$  o  $S$  se sesga hacia la opción con la mayor tasa local de reforzamiento.

En otros reportes experimentales empleando procedimientos parecidos a los dos procedimientos base aquí descritos se han encontrado resultados similares: la preferencia por  $C$  es mayor que por  $S$  cuando el tiempo hacia el reforzador es el mismo en ambas opciones (cuando  $S = C - T$ ; Al-Ruwaitea, Chiang, Al-Zahrani, Ho, Bradshaw & Szabadi, 1999; Al-Ruwaitea, Al-Zahrani, Ho, Bradshaw & Szabadi, 1997; Cerutti & Staddon, 2004, exp. 1; Gibbon, 1986; Gibbon, Church, Fairhurst & Kacelnik, 1988; Gibbon, Church & Meck, 1984; Preston, 1994; Vieira de Castro & Machado, 2010). No obstante, existen excepciones: Cordes, King & Gallistel (2007) y Wearden (2002) encontraron resultados consistentes con el análisis de Gibbon & Church (1981); por otra parte, los resultados de línea base de Bruner, Gibbon & Fairhurst (1994) muestran el patrón contrario, es decir que la preferencia por  $C$  es ligeramente menor que por  $S$  cuando  $S = C - T$ , y este mismo patrón es más contundente en los resultados de Meijering & van Rijn (2009).

Nótese entonces que buena parte de los resultados reportados concuerdan tanto con la hipótesis de la forma logarítmica como con la forma lineal de la estimación del tiempo introduciendo un sesgo de respuesta, tal y como Vieira de Castro & Machado (2010, pp. 499) han señalado. Por tanto, los resultados reportados del experimento prototipo de la hipótesis lineal de la estimación del tiempo no son concluyentes.

### *Críticas al procedimiento time-left*

Existen dos críticas importantes sobre los resultados del procedimiento *time-left*: el sesgo observado hacia la opción  $C$  de comparación, y la plausibilidad de la interpretación propuesta por Gibbon & Church (1981).

Primero, se han propuesto *interpretaciones alternas* de los resultados obtenidos con el procedimiento *time-left*. Meijering & van Rijn (2009) han sugerido que el organismo puede resolver la tarea que demanda el procedimiento *time-left* según la propuesta original de Gibbon & Church (1981) de que el organismo calcula el tiempo hacia el reforzador en la opción  $C$  cuando  $S$  aparece, pero también postularon otras dos estrategias alternativas: 1) el organismo espera hasta un tiempo mínimo antes de cambiar de la opción  $S$  a la opción  $C$  de modo que no sea necesario regresar a  $S$ , y 2) que en el curso del experimento el organismo

aprende cuál es la respuesta que impone el menor tiempo hacia el reforzador según el tiempo  $T$  en que se encuentre, tal como lo plantearon inicialmente Staddon & Higa (1999).

Meijering & van Rijn (2009) analizaron los tiempos de reacción de sus participantes para poner a prueba la estrategia alternativa 1. Si el organismo efectivamente espera un tiempo mínimo antes cambiar de la opción  $S$  a la opción  $C$ , entonces el tiempo de reacción en la opción  $S$  debe aumentar conforme  $T$  aumenta desde cero hasta un tiempo mínimo antes de cambiar ya que: “entre más cerca se esté de la demora de cambio, menos verosímil es que la respuesta “S” sea la apropiada, de modo que se necesita más tiempo para decidir cuál es la mejor respuesta” (pp. 1617). Por su parte, el tiempo de reacción en la opción  $C$  debe disminuir conforme  $T$  aumenta ya que, entre mayor es  $T$ , más verosímil es que la opción  $C$  sea la mejor respuesta. Sin embargo, los resultados de Meijering & van Rijn concuerdan sólo parcialmente con estas predicciones pues encontraron que los tiempos de reacción en la opción  $C$  disminuyen conforme aumenta  $T$ , pero los tiempos de reacción en la opción  $S$  aumentan sólo muy ligeramente conforme aumenta  $T$ . Cerutti & Staddon (2004) también analizaron tiempos de reacción en ambas opciones en función de  $T$  en su experimento 1, pero encontraron una tendencia de  $U$  invertida para ambas opciones. Por tanto, esperar hasta un tiempo mínimo antes de cambiar de la opción  $S$  a la opción  $C$  es poco verosímil.

Por otro lado, Staddon & Higa (1999) han argumentado que del análisis inicial de Gibbon & Church no necesariamente se sigue que la estimación del tiempo sea la variable que guíe el comportamiento en el procedimiento *time-left*, sino que bastaría con que el organismo sea sensible a las tasas de reforzamiento de cada opción de respuesta, en cuyo caso sólo es necesario *asociar* cada tasa a alguna variable interna que se comporte de forma monótonica respecto al tiempo real. En otras palabras, Staddon & Higa plantearon la alternativa 2 de que en el curso del experimento el organismo aprende cuál es la respuesta que impone el menor tiempo hacia el reforzador según el tiempo  $T$  en que se encuentre. En un equivalente numérico al procedimiento *time-left*, Dehaene (2001) entrenó una red neuronal para que aprendiera a asociar el número de estímulos presentados con cada una de las dos respuestas posibles (que eran equivalentes numéricos a las opciones  $C$  y  $S$  en el procedimiento *time-left*). Los números de estímulos se representaron en la red neuronal de forma lineal con varianza escalar en una simulación, así como de forma logarítmica con

varianza constante en una simulación nueva, y ambas reprodujeron exactamente el mismo resultado: el punto de indiferencia entre  $C$  y  $S$  aumentaba linealmente conforme más grandes eran los valores de  $C$  y  $S$ <sup>1</sup>. Este resultado concuerda con la propuesta de Staddon & Higa.

Un argumento paralelo es presentado por Jozefowicz & Machado (2013). Si se asume que: a) el tiempo es representado por una variable aleatoria, b) se asocia cada representación del tiempo con ambas opciones por medio de una regla de aprendizaje (Jozefowicz & Machado emplean la de Bush & Mosteller, 1951), y c) se actualiza la asociación sólo de la respuesta emitida, entonces el punto de indiferencia es el mismo que el presentado en la ecuación (4.1), independientemente de la forma de la función psicofísica del tiempo. De hecho, Jozefowicz, Staddon & Cerutti (2009) desarrollaron un modelo que asume estimación logarítmica del tiempo con varianza constante, el cual fue capaz de reproducir los resultados encontrados con el procedimiento *time-left*. Este resultado también concuerda con la alternativa 2 propuesta por Staddon & Higa (1999).

Staddon & Higa (1999) postularon una alternativa 3 con la cual se puede resolver la tarea que demanda el procedimiento *time-left*, la cual está relacionada con aprender asociaciones: que el organismo sea sensible al valor de cada opción en el tiempo real  $T$  en que aparece la opción estándar. Si se toma el valor como el recíproco del tiempo hacia el reforzador en cada opción, entonces la opción estándar es de valor constante [ $V(S) = 1/S$ ] mientras que la opción de comparación es de valor creciente conforme aumenta  $T$  [ $V(C) = 1/(C - T)$ ]. En este caso la elección es simple: se elige la opción con mayor valor (con menor demora hacia el reforzador), que es lo que los organismos hacen. Nótese que esta alternativa no depende de la estimación del tiempo sino de la sensibilidad del organismo al valor de cada opción, lo cual permite plantear la siguiente hipótesis: la preferencia por la opción  $C$  debe aumentar conforme aumenta el tiempo  $T$ , independientemente de los estímulos que se utilicen como marcadores temporales. En otras palabras, si en el procedimiento *time-left* no existen estímulos que permitan discriminar el valor de cada opción, de todas formas la preferencia por  $C$  debe aumentar conforme aumenta  $T$ . Cerutti & Staddon (2004) pusieron a prueba esta posible explicación en dos experimentos,

---

<sup>1</sup> Aunque esta simulación fue programada para un equivalente numérico al procedimiento *time-left*, Dehaene argumenta que este análisis también es aplicable para el procedimiento *time-left* original (comunicación personal con Meijering & van Rijn, octubre de 2008).

encontrando que la preferencia por la opción *C* aumenta conforme aumenta el tiempo *T*, siempre y cuando hubiera estímulos que permitieran discriminar el valor de cada opción – definido como el recíproco del tiempo hacia el reforzador– en el tiempo *T* presentado. Este resultado llevó a Cerutti & Staddon a concluir que: “*time-left* es evidentemente un procedimiento complejo y no muy bien diseñado para demostrar el tipo de proceso de sustracción que se postula que ocurre (...). Nuestra conclusión general es que, aunque no pudimos presentar un modelo preciso sobre qué está pasando en el procedimiento *time-left* estándar, ninguno de nuestros experimentos encontró evidencia alguna de la hipótesis cognitiva [propuesta por Gibbon & Church (1981)]” (pp. 57).

Segundo, se han propuesto al menos dos explicaciones sobre la naturaleza del *sesgo de respuesta*. De la red neuronal que simuló, Dehaene (2001) plantea que el sesgo hacia la opción *C* es una consecuencia del aprendizaje asociativo: si cada estimado es representado por una distribución de valores, entonces cada distribución se empalma progresivamente más con las distribuciones de los estimados posteriores (véase la Figura 17); esto provoca una generalización de los estimados grandes hacia los estimados pequeños tal que, para un estimado pequeño (como 15 s), se activen asociaciones con estimados más grandes (como 20 s). Por lo tanto, incluso para tiempos breves se activarán representaciones de tiempos largos, se estimará que ya ha pasado mucho tiempo y, por tanto, habrá un sesgo hacia la opción *C* pues se estimará que falta poco para la ocurrencia del reforzador.

Y del análisis de inmediatez del reforzador en ambas opciones, Cerutti & Staddon (2004) muestran que una asimetría en el valor de *C* en función del tiempo *T* es la razón del sesgo de respuesta. Según Cerutti & Staddon: “la razón de la asimetría es que el tiempo mínimo hacia el reforzador en la opción de comparación es cero, mientras que el tiempo mínimo hacia el reforzador en la opción estándar es *S*” (pp. 48). El panel izquierdo de la Figura 18 muestra el valor de las opciones *C* = 60 s y *S* = 30 s, definido como el recíproco del tiempo hacia el reforzador, en función de *T*. La asimetría se encuentra en que el valor de *C* es ligeramente menor que el valor de *S* para tiempos *T* menores a  $C - S = 30$  s, es igual que el valor de *S* cuando  $T = 30$  s, y se vuelve mucho mayor conforme  $T > 30$  s.



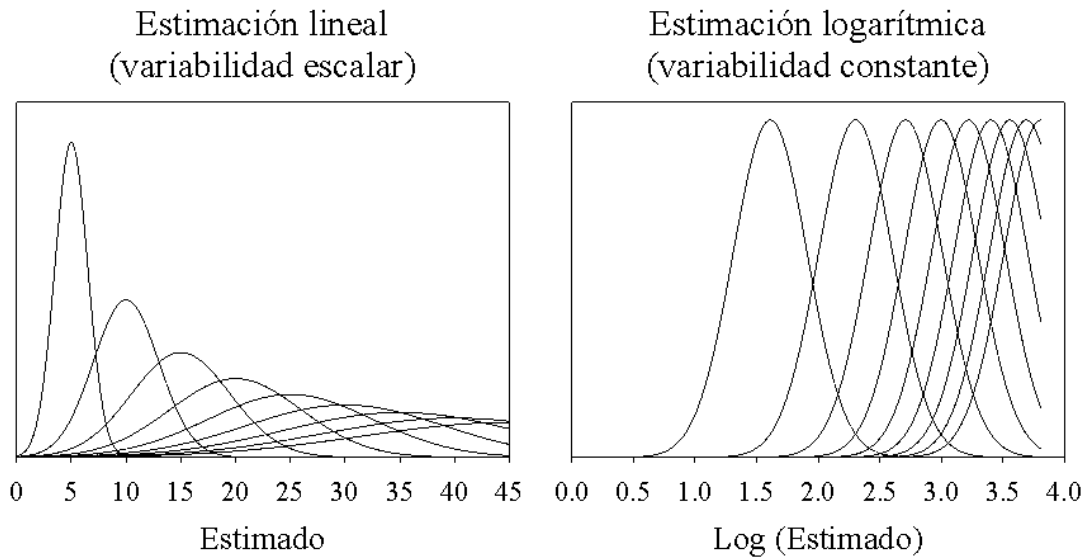


Figura 17. Distribuciones de los estimados según las funciones psicofísicas lineal (izquierda) y logarítmica (derecha). En ambos casos, las distribuciones se empalman cada vez más conforme mayor es el valor del estimado, lo cual provoca sesgo hacia  $C$  (adaptado de Dehaene, 2001).

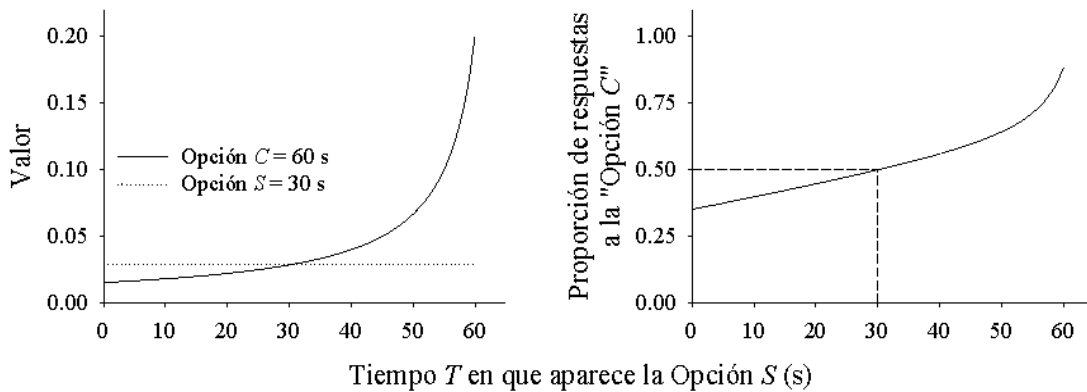


Figura 18. Panel izquierdo: valor de cada opción –definido como el recíproco del tiempo hacia el reforzador– en función de  $T$ ; nótese la asimetría en el crecimiento del valor de la opción  $C = 60$  s, y la constancia del valor de la opción  $S = 30$  s. Panel derecho: proporción de respuestas a la “Opción  $C$ ” predicha por el análisis de valor en función de  $T$ ; aunque la indiferencia predicha está en  $T_{1/2} = C - S = 30$  s –representado por las líneas punteadas–, hay un sesgo hacia  $C$  tal que la preferencia es mayor que cero incluso cuando  $T = 0$  (adaptado de Cerutti & Staddon, 2004).

Dada esta asimetría en el valor de  $C$ , se esperaría que la proporción de respuestas a la opción  $C$  sea mayor a cero para cualquier  $T < 30$  s, que el organismo fuera indiferente cuando  $T = 30$  s, y que prefiera más la opción  $C$  en cualquier tiempo  $T > 30$  s. La preferencia por  $C$  mayor a cero para cualquier  $T < 30$  s es el sesgo hacia  $C$ , el cual es una consecuencia de la sensibilidad al valor asimétrico de  $C$ .

Finalmente, Preston (1994) mostró que la preferencia no es el mejor índice de discriminación temporal en el procedimiento *time-left* debido a ese sesgo en la preferencia. Sin embargo, esto es así siempre y cuando se mida la preferencia como la proporción de respuestas a la opción de comparación ( $p(\text{OpC})$ ) en función del tiempo transcurrido en el ensayo. No obstante, si se mide la preferencia como la proporción de veces que el organismo entra en la opción de comparación en función del momento en que aparece la opción estándar (en función de  $T$ ), o se hace una corrección a  $p(\text{OpC})$  por sesgo observado, entonces se observan sesgos menores hacia  $C$ , y dicha medida de preferencia se aproxima más a la indiferencia cuando  $S = C - T$ . Los resultados reportados por Preston (experimento 1) así lo confirman (véanse sus figuras 3 y 5). Y su análisis también sugiere que si se elimina o corrige el sesgo de respuesta, entonces los resultados del procedimiento *time-left* concuerdan con lo originalmente planteado por Gibbon & Church (1981) sobre la forma lineal de la estimación del tiempo.

Existen otros reportes experimentales que muestran resultados similares al análisis de Preston (1994) cuando se reduce experimentalmente el sesgo de respuesta. Por ejemplo, Al-Ruwaitea, Chiang, Al-Zahrani, Ho, Bradshaw & Szabadi (1999) mostraron que el sesgo de respuesta se reduce cuando al organismo se le impide alternar entre  $C$  y  $S$  (véase también Al-Ruwaitea, Al-Zahrani, Ho, Bradshaw & Szabadi, 1997). Cordes, King & Gallistel (2007), y Wearden (2002) emplearon un método en el que sólo se podía emitir una respuesta y sólo una en el momento en que apareciera la opción estándar y encontraron que los organismos se aproximan mucho a la indiferencia cuando  $S = C - T$ . Estos resultados apoyan la hipótesis de la forma lineal de la estimación del tiempo.

Además de las dos grandes críticas ya mencionadas, existen otras dos críticas propuestas por Machado & Vasconcelos (2006):

- 1) La elección medida como la proporción de respuestas a la opción de comparación puede ser el producto de que los organismos alternen entre ambas opciones cuando ambas están presentes –es decir, que en repetidas ocasiones el organismo responda en una opción y luego responda en la otra en el transcurso de cada ensayo–, o bien de que el organismo responda exclusivamente en una opción en un ensayo de elección y responda exclusivamente en la otra opción en algún otro ensayo de elección. Esta distinción es importante porque se ha observado que si no se impone un costo por alternar entre opciones, la sensibilidad de un organismo a las contingencias de reforzamiento disminuye (véase Temple, Scown & Foster, 1995), dificultando el estudio de la estimación del tiempo *per se*.
- 2) Existen efectos de aprendizaje durante los ensayos de elección. El análisis teórico de Gibbon & Church (1981) se basa en que el organismo tuvo que haber aprendido durante el entrenamiento los tiempos hacia el reforzador en ambas opciones, por lo que las elecciones que haga deberían ser las mismas tanto en la primera como en la última sesión con ensayos de elección. Machado & Vasconcelos encontraron que las elecciones de los sujetos sí cambiaron a lo largo de las sesiones de prueba, poniendo en duda el análisis teórico de Gibbon & Church.

### *El presente estudio*

Aún cuando el procedimiento *time-left* es considerado la mayor defensa de la forma lineal de la estimación del tiempo, los resultados siguen sin ser concluyentes debido a las críticas planteadas sobre los resultados y sobre su interpretación.

Si bien se ha demostrado que la hipótesis lineal y la logarítmica son capaces de predecir el mismo punto de indiferencia, y en ambas se puede predecir sesgo hacia C, ningún estudio previo ha analizado la *variabilidad alrededor de la indiferencia*. El análisis que Yi (2009) hizo sobre la forma de la variabilidad de la estimación fue capaz de aportar evidencia acerca de la forma de la función psicofísica del tiempo en el procedimiento de

bisección temporal, por lo cual se puede pensar que ese mismo análisis aportaría el mismo tipo de evidencia en el experimento *time-left*.

Para ello se necesita entrenar diferentes condiciones en las cuales se predigan diferentes puntos de indiferencia según los valores de  $C$  y  $S$ . Por ejemplo, si  $C = 60$  s pero  $S$  varía entre 5 s y 55 s, entonces deberían observarse diferentes puntos de indiferencia dependiendo del valor de  $S$ . Los paneles A y B de la Figura 19 muestran la proporción de respuestas a la opción  $C$  en función del tiempo  $T$  en que aparece la opción  $S$  (asumiendo que no hay sesgo); se muestra las funciones psicométricas para  $S = 5, 10, 15, \dots, 50, 55$  s. El panel A muestra las curvas predichas por las ecuaciones 8a y 8b de Gibbon & Church (1981) de la teoría de expectancia escalar (SET), un modelo que asume estimación lineal del tiempo con varianza escalar: la preferencia por la opción  $C$  es de la forma

$$p(\text{OpC}) = \Phi[z(T)], \quad (7.1)$$

donde

$$z(T) = \frac{T-C+bS}{\gamma\sqrt{C^2+b^2S^2}}, \quad (7.2)$$

$\Phi$  es la distribución normal acumulativa estandarizada,  $b$  representa el sesgo hacia la opción  $C$  (las curvas fueron trazadas asumiendo que no hay sesgo, es decir,  $b = 1$ ), y  $\gamma$  es la sensibilidad del sistema.

El panel B muestra las curvas predichas por el modelo de economía conductual (BEM; Jozefowicz, Staddon & Cerutti, 2009), un modelo que asume estimación logarítmica del tiempo con varianza constante: la preferencia por la opción  $C$  toma la forma de una distribución normal acumulativa con media  $\mu = \ln(C - S)$  y desviación estándar  $\sigma = 0.3$ , los cuales representan la indiferencia predicha y la sensibilidad del sistema, respectivamente.

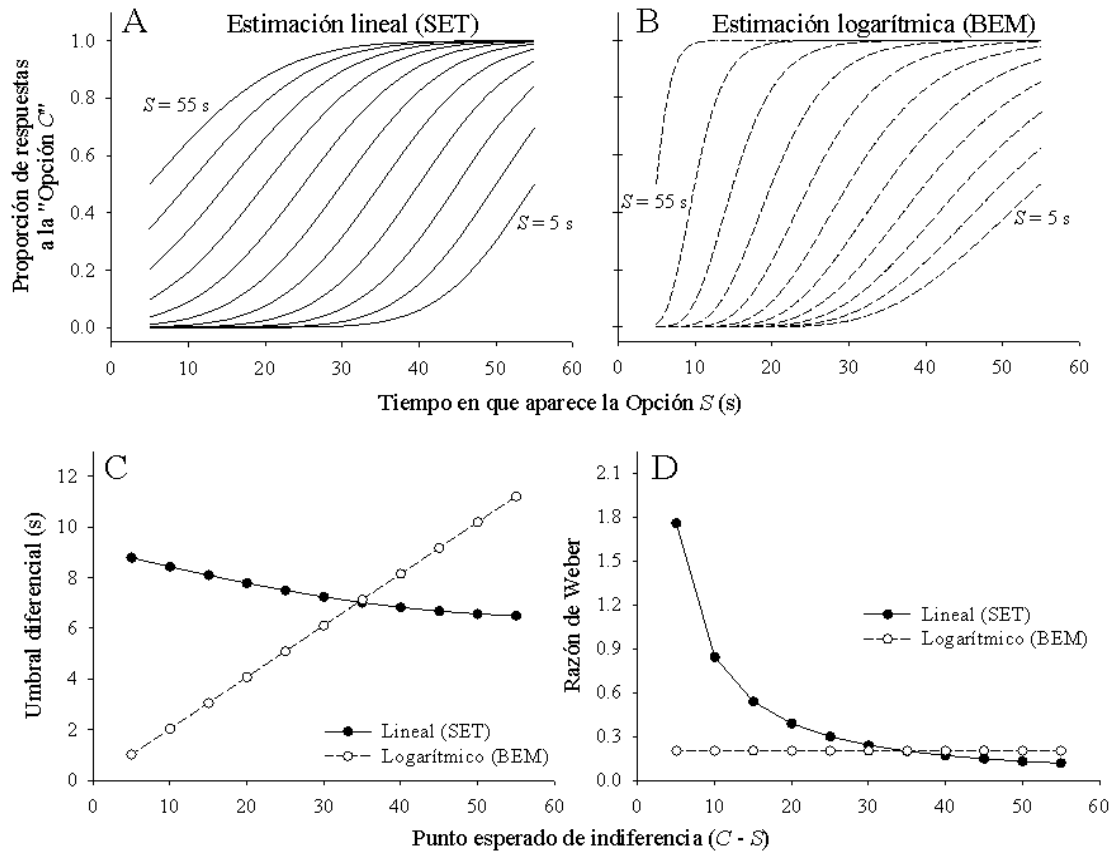


Figura 19. Paneles superiores: proporción predicha de respuestas a la opción de comparación  $C$  (asumiendo que no hay sesgo) en función del momento en que aparece la opción estándar  $S$  según SET (panel A) y BEM (panel B) para  $C = 60$  s y, de izquierda a derecha,  $S = 55, 50, \dots, 10, 5$  s (para SET:  $\gamma = 0.16$ ; para BEM:  $\sigma = 0.3$ ). Panel C: umbrales diferenciales derivados de las funciones psicométricas predichas por SET y BEM. Panel D: Razones de Weber esperadas de acuerdo a SET y BEM en función de los puntos esperados de indiferencia.

Considérese primero la función psicométrica en la extrema izquierda para  $S = 55$  s en los paneles A y B: la pendiente es más pronunciada para la estimación logarítmica que para la lineal, lo cual implica que el umbral diferencial (la mitad de la diferencia entre el tiempo para el cual la preferencia por la opción  $C$  es 0.75 y el tiempo para el cual la preferencia por la opción  $C$  es 0.25) es mayor para la estimación lineal que para la logarítmica. Por otra parte, cuando  $S = 5$  s, la pendiente de la función psicométrica es más pronunciada para la estimación lineal que para la logarítmica, lo cual implica que el umbral

diferencial es mayor para la estimación logarítmica que para la lineal. Además, las pendientes de las funciones psicométricas aumentan conforme aumenta el punto de indiferencia para la estimación lineal de forma que el umbral diferencial debería disminuir, mientras que las pendientes disminuyen conforme aumenta el punto de indiferencia para la estimación logarítmica de forma que el umbral diferencial debería aumentar. La Figura 19C muestra estos cambios en el umbral diferencial en función de la indiferencia esperada para ambos modelos.

La Figura 19D muestra las razones de Weber (el umbral diferencial entre el punto de indiferencia) predichas por las hipótesis de la estimación lineal y logarítmica: dado que la hipótesis lineal predice una tendencia decreciente en el umbral diferencial conforme aumentan los puntos de indiferencia, la razón de Weber debe seguir una tendencia similar; pero dado que la hipótesis logarítmica predice que ambos aumentan, entonces la razón de Weber se debe mantener constante.

Al tomar el umbral diferencial como medida de variabilidad alrededor de la indiferencia, se podría hallar evidencia que permita dilucidar la forma de la función psicofísica del tiempo en el procedimiento *time-left*. En el presente estudio se pusieron a prueba las funciones lineal y logarítmica de la estimación del tiempo en las condiciones mostradas en la Figura 19. Para ello, dos grupos de ratas fueron entrenados en el procedimiento *time-left*: en el primer grupo (denominado grupo control) se entrenaron las contingencias del procedimiento original (Gibbon & Church, 1981, experimento 1), mientras que en el segundo grupo (llamado grupo sin sesgo) se entrenó un procedimiento modificado en el que sólo se le permitió emitir una y sólo una respuesta en ese tiempo  $T$  (Cordes, King & Gallistel, 2007; Preston, 1994; Wearden, 2002). En el grupo control se registró la proporción de respuestas a la opción de comparación ( $p(\text{OpC})$ ) en función del tiempo transcurrido en el ensayo, tal como en la forma original del procedimiento. Aparte, en ambos grupos se registró la proporción de veces que se escogió la opción de comparación en *la primera respuesta* después del tiempo  $T$  en que aparece la opción estándar.

En ambos grupos se analizaron los puntos de indiferencia como medida de la estimación del tiempo, y los umbrales diferenciales como medida de la variabilidad alrededor de la estimación. Se evaluó la concordancia de las predicciones mostradas en la

Figura 19 con los puntos de indiferencia, umbrales diferenciales y razones de Weber observados.

Finalmente, ninguno de los estudios previos ha analizado la simetría alrededor de la indiferencia (ecuaciones 5.1 y 5.2). Dado que Gibbon & Church (1981) consideraron que la simetría alrededor de la indiferencia es una demostración fuerte de la estimación lineal, se puso a prueba si existe o no dicha simetría en la preferencia por  $C$ . Al tener diferentes tiempos  $T$  de aparición de la opción  $S$ , se podría analizar más a fondo la función psicofísica del tiempo en varios momentos del tiempo real, de modo que no sólo se analicen puntos aislados de un continuo sino también puntos intermedios.

## Método

### *Sujetos*

Doce ratas de la cepa Wistar experimentalmente ingenuas mantenidas al 85% de su peso con alimento libre tomaron parte en este experimento. Todas las ratas tenían 113 días de edad al inicio del experimento. Cada rata fue asignada de forma aleatoria a uno de dos grupos: grupo control ( $n = 6$ ) y grupo sin sesgo ( $n = 6$ ).

### *Aparatos*

Se usaron doce cajas de condicionamiento operante acondicionadas para ratas (MED Associates Inc., Modelo ENV 008-VP) de 30.5 cm (largo)  $\times$  24.1 cm (ancho)  $\times$  21.0 cm (alto). Todas las cajas estaban dentro de una cámara para atenuar ruidos externos (MED Associates Inc., Modelo ENV-022M). El piso de cada caja consiste en una rejilla de 19 barras de acero inoxidable de 0.48 cm de diámetro. Cada caja tiene una luz general amarilla de 28-V, 100-mA ubicada en la pared trasera a 1.3 cm debajo del techo de la caja. Las cajas poseen dos palancas de respuesta retráctiles (MED Associates Inc., Modelo ENV-112CM) de 4.8 cm de ancho ubicadas en la pared frontal a 10.5 cm sobre el piso, y a 1.5 cm encima de cada palanca había una placa de acrílico con tres aperturas de 1 cm de diámetro y 0.6 cm de separación entre ellas en las cuales tres LEDs ultrabrillantes podían proyectar, de izquierda a derecha, luz roja, blanca y azul. Un receptáculo de pellets de 5.1 cm  $\times$  5.1 cm (MED Associates Inc., Modelo ENV-200R2M) estaba ubicado en el centro de la pared frontal a 2.5 cm por encima del piso, en el cual se dispensaban pellets Noyes de precisión de 45 mg (Bio-Serv, Product F0165) como reforzadores por medio de un dispensador modular circular (MED Associates Inc., Modelo ENV-203M). Una computadora personal controló la presentación de estímulos y registro de datos por medio del lenguaje de programación Medstate Notation (Med-PC IV, MED Associates Inc.).



## *Procedimiento*

*Entrenamiento.* A cada sujeto de ambos grupos se le entrenó en dos programas de intervalo fijo (IF): una de las palancas fue asociada a un programa IF 60 s y la palanca contraria fue asociada a un programa IF 30 s. El IF 60 s será denominado como opción de comparación (u opción *C*), mientras que el IF 30 s será denominado como opción estándar (u opción *S*). Un ensayo de entrenamiento del grupo control estaba compuesto por la siguiente secuencia de eventos: se insertaba la palanca y se encendía su luz blanca correspondiente para marcar el inicio del ensayo, y la primera respuesta transcurrido el tiempo meta retiraba la palanca, apagaba su luz blanca y se entregaba un reforzador. Después de 3 s se iniciaba un intervalo entre ensayos (IEE) de 60 s en el cual todas las luces de la caja se apagaban. Transcurrido el IEE se iniciaba un nuevo ensayo.

En el grupo sin sesgo, los ensayos estaban compuestos por la siguiente secuencia de eventos: para la opción *C*, se encendía su luz blanca para marcar el inicio del tiempo meta y, transcurrido algún tiempo  $T$ , se insertaba la palanca y se pausaba el tiempo meta, el cual se reanudaba tras la primera respuesta emitida; por tanto, el reforzador estaba disponible  $60 - T$  segundos tras la primera respuesta emitida. La primera respuesta después de reanudado el tiempo meta y transcurridos  $60 - T$  segundos era reforzada. Para la opción *S*, se encendía la luz blanca de la opción *C* y, transcurrido algún tiempo  $T$ , ésta se apagaba, se encendía la luz de la opción *S* y se insertaba su palanca asociada. La primera respuesta emitida iniciaba el tiempo meta, y un reforzador estaba disponible 30 s después de emitida la primera respuesta; la primera respuesta después de iniciado el tiempo meta y transcurridos los 30 s era reforzada, similar a un programa de demora iniciada por respuesta (RID por sus siglas en inglés). Después de 3 s de entregado el reforzador, para ambas opciones, se presentaba un IEE de 60 s en el cual todas las luces de la caja se apagaban, y transcurrido el IEE se iniciaba un nuevo ensayo. Los tiempos  $T$  en ambas opciones podían adoptar uno de los siguientes valores (en segundos): 0, 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40, 45, 50, 55.

Cada sesión de entrenamiento en ambos grupos consistía de 60 ensayos, 30 de cada IF, presentados de forma aleatoria. Estas sesiones serán denominadas de *ensayos regulares*. Todos los sujetos fueron entrenados durante un mínimo de 20 sesiones de ensayos regulares, e ingresados a sesiones de prueba hasta que sus patrones de respuesta en ambas

opciones fueron estables durante 5 sesiones seguidas (véase la sección de *análisis de datos*).

*Prueba.* Las sesiones de prueba consistían en dos tipos de ensayos: ensayos regulares, y ensayos de elección. En el grupo control, la estructura de los ensayos de elección fue la siguiente: al inicio del ensayo se insertaba la palanca asociada a la opción *C* y se encendía su luz. Después de un tiempo *T* se insertaba la palanca y se encendía la luz de la opción *S*, de modo que en ese momento un reforzador estaba disponible en la opción *C* tras un tiempo de  $C - T$  segundos, mientras que en la opción *S* estaba disponible después de 30 s. La primera respuesta emitida tras el tiempo meta en alguna de las dos opciones retiraba ambas palancas, apagaba sus luces y era reforzada, y 3 s después se iniciaba un IEE de 60 s en el que se apagaban todas las luces de la caja. Al término del IEE iniciaba un nuevo ensayo.

En el grupo sin sesgo, la estructura de los ensayos de elección fue la siguiente: al inicio del ensayo se encendía la luz de la palanca asociada a la opción *C*. Después de un tiempo *T* se pausaba el tiempo en la opción *C*, se encendía la luz de la opción *S* y se insertaban las palancas de ambas opciones. La primera respuesta en alguna de las dos opciones cancelaba la opción contraria y, por tanto, un reforzador estaba disponible tras el tiempo asociado a la opción escogida. Si el sujeto escogía *C* entonces se retiraba la palanca de la opción *S* y se apagaba su correspondiente luz, se reanudaba el tiempo en la opción *C*, su palanca y luz asociadas permanecían disponibles, y la primera respuesta después de un tiempo igual a  $60 - T$  s a partir de la elección retiraba la palanca, apagaba su luz y era reforzada. Si escogía *S* entonces se retiraba la palanca de la opción *C* y se apagaba su correspondiente luz, la palanca asociada a *S* y su luz permanecían disponibles, y la primera respuesta después de 30 s a partir de la elección retiraba la palanca, apagaba su luz y era reforzada. Después de 3 s de entregado de reforzador, en ambas opciones, se iniciaba un IEE de 60 s en el que se apagaban todas las luces de la caja. Al término del IEE iniciaba un nuevo ensayo.

Nótese que el tiempo en ambas opciones seguía corriendo para el grupo control, mientras que este se detenía para el grupo sin sesgo y se reanudaba a partir del momento en que se elegía una opción. Además, la primera respuesta en cualquier opción cancelaba la

opción no escogida en el grupo sin sesgo, mientras que en el grupo control ambas opciones permanecían disponibles durante todo el ensayo.

La opción estándar en los ensayos de elección de ambos grupos podía aparecer después de uno de 11 posibles tiempos  $T$  de entre 5 s y 55 s (en múltiplos de 5 s). Cada tiempo  $T$  se presentó tres veces de forma aleatoria que, junto con 28 ensayos regulares, daban un total de 61 ensayos por sesión, todos presentados de forma aleatoria.

Finalmente, una vez terminadas las sesiones con  $C = 60$  s y  $S = 30$  s, se entrenaron otras 10 duraciones de IF en la opción estándar entre los sujetos de cada grupo con dos restricciones: 1) a cada sujeto se le entrenó en una duración mayor y en una menor a  $S = 30$  s, y 2) todas las posibles duraciones de  $S$  debían ser entrenadas entre todos los sujetos de cada grupo. Las duraciones entrenadas de IF (en segundos) en la opción  $S$  entre los sujetos fueron 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40, 45, 50 y 55. El valor de  $C$  se mantuvo constante (60 s). Cada duración de  $S$  fue entrenada por separado.

#### *Análisis de datos*

En los ensayos regulares de ambos grupos se determinó el promedio del número de respuestas por bins de 1 s para ambos IFs y en cada ensayo se aplicó un algoritmo de punto de transición (Gallistel, Fairhurst & Balsam, 2004). Para que un sujeto fuera ingresado a sesiones de prueba se debía observar un patrón de pausa-carrera en el número de respuestas por bins, y el coeficiente de variación en los puntos de transición calculados no debía ser mayor a 0.1 durante 5 sesiones seguidas.

En los ensayos de elección se calculó la preferencia por la opción  $C$  ( $p(OpC)$ ) en función del tiempo transcurrido (por bins de 1 s) para cada tiempo  $T$  en que puede aparecer la opción  $S$ . Para el grupo control, la preferencia por  $C$  fue medida como la proporción de respuestas a  $C$ ; para el grupo sin sesgo, esta fue medida como la proporción de veces en que el organismo escogió la opción  $C$ . En ambos casos, se ajustó una función sigmoidea de 3 parámetros:

$$p(OpC) = \frac{a}{1+e^{-(t-b)/c}}$$

donde  $t$  es el tiempo transcurrido,  $a$  es el máximo de la función,  $b$  es el tiempo en el cual la función alcanza la mitad de su altura, y  $c$  es un parámetro de pendiente. Con esos valores se calcularon los puntos de indiferencia (el tiempo en que  $p(\text{OpC}) = 0.5$ ) de los 12 sujetos y se determinaron sus umbrales diferenciales y razones de Weber por cada valor de  $S$ . El umbral diferencial se determinó a partir de los valores estimados de los parámetros, encontrando los valores de  $T$  cuando  $p(\text{OpC})= 0.75$  y cuando  $p(\text{OpC})= 0.25$ ; se tomó la diferencia de esos dos valores y esa diferencia se dividió entre 2. Mientras que la razón de Weber se calculó dividiendo el umbral diferencial entre el punto de indiferencia.

## Resultados

### *Preferencia por la opción C durante un ensayo de elección*

La Figura 20 muestra la proporción de veces que los sujetos del grupo control escogieron la opción de comparación en función del tiempo transcurrido en los ensayos de elección para tres tiempos  $T$  diferentes:  $T = 15$  s,  $T = 30$  s, y  $T = 45$  s. Se observa que ni la preferencia intrasujetos ni entre sujetos por la opción  $C$  se mantuvo constante en el transcurso de los ensayos de elección, por lo que el promedio fue igualmente variable.

La Figura 20 también muestra las rectas de regresión de mejor ajuste, las cuales también muestran variabilidad entre sujetos: algunas rectas tienen pendiente positiva, otras tienen pendiente negativa, y otras son horizontales debido a variabilidad, lo que sugiere que la preferencia por la opción  $C$  varía en función del tiempo transcurrido.

La Tabla 1 muestra que nueve de las 11 las pendientes para los tiempos  $T$  empleados son estadísticamente indistintas de cero, lo cual es un reflejo de la variabilidad en la proporción de respuestas a la opción  $C$ .

### *Simetría alrededor de la indiferencia*

Para poner a prueba la simetría alrededor de la indiferencia analizada por Gibbon & Church (1981), se promedió  $p(\text{OpC})$  para cada tiempo  $T$  en que apareció la opción  $S$ . Por ejemplo, en la Figura 20 se promediaron los valores de proporción de respuesta de todos los círculos negros por cada sujeto, para así obtener una proporción global de respuestas a la opción  $C$  en función del momento en que apareció la opción  $S$ . Esto mismo se hizo para todos los tiempos  $T$ , y los resultados se muestran en la Figura 21. Según Gibbon & Church (1981), todos los puntos deben caer en la línea continua, la cual representa las ecuaciones 5.1 y 5.2, si es que el tiempo estimado está linealmente relacionado a  $T$ ; los resultados de sólo tres sujetos parecen concordar parcialmente con la simetría, mientras que los otros tres no.

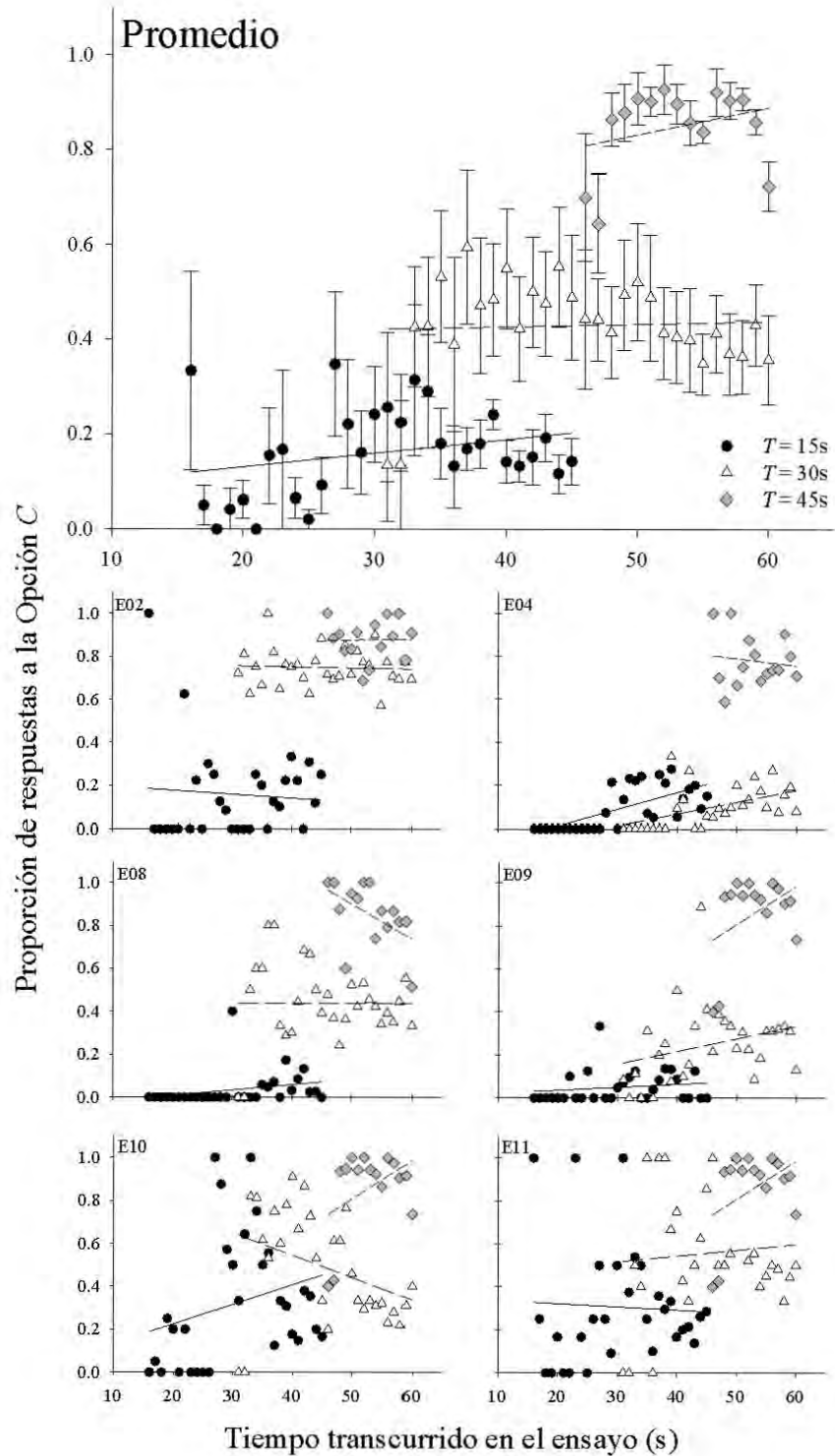


Figura 20. Proporción de respuestas a la opción C en función del tiempo transcurrido de las últimas cinco sesiones de ensayos de elección en el grupo control. Las barras verticales representan un error estándar de la media. Las líneas de tendencia son las rectas de regresión de mejor ajuste por mínimos cuadrados.

Tabla 1. Resultados de los análisis de regresión lineal para todos los tiempos  $T$  en el grupo control.

| Tiempo $T$ (s) | $p(\text{OpC})$ |           | Pendiente | $S.E.M.*$ | $t$     | $GL$ | $p$    |
|----------------|-----------------|-----------|-----------|-----------|---------|------|--------|
|                | Media           | $S.E.M.*$ |           |           |         |      |        |
| 5              | 0.0771          | 0.0128    | 0.0033    | 0.0014    | 2.3780  | 28   | 0.0245 |
| 10             | 0.0666          | 0.0089    | 0.0016    | 0.0010    | 1.6260  | 28   | 0.1151 |
| 15             | 0.1604          | 0.0174    | 0.0029    | 0.0019    | 1.4752  | 28   | 0.1513 |
| 20             | 0.2034          | 0.0164    | 0.0023    | 0.0019    | 1.2019  | 28   | 0.2394 |
| 25             | 0.3236          | 0.0194    | 0.0016    | 0.0023    | 0.7130  | 28   | 0.4818 |
| 30             | 0.4295          | 0.0185    | 0.0006    | 0.0022    | 0.2542  | 28   | 0.8012 |
| 35             | 0.5517          | 0.0268    | -0.0032   | 0.0038    | -0.8677 | 23   | 0.3945 |
| 40             | 0.7610          | 0.0139    | -0.0028   | 0.0024    | -1.1849 | 18   | 0.2515 |
| 45             | 0.8548          | 0.0123    | 0.0014    | 0.0029    | 0.4710  | 13   | 0.6454 |
| 50             | 0.9237          | 0.0148    | 0.0106    | 0.0039    | 2.6708  | 8    | 0.0283 |
| 55             | 0.9242          | 0.0165    | 0.0141    | 0.0108    | 1.3071  | 3    | 0.2823 |

\*  $S.E.M.$  = Error estándar de la media (por sus siglas en inglés)

Estos resultados son parcialmente consistentes con los reportados por Gibbon & Church (1981): la preferencia por la opción  $C$  se mantuvo estadísticamente constante durante el tiempo en que ambas opciones estuvieron presentes, pero para todo tiempo  $T$  se observa variabilidad en la preferencia. Además, no se observa simetría alrededor de la indiferencia sino que los datos de tres sujetos se desvían sistemáticamente de la simetría y los datos de los tres restantes concuerdan sólo parcialmente.

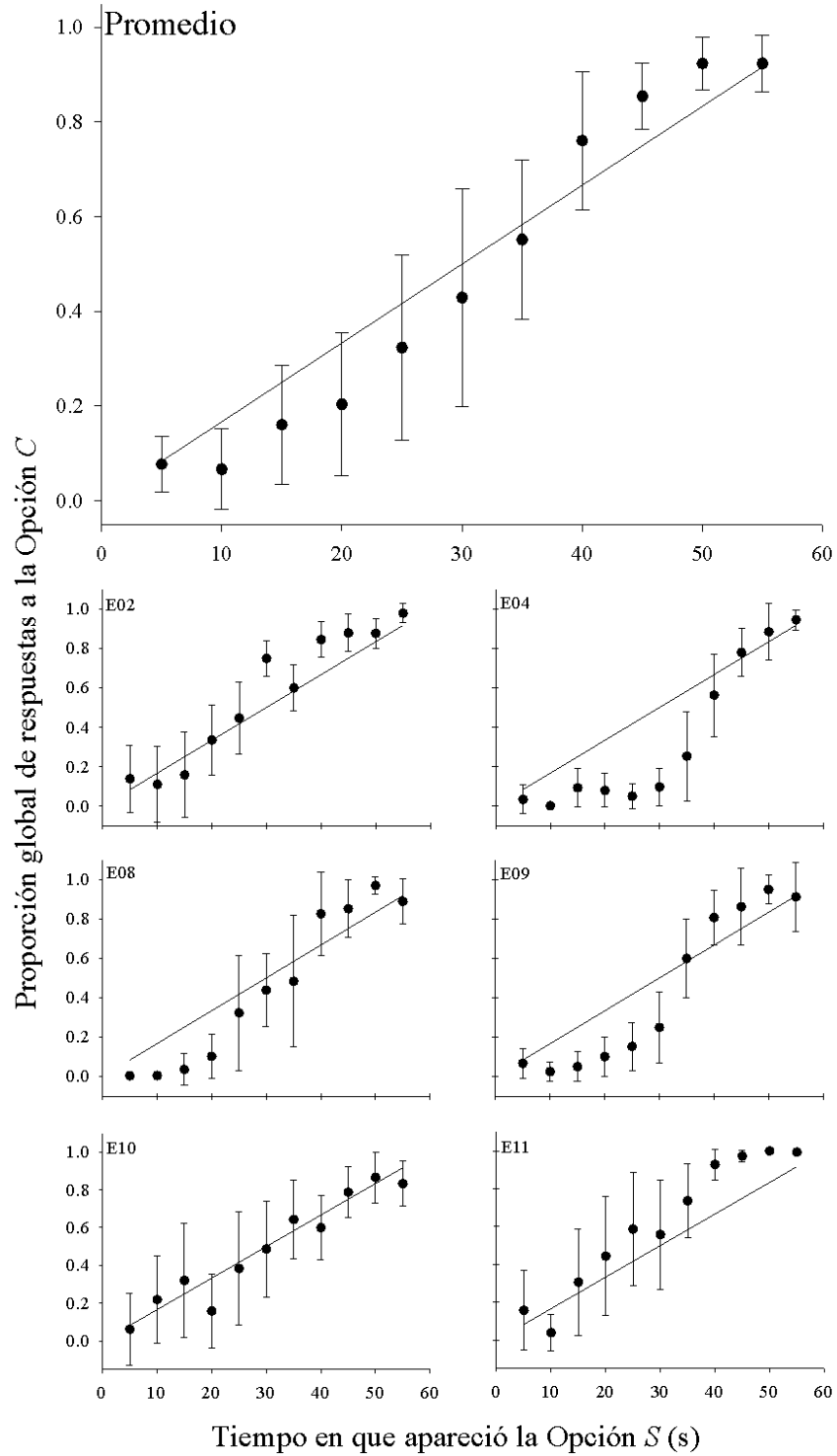


Figura 21. Proporción de respuestas a la opción C en función del tiempo en que apareció la opción S, promediado por todos los bins de 1 s para cada tiempo  $T$ . Las barras verticales representan una desviación estándar. Las líneas de tendencia representan la simetría alrededor de la indiferencia (ecuaciones 5.1 y 5.2) predicha por la hipótesis lineal.



¿Los sujetos mostraron preferencia exclusiva durante un ensayo de elección?

Previamente se mencionó una de las críticas al procedimiento *time-left* propuesta por Meijering & van Rijn (2009): que el organismo puede resolver la tarea que se le demanda con sólo esperar hasta un tiempo mínimo antes de cambiar de la opción *S* a la opción *C* de modo que no sea necesario regresar a *S*. Esto querría decir que, una vez que ambas opciones de respuesta están presentes en un ensayo de elección, los sujetos deberían pasar de responder en la opción *S* a responder en la opción *C* y sólo una vez por ensayo. Los paneles superiores de la Figura 22 muestran un ejemplo de la distribución de las respuestas del sujeto E11 entre las dos opciones disponibles durante el transcurso del ensayo, esto en tres ensayos de elección de la última sesión de prueba.

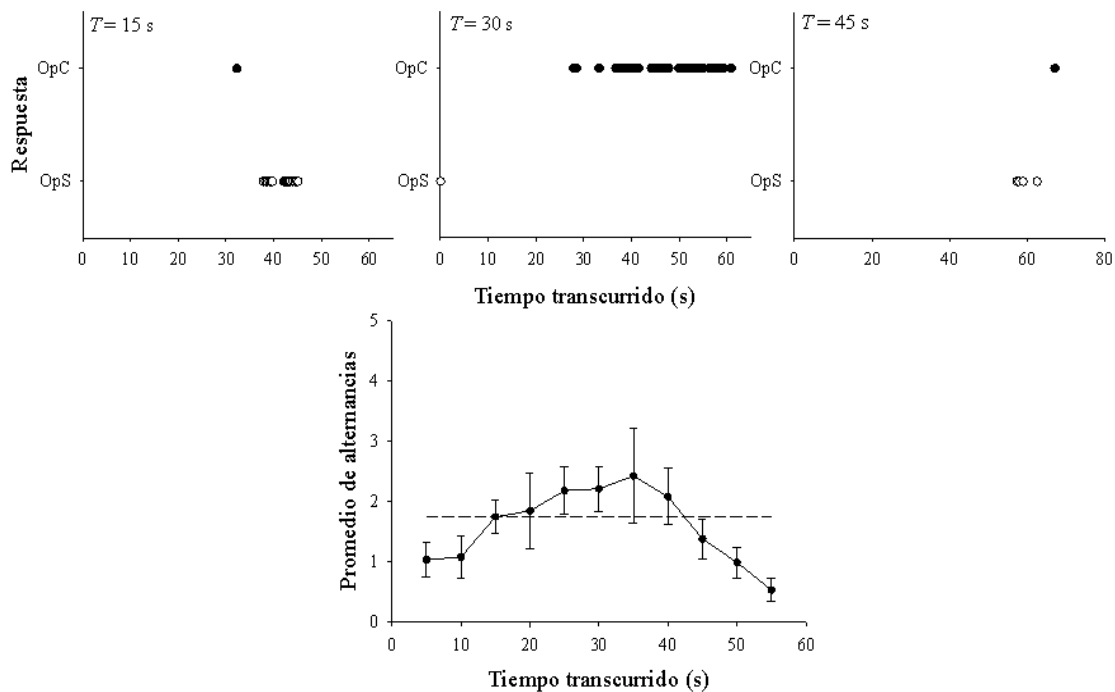


Figura 22. Paneles superiores: distribución de respuestas entre las dos opciones durante el transcurso de tres ensayos de elección de la última sesión del sujeto E11 del grupo control. Panel inferior: promedio del número de alternancias en función del tiempo en que aparece la opción estándar en los ensayos de elección de las últimas cinco sesiones de prueba del grupo control. Las barras verticales representan un error estándar de la media. La línea horizontal punteada representa el promedio general.

Se puede observar que en estos ejemplos apenas hay una alternancia en cada ensayo, y ésta puede ser tanto de la opción *S* a la *C* como viceversa. Este ejemplo es representativo de la ejecución del resto de los sujetos en todos los ensayos de elección de las sesiones de prueba, por lo que el panel inferior de la Figura 22 muestra los promedios y errores estándar de la media (*S.E.M.* por sus siglas en inglés) del número de alternancias en función del tiempo en que aparece la opción estándar en los ensayos de elección de las últimas cinco sesiones de prueba de los sujetos del grupo control. Como puede verse, dichos promedios son de valores menores a tres alternancias por ensayo e, incluso, pareciera que el promedio general (representado por la línea punteada) puede describir adecuadamente varios de los datos.

Separando por bloques de tres sesiones, un Análisis de Varianza (ANOVA) de medidas repetidas de los promedios de las alternancias con el bloque (cinco en total) y los tiempos *T* (11 en total) como factores intrasujetos muestra solo un efecto de los tiempos *T* ( $F_{(10,50)} = 9.29, p < 0.05$ ); un análisis *post-hoc* revela que el promedio de alternancias es mayor o igual al promedio general para tiempos *T* entre 15 s y 40 s, mientras que los cinco restantes son menores al promedio general ( $F_{(1,5)} = 14.44, p < 0.05$ ). Los resultados del ANOVA de medidas repetidas hechos a los promedios de las alternancias sugieren que los sujetos alternaron muy poco cuando ambas opciones estaban disponibles y que el patrón observable en la Figura 22 se mantuvo a lo largo de las sesiones de prueba.

Este análisis aporta evidencia de que los sujetos no esperan hasta un tiempo mínimo antes de cambiar de una opción a otra, como sugieren Meijering & van Rijn (2009). Además, también aporta evidencia de que la preferencia no es producto de alternar entre una opción y la otra como sugieren Machado & Vasconcelos (2006).

#### *Aprendizaje a lo largo de las sesiones de prueba*

Siguiendo a Machado & Vasconcelos (2006), cada ensayo de elección fue clasificado como “de comparación”, “estándar” o “mixto” según la distribución de las respuestas cuando ambas opciones estaban presentes: se clasificó un ensayo como “de comparación” si al menos 80% de las respuestas se dieron en la opción *C*, como “estándar” si al menos 80% de las respuestas se dieron en la opción *S*, y como “mixto” en cualquier otro caso. La Figura

23 muestra la distribución de esta clasificación a lo largo de las sesiones: en los seis sujetos se observa que la proporción de ensayos “de comparación” aumenta con el paso de las sesiones, y que la proporción de ensayos “mixtos” tiende a disminuir en la mayoría de los sujetos; por lo tanto, la tendencia promedio representa adecuadamente los patrones individuales.

No así con la proporción de ensayos “estándar”: en los sujetos E09 y E10 la proporción tiende a aumentar, en los sujetos E04 y E08 tiende a disminuir, y en los sujetos E02 y E11 no hay tendencia. Esto hace que el promedio resultante parezca oscilar alrededor de algún valor, dando la impresión de mantenerse constante para todos los sujetos. Un ANOVA de medidas repetidas de las proporciones de ensayos clasificados de 3 (tipos de ensayo)  $\times$  15 (sesiones) muestra un efecto del tipo de ensayo ( $F_{(2,10)} = 19.06, p < 0.05$ ); un análisis *post-hoc* revela que el promedio de la proporción de ensayos clasificados como “estándar” es mayor que los otros dos promedios ( $F_{(1,5)} = 83.84, p < 0.05$ ). Ni el efecto de las sesiones ni la interacción entre tipo de ensayo y sesiones son estadísticamente significativos.

La Figura 24 muestra los promedios de la distribución de la clasificación de ensayos de elección en función del tiempo  $T$  en que aparece la opción estándar por bloques de tres sesiones, así como los promedios de las últimas 5 sesiones de prueba. Por una parte, la figura muestra que la proporción de ensayos “de comparación” aumenta según el momento en que aparece la opción  $S$ , lo opuesto ocurre con la proporción de ensayos “estándar”, y la proporción de ensayos “mixtos” parece aumentar pero muy poco. Por otro lado, la lectura de un panel al siguiente muestra que la proporción de ensayos “de comparación” parece aumentar de un bloque al siguiente –es decir, con el paso de las sesiones–, la proporción de ensayos “estándar” parece disminuir aunque menos de lo que cambia la proporción de ensayos “de comparación”, y la proporción de ensayos “mixtos” parece mantenerse estable de un bloque a otro. La Tabla 2 muestra los efectos estadísticamente significativos de un ANOVA de medidas repetidas de las proporciones de ensayos clasificados de 5 (bloques de tres sesiones)  $\times$  11 (tiempos  $T$ ):

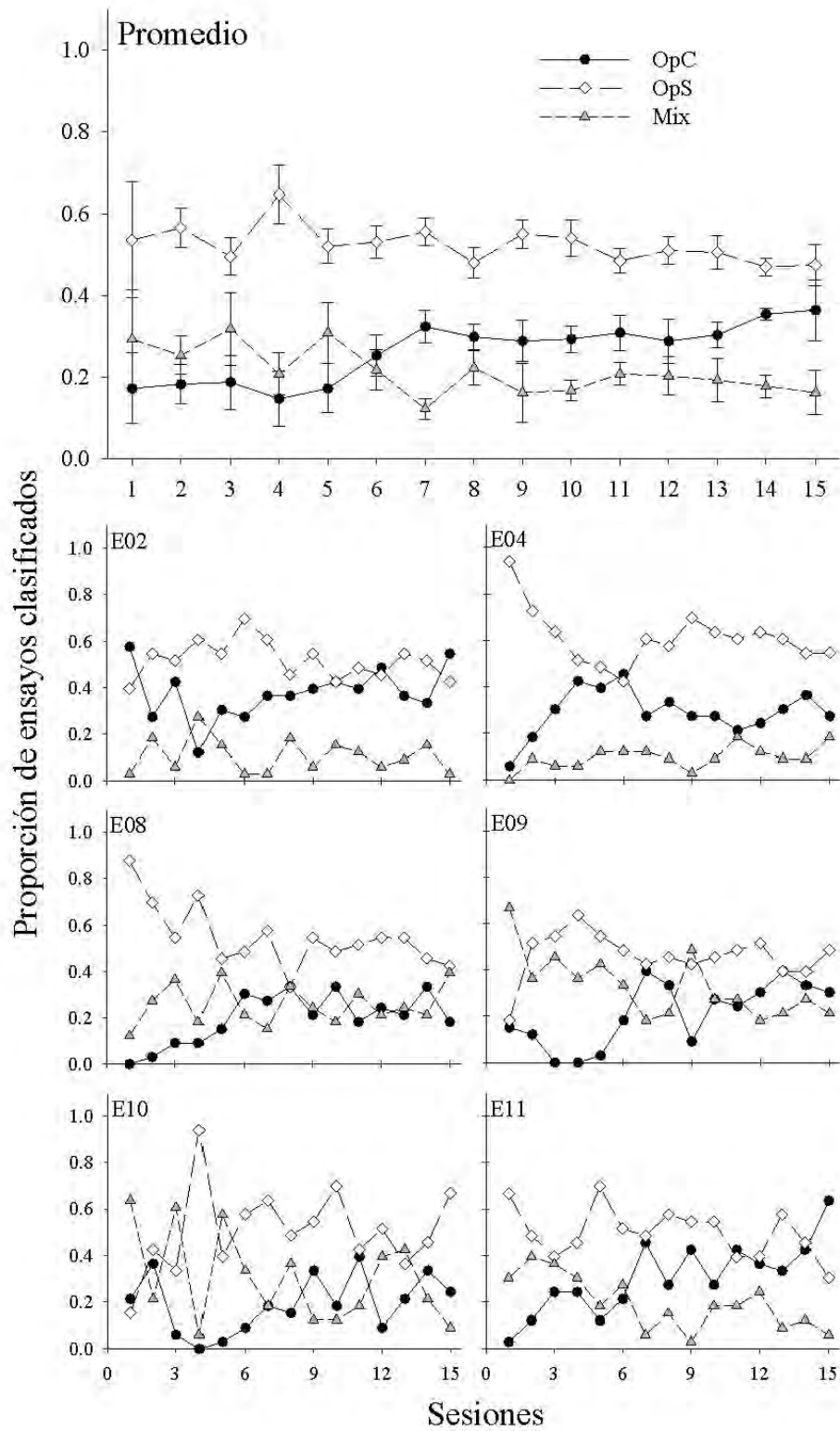


Figura 23. Distribución de la clasificación de los ensayos de elección a lo largo de las sesiones de prueba. Las barras verticales representan un error estándar. Véase el texto para detalles sobre cómo se hizo la clasificación.

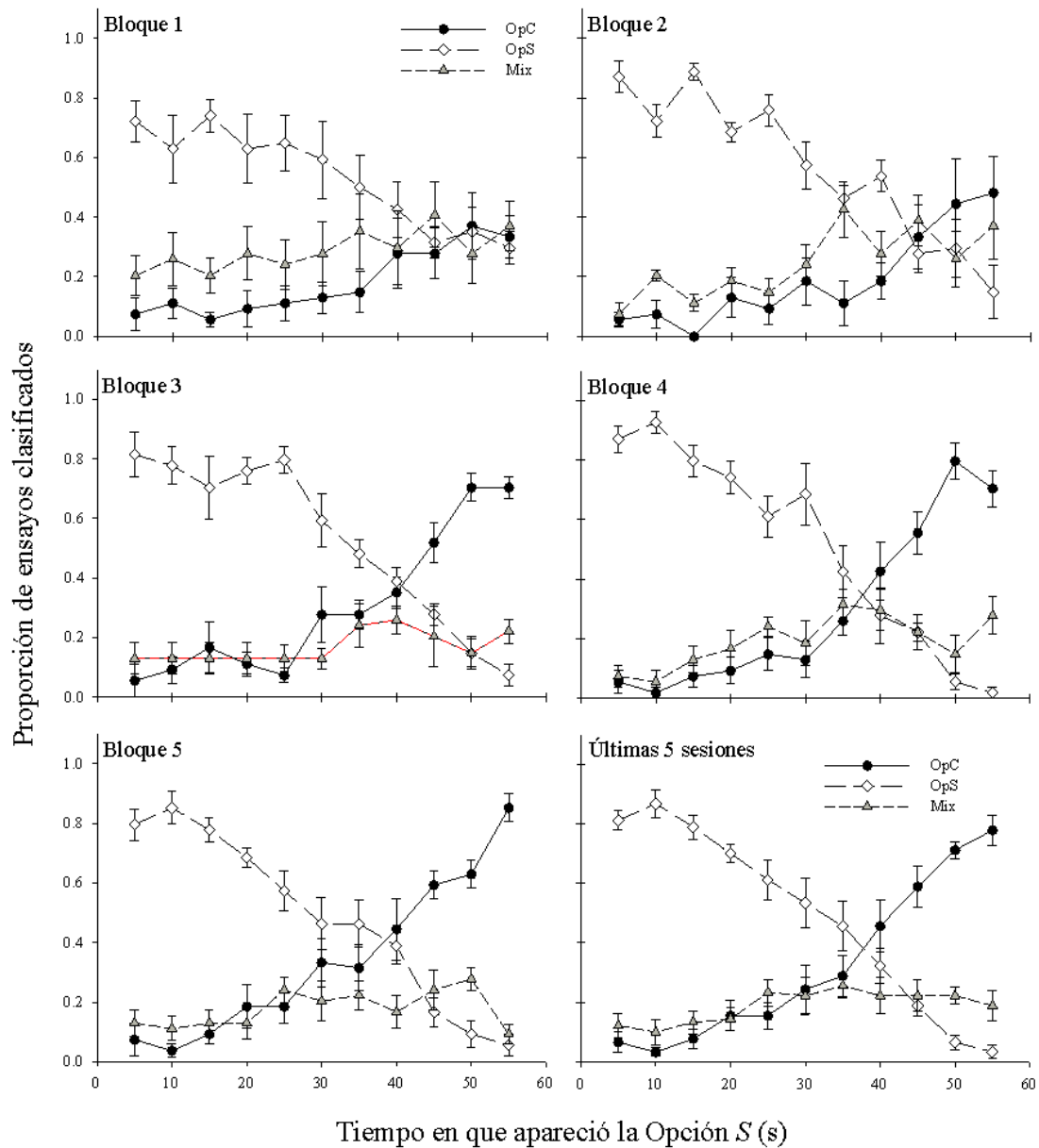


Figura 24. Distribución de la clasificación de los ensayos de elección en función del tiempo en que apareció la opción S en los ensayos de elección del grupo control. La distribución se presenta por bloques de tres sesiones así como en las últimas cinco sesiones. Las barras verticales representan un error estándar de la media.

- 1) El efecto de interacción en la proporción de ensayos “de comparación” sugiere que su aumento en función del tiempo transcurrido se hizo más marcado con el paso de las sesiones.

Tabla 2. Efectos estadísticamente significativos en la clasificación de ensayos del grupo control.

| Tipo de ensayo   | Efecto                  | $F^*$ | GL      |
|------------------|-------------------------|-------|---------|
| "De comparación" | Tiempo transcurrido (s) | 87.78 | 10, 50  |
|                  | Bloque                  | 4.54  | 4, 20   |
|                  | Tiempo*Bloque           | 2.36  | 40, 200 |
| "Estándar"       | Tiempo transcurrido (s) | 59.85 | 10, 50  |
|                  | Tiempo*Bloque           | 2.32  | 40, 200 |
| "Mixto"          | Tiempo transcurrido (s) | 7.03  | 10, 50  |

\*  $p < 0.05$

- 2) El efecto de interacción en la proporción de ensayos “estándar” sugiere que su disminución en función del tiempo transcurrido se hizo aún menos con el paso de las sesiones.
- 3) El efecto del tiempo transcurrido en la proporción de ensayos “mixtos” sugiere que ésta solo cambió en función del momento en que aparece la opción *S* pero que este patrón se mantuvo constante a lo largo de las sesiones.

*¿Se puede reducir el sesgo hacia la opción C?*

La Figura 25 muestra la proporción de veces que los sujetos escogieron la opción *C* en la primera respuesta emitida tras la aparición de la opción *S* en ambos grupos. En el grupo control, el promedio es representativo de la ejecución de los individuos: en todos los sujetos la preferencia por la opción *C* aumentó en función del momento en que aparecía la opción *S*, pero dicha preferencia aumenta poco durante los primeros 30 s.

Por otra parte, en el grupo sin sesgo el promedio es representativo de cuatro sujetos cuya ejecución es parecida a los sujetos del grupo control: la preferencia por la opción *C* aumenta en función del tiempo en que aparece la opción *S*, y dicha preferencia aumenta de forma más gradual que en el grupo control.

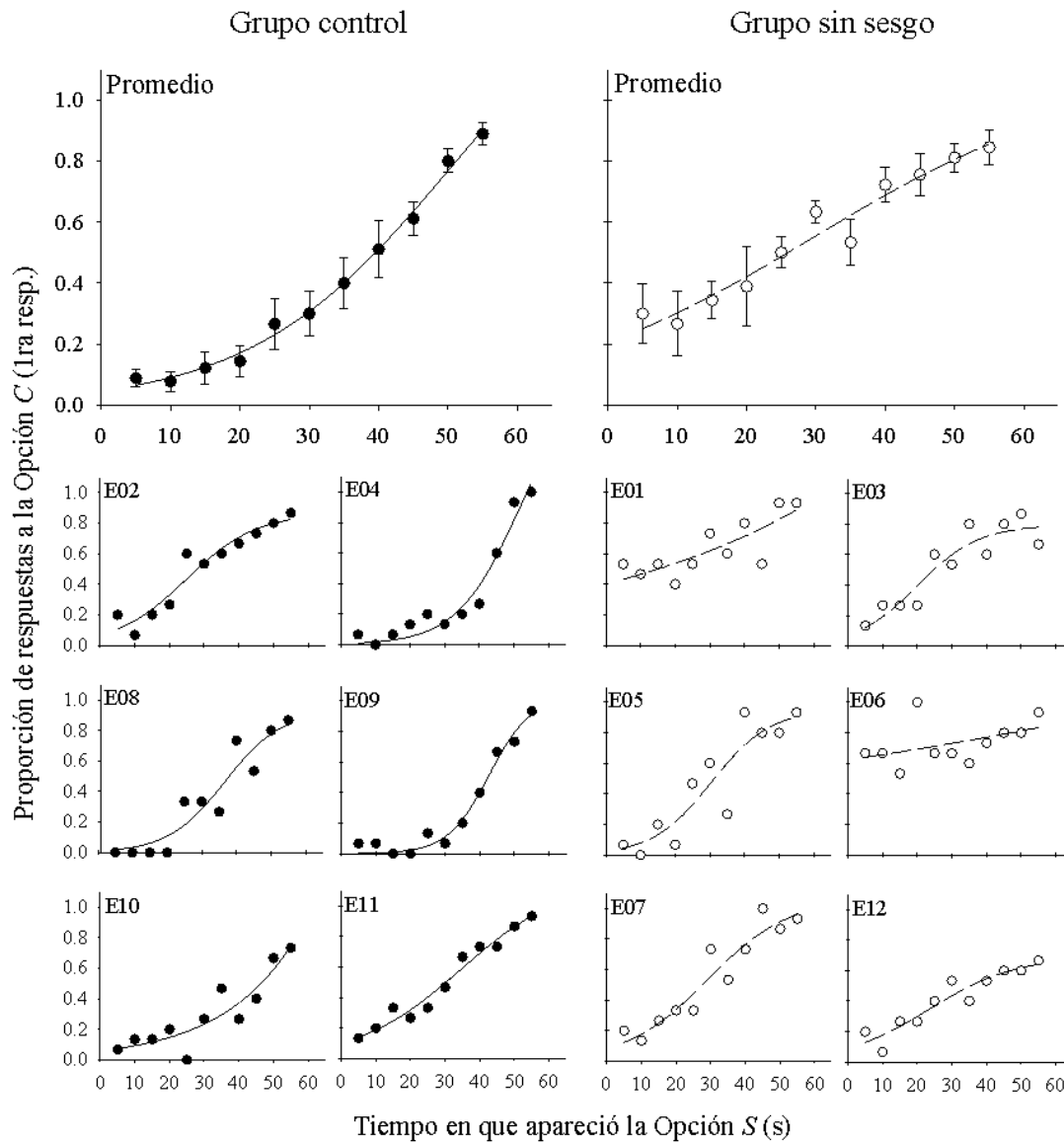


Figura 25. Proporción de respuestas a la opción C en la primera respuesta después de que aparece la opción S en los ensayos de elección de las últimas cinco sesiones para cada grupo. *Paneles izquierdos*: datos del grupo control. *Paneles derechos*: datos del grupo sin sesgo. Las barras verticales representan un error estándar de la media. Las líneas de tendencia son las de mejor ajuste de la función sigmoidea de tres parámetros.

Sin embargo, los dos sujetos restantes prefirieron con mayor frecuencia la opción C incluso para tiempos  $T$  tan bajos como 5 s, lo cual resultó en funciones sigmoideas más planas que en los otros cuatro sujetos. Cuando se promedian los datos de estos dos sujetos

con los cuatro restantes, el resultado es que  $p(\text{OpC})$  tiene valores más altos que en el grupo control para tiempos  $T$  de 20 s o menos y, por tanto, una función sigmoidea más plana que en el grupo control.

A partir de los parámetros de ajuste obtenidos se calcularon los puntos de indiferencia de cada sujeto, con excepción del sujeto E06 del grupo sin sesgo<sup>2</sup>. El promedio de los puntos de indiferencia para el grupo control es estadísticamente diferente de 30 s ( $M = 37.99$ ,  $S.E.M. = 3.02$ ;  $t_{(5)} = 2.64$ ,  $p = 0.046$ ), pero no lo es para el grupo sin sesgo ( $M = 26.83$ ,  $S.E.M. = 3.45$ ;  $t_{(4)} = -0.92$ ,  $p = 0.41$ ). La ubicación de los puntos de indiferencia para ambos grupos sugiere que el grupo sin sesgo es indiferente cuando  $T = 30$  s, pero el grupo control desarrolló un sesgo hacia la opción estándar puesto que la indiferencia se encuentra por encima de  $T = 30$  s.

La Figura 26 muestra los valores promedio de los puntos de indiferencia por bloques de 3 sesiones, junto con los promedios de las últimas 5 sesiones para ambos grupos. Con excepción del bloque 2 (sesiones 4 a 6), pareciera que los valores de los puntos de indiferencia no varían a lo largo de las sesiones en el grupo control. En cambio, en el grupo sin sesgo los puntos de indiferencia van aumentando con el paso de las sesiones hasta que llegan cerca de 30 s.

La Tabla 3 muestra que seis de los 10 puntos mostrados en la Figura 26 son estadísticamente diferentes de 30 s: los bloques de las sesiones 4 a 12 del grupo control, y los bloques de las primeras 9 sesiones del grupo sin sesgo. Un ANOVA mixto<sup>3</sup> de 2 (grupos)  $\times$  5 (bloques de tres sesiones) reveló un efecto del grupo ( $F_{(1,10)} = 26.38$ ,  $p < 0.05$ ) y, más aún, un efecto de interacción entre grupo y bloques ( $F_{(4,40)} = 3.69$ ,  $p < 0.05$ ). Un análisis de contrastes muestra que esto se debe a que en el grupo sin sesgo los puntos de indiferencia fueron aumentando con el paso de las sesiones ( $F_{(1,10)} = 8.12$ ,  $p < 0.05$ ) pero no así para el grupo control ( $F_{(1,10)} = 0.004$ ,  $p = 0.95$ ).

---

<sup>2</sup> Esto se debe a que, como se puede observar en la Figura 6, ningún valor de la función ajustada a los datos del sujeto E06 es menor a 0.6 para ningún tiempo  $T$ .

<sup>3</sup> Para poder realizar el ANOVA se tuvo que imputar 1 de los 60 puntos de indiferencia calculados, específicamente el punto del bloque 5 del sujeto E06, puesto que  $p(\text{OpC}) > 0.5$  para todo tiempo  $T$ .



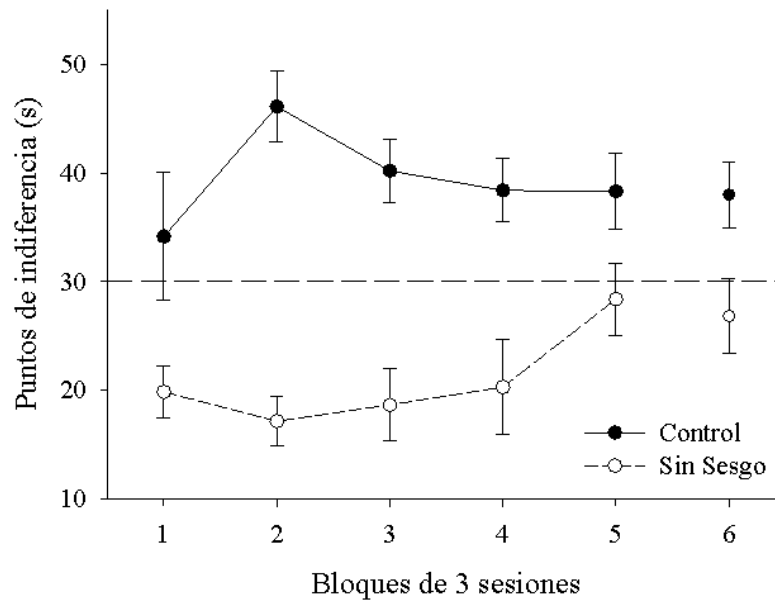


Figura 26. Promedio de los puntos de indiferencia de ambos grupos por bloques de tres sesiones de ensayos de elección (1-5). También se muestran los promedios de las últimas 5 sesiones (en 6). Las barras verticales representan un error estándar. La línea horizontal representa la indiferencia predicha por la hipótesis lineal cuando  $C = 60$  s y  $S = 30$  s.

Tabla 3. Promedio por bloque de los puntos de indiferencia estadísticamente distintos de 30 s.

| Grupo     | Bloque | Media   | S.E.M.  | $t_{(5)}$ | $p$    |
|-----------|--------|---------|---------|-----------|--------|
| Control   | 2      | 46.0940 | 3.22652 | 4.9880    | 0.0041 |
|           | 3      | 40.1862 | 2.92517 | 3.4823    | 0.0176 |
|           | 4      | 38.3840 | 2.89314 | 2.8978    | 0.0339 |
| Sin sesgo | 1      | 19.8618 | 2.37298 | -4.2724   | 0.0079 |
|           | 2      | 17.1739 | 2.30868 | -5.5556   | 0.0026 |
|           | 3      | 18.6669 | 3.29411 | -3.4404   | 0.0184 |

### *Variabilidad alrededor de la indiferencia*

La Figura 27 muestra la proporción de veces que los sujetos escogieron la opción  $C$  en la primera respuesta emitida tras la aparición de la opción  $S$  en ambos grupos para las últimas cinco sesiones de todos los valores entrenados en la opción  $S$ , junto con las curvas sigmoideas de mejor ajuste<sup>4</sup>. Primero considérese la primera respuesta cuando aparece la opción  $S$  en el grupo control: por una parte los resultados sugieren que entre mayor es el valor de  $S$  entrenado más hacia la izquierda se desplaza la función sigmoidea, con la excepción de  $S = 50$  s, en la cual la tendencia se revierte pues la función sigmoidea se desplaza a la derecha con respecto a  $S = 45$  s; por otro lado, nótese también que la forma sigmoidea de la función de mejor ajuste se pierde de forma que ésta se aplana y eleva conforme aumenta el valor de  $S$ .

En el grupo sin sesgo los resultados también sugieren que las funciones sigmoideas se desplazan hacia la izquierda conforme aumenta el valor de  $S$  y, en general, estas funciones tienen menor pendiente y mayor elevación que las funciones generadas por el grupo control; con solo una excepción, a saber,  $S = 45$  s, donde en el panel (a) la función del grupo sin sesgo tiene mayor pendiente y en el panel (b) ésta tiene menor elevación que la función de la primera respuesta del grupo control.

A partir de los parámetros de mejor ajuste en todos los valores de  $S$  entrenados se determinaron puntos de indiferencia, umbrales diferenciales y razones de Weber en ambos grupos, los cuales se presentan gráficamente en la Figura 28. Para explorar la concordancia entre los parámetros obtenidos y las hipótesis lineal y logarítmica, se hicieron análisis de regresión lineal entre los valores obtenidos y  $C - S$ , y los resultados de los análisis de regresión se presentan en la Tabla 4<sup>5</sup>.

---

<sup>4</sup> Para  $S = 25, 35, 45$  y  $55$  se presentan dos paneles (a y b) debido a que dos ratas de un mismo grupo fueron entrenadas en esa condición, por lo cual se comparan por separado las dos ratas de ese grupo con su análogo en el grupo opuesto.

<sup>5</sup> Como podrá observarse en la Figura 27, no todos los valores entrenados en la opción  $S$  generaron ajustes que permitan calcular puntos de indiferencia, umbrales diferenciales ni razones de Weber. En específico, no fue posible calcular parámetros para  $S = 55$  s en la primera respuesta del grupo control, y para  $S = 5, 10, 50$  y  $55$  s en el grupo sin sesgo. Los análisis de regresión se hicieron con el resto de los parámetros calculables.

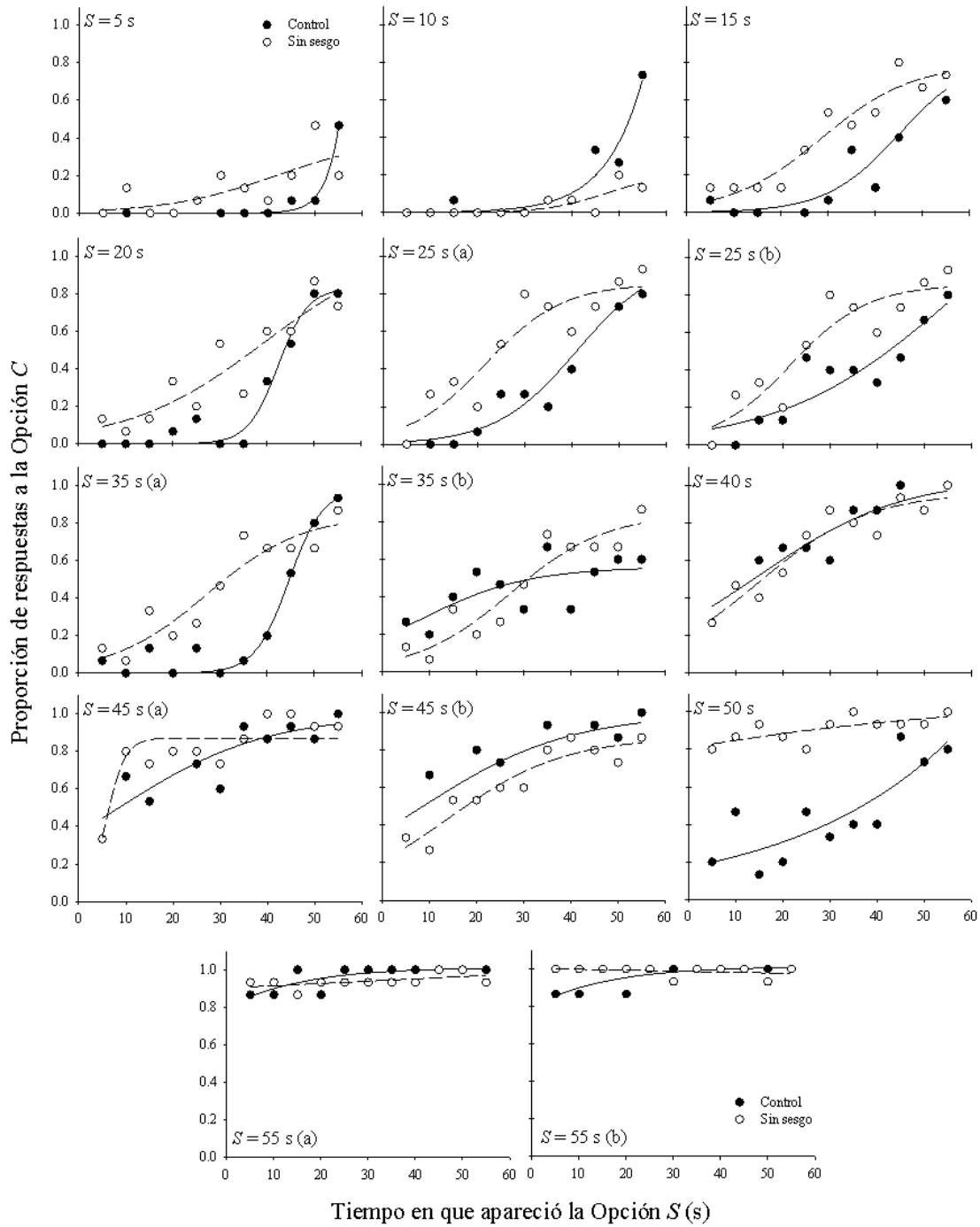


Figura 27. Proporción de respuestas a la opción C después de que aparece la opción S en los ensayos de elección de las últimas cinco sesiones para cada grupo y para todos los valores entrenados en la opción estándar.

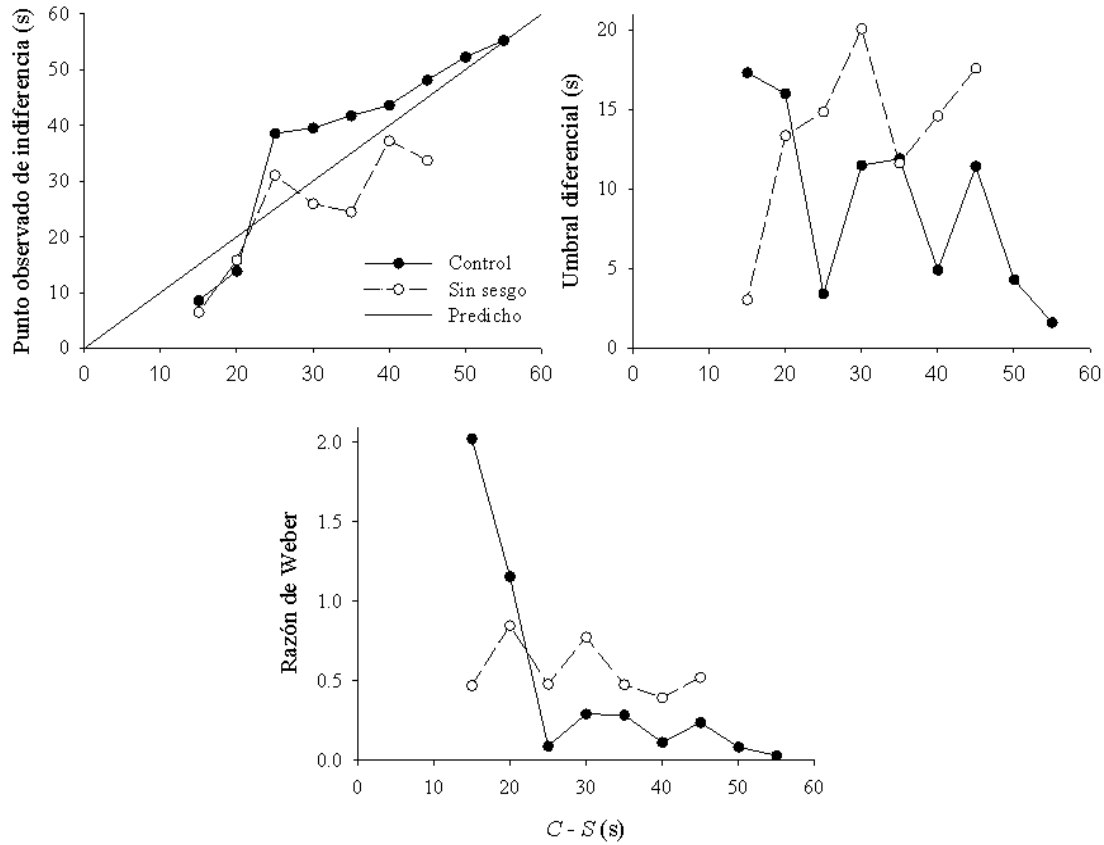


Figura 28. Puntos de indiferencia (panel superior izquierdo), umbrales diferenciales (panel superior derecho) y razones de Weber (panel inferior) calculados a partir de los parámetros de mejor ajuste de la función sigmoidea. La línea continua representa la indiferencia esperada.

En primer lugar los análisis muestran que los puntos de indiferencia aumentan proporcionalmente conforme aumenta la indiferencia predicha ( $C - S$ ): 1) los valores  $y_0$  de ordenada al origen no son estadísticamente diferentes de cero en ambos grupos, 2) las pendientes  $b$  obtenidas son estadísticamente distintas de cero pero la pendiente para el grupo control es más cercana a 1.0 que la del grupo sin sesgo. También se ajustó un modelo en el que se asumió una ordenada al origen de cero y pendiente de uno para  $C - S$ , el cual es una prueba de lo estrictamente asumido por la hipótesis lineal, pero al comparar la proporción de varianza explicada ( $R^2$ ) por los modelos de regresión se observa que la hipótesis lineal estricta explica menos varianza que los modelos con parámetros libres.

Tabla 4. Resultados de los análisis de regresión sobre los parámetros calculados.

| Parámetro              | Grupo     | Media<br>(S.E.M.) | $y = b(C - S) + y_0$         |                      |              |       |                   |
|------------------------|-----------|-------------------|------------------------------|----------------------|--------------|-------|-------------------|
|                        |           |                   | Intercepto<br>( $y_0$ )      | Pendiente<br>( $b$ ) | $F$ (GL)     | $R^2$ | $R^2$ ( $y=C-S$ ) |
| Puntos de indiferencia | Control   | 37.85 (4.83)      | 0.02                         | 1.08*                | 39.38* (1,7) | 0.84  | 0.79              |
|                        | Sin sesgo | 24.96 (4.06)      | -0.35                        | 0.84*                | 12.87* (1,5) | 0.72  | 0.44              |
| Umbral diferencial     | Control   | 10.14 (1.97)      | 19.47*                       | -0.29                | 6.89* (1,7)  | 0.50  |                   |
|                        | Sin sesgo | 13.59 (2.05)      | 4.40                         | 0.31                 | 2.99* (1,5)  | 0.37  |                   |
| Razón de Weber         |           |                   | $y = a \cdot \exp[b(C - S)]$ |                      |              |       |                   |
|                        |           |                   | $a$                          | $b$                  | $F$ (GL)     | $R^2$ |                   |
|                        | Control   | 0.48 (0.20)       | 18.76                        | 0.15*                | 87.84* (1,7) | 0.93  |                   |
|                        | Sin sesgo | 0.57 (0.07)       | 0.74                         | 0.01                 | 0.60 (1,5)   | 0.11  |                   |

\*  $p < 0.05$

En segundo lugar, los análisis muestran que los umbrales diferenciales del grupo control varían, y en específico disminuyen, conforme aumenta la indiferencia predicha, esto según el valor de pendiente de las rectas de regresión. Mientras que para el grupo sin sesgo los ajustes de regresión no revelan ninguna tendencia estadísticamente significativa. Al comparar la proporción  $R^2$  de varianza explicada por los modelos de regresión se observa que la proporción de varianza explicada es muy baja para ambos supuestos, lo cual es reflejo de la variabilidad en los datos.

Y en tercer lugar, dada la forma de las predicciones sobre la razón de Weber (véase la Figura 19D), se hizo un análisis de regresión de decaimiento exponencial en las razones de Weber obtenidas. Este análisis fue estadísticamente significativo para el grupo control, lo cual significa que la razón de Weber disminuyó conforme aumenta la indiferencia predicha. El análisis de regresión en el grupo sin sesgo no fue estadísticamente significativo, lo cual sugiere que la razón de Weber se mantuvo aproximadamente constante para todos los valores entrenados en la opción  $S$  en este grupo.

## Discusión

Con el propósito de estudiar la forma de la función psicofísica del tiempo, en este experimento *time-left* se entrenaron diferentes condiciones para las cuales se predijeran diferentes puntos de indiferencia, y así también obtener diferentes umbrales diferenciales como medida de variabilidad alrededor de la indiferencia. La Figura 19 muestra que, a pesar de que las funciones lineal y logarítmica predicen puntos de indiferencia similares, cada una predice umbrales diferenciales distintos. Además, con el propósito de reducir experimentalmente el sesgo que se ha reportado hacia la opción de comparación  $C$ , se implementó una variante del procedimiento original en la cual sólo se permitía una única respuesta en el tiempo  $T$  de elección en el cuál aparecía la opción estándar  $S$ .

En primer lugar, los resultados del grupo control muestran que, para  $C = 60$  s y  $S = 30$  s, la preferencia por la opción  $C$  no se mantiene constante en los ensayos de elección cuando se presenta la opción  $S$ : aún cuando la Tabla 1 muestra pendientes promedio estadísticamente similares a cero, la Figura 20 muestra diferentes tendencias entre un sujeto y otro, e incluso dentro de un mismo sujeto. Por ejemplo, los datos del sujeto E08 parecen concordar más con el análisis de Gibbon & Church (1981) sobre la función logarítmica, esto debido a la (aparente) disminución en la preferencia por la opción  $C$  conforme transcurre el tiempo en el ensayo de elección; mientras que los datos del sujeto E02 parecen concordar más con el análisis de la función lineal debido a que su preferencia por  $C$  parece mantenerse constante conforme pasa el tiempo. Debido a que no hay una tendencia consistente entre sujetos cuando se analiza la preferencia por la opción  $C$  en función del tiempo transcurrido en el ensayo, no se puede establecer una conclusión firme sobre la forma de la función psicofísica del tiempo.

No obstante, si se promedia la proporción de respuestas a la opción  $C$  para obtener un índice de preferencia global, se puede poner a prueba una demostración fuerte de la forma lineal del tiempo estimado: simetría alrededor de la indiferencia. Hay que recordar que esto significa que si dos tiempos  $T$  difieren de la indiferencia por la misma cantidad (ecuación 5.1), entonces la preferencia global por la opción  $C$  en dichos tiempos  $T$  también debe alejarse de la indiferencia por la misma cantidad (ecuación 5.2), tal como lo ilustra la

distancia vertical entre una línea y la siguiente en el panel superior derecho de la Figura 15. La preferencia global de la Figura 21 se usó para poner a prueba la simetría alrededor de la indiferencia. Según Gibbon & Church (1981), todos los puntos deben caer en la línea continua, pero la Figura 21 muestra que esto no es así. Esta falta de simetría no concuerda con la hipótesis lineal de la estimación del tiempo. Ahora bien, en ningún reporte previo que haya empleado el procedimiento *time-left* se ha hecho predicción alguna sobre simetría (o algún tipo de asimetría) para la función logarítmica, pero si se aplica la misma lógica sobre la diferencia en los tiempos estimados hacia el reforzador entre las opciones *C* y *S*, se puede generar una predicción aproximada para la función logarítmica:

Considérese de nuevo los tiempos estimados hacia el reforzador en los paneles inferiores de la Figura 15; se puede observar que, conforme el tiempo *T* de aparición de la opción *S* aumenta, la diferencia en el tiempo estimado entre *C* y *S* (es decir, la distancia vertical entre *C* y *S*) también aumenta. Nótese que, conforme esa diferencia tiende a 30, la preferencia por la opción *C* debe tender a 1.0, por lo que se puede usar una función logística de la forma  $y = 1/[1 + \exp(-\beta x)]$  para mapear la diferencia en tiempo estimado entre *C* y *S* hacia una preferencia por *C*. Tomando en cuenta que de la ecuación (4.2) se predice indiferencia cuando  $T = 2$  s para la función logarítmica, el organismo debe entonces preferir la opción *C* para cualquier tiempo  $T > 2$  s.

La Figura 29 muestra la preferencia global por la opción *C* en función del tiempo *T* en que puede aparecer la opción *S*, y para diferentes valores de  $\beta$ . Aunque el grado de asimetría depende del valor de  $\beta$  del mapeo logístico, todas las gráficas tienen una forma asimétrica similar (relativo a lo predicho por la hipótesis lineal, que también se muestra en la Figura 29). Si se comparan los datos de la Figura 21 con estas predicciones, se puede observar que los datos del sujeto E11 parecen concordar parcialmente, pero no así con los demás. De hecho, los datos de los sujetos E04 y E09 parecen mostrar una tendencia opuesta, es decir, una tendencia convexa en vez de cóncava. Por lo tanto, se puede concluir que la preferencia global por la opción *C* concuerda más con lo predicho por la hipótesis lineal que por la logarítmica, pero sólo parcialmente y no para todos los sujetos.

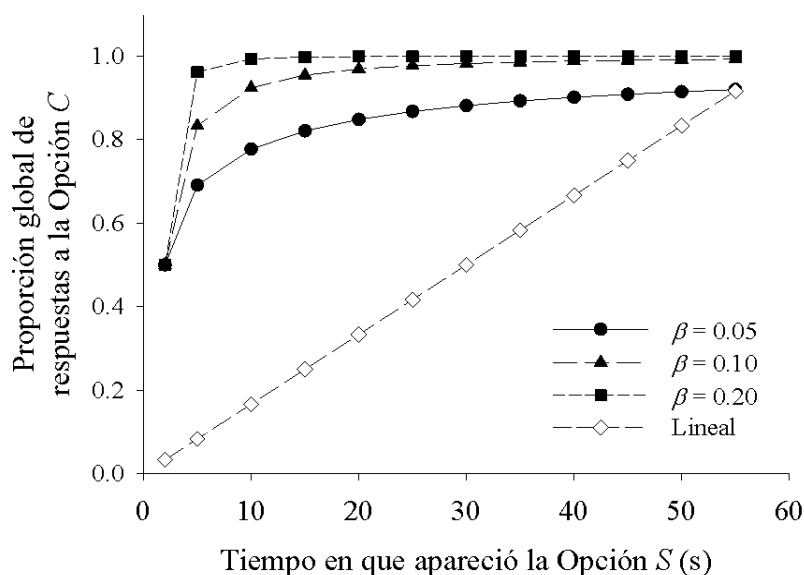


Figura 29. Preferencia global por la opción C según el mapeo logístico para la hipótesis logarítmica. También se muestra la predicción de simetría hecha por la hipótesis lineal para propósitos de comparación.

Como se mencionó en las críticas al procedimiento *time-left*, Meijering & van Rijn (2009) han sugerido que el organismo puede resolver la tarea que demanda el procedimiento *time-left* por medio de simplemente esperar hasta un tiempo mínimo antes de cambiar de la opción S a la opción C de modo que no sea necesario regresar a S. Sin embargo, los datos de la Figura 22 muestran que esta estrategia es poco plausible porque el número de alternancias indica que el organismo en promedio cambiaba una o dos veces de una opción a la otra, y dichos cambios podían ser de la opción C a la S, no sólo al revés. Esto sugiere que los sujetos de este experimento tampoco emplearon la estrategia de esperar un tiempo mínimo, replicando la conclusión de Meijering & van Rijn.

Considerando que los sujetos raramente alternaban entre opciones durante los ensayos de elección, y siguiendo a Machado & Vasconcelos (2006), una segunda forma de determinar la preferencia por alguna de las opciones era clasificando los ensayos según la distribución de las respuestas: si 80% de las respuestas (o más) se daban en la opción C entonces se clasificaba ese ensayo como ensayo “de comparación”, y de la misma forma para la opción S. Los datos de las Figuras 23 y 24 muestran que la distribución de ensayos



clasificados cambió con el paso de las sesiones de prueba. Por una parte, en los seis sujetos se observa que la proporción de ensayos “de comparación” aumenta con el paso de las sesiones, pero para cinco de los seis sujetos dicha proporción inicia en valores tan bajos como 0.2 (según la Figura 23) durante las primeras sesiones. Esto podría sugerir que, en esas primeras sesiones, los sujetos tienen un sesgo a NO escoger la opción de comparación, y que los sujetos aprenden a escogerla más frecuentemente con el paso de las sesiones de prueba. Esta idea de aprendizaje durante la prueba es similar a lo reportado por Machado & Vasconcelos, quienes también encontraron efectos de aprendizaje en la opción de comparación.

Más aún, este aumento en la proporción de ensayos “de comparación” se da para los tiempos  $T$  más largos según la Figura 24. Y complementario a este dato, la proporción de ensayos clasificados como “estándar” disminuye conforme aumenta  $T$ . Nótese que, en las primeras tres sesiones de prueba (correspondientes al bloque 1 de la Figura 24), la proporción de ensayos “estándar” es la misma que la de ensayos “de comparación” y de “mixtos” para  $T \geq 40$  s, sugiriendo que los sujetos tenían incertidumbre sobre qué opción imponía el tiempo al reforzador más largo. Este aprendizaje se tuvo que dar a lo largo de las sesiones de prueba, lo cual se refleja en que las tendencias creciente de la proporción de ensayos “de comparación”, y decreciente de la proporción de ensayos “estándar” con respecto a  $T$ , se desarrolló con el paso de las sesiones. Machado & Vasconcelos (2006) encontraron resultados similares y argumentaron que este efecto de aprendizaje de un comportamiento no óptimo a uno óptimo no necesariamente depende del aprendizaje que se pudiera dar durante la fase de entrenamiento; los resultados de Cordes, King & Gallistel (2007) apoyan este argumento pues en su procedimiento no hubo fase de entrenamiento sino que los sujetos desde el principio enfrentaron ensayos de elección. Si Machado & Vasconcelos tienen razón, entonces el análisis teórico presentado por Gibbon & Church (1981) pierde plausibilidad porque parte del supuesto de que el sujeto toma una muestra de la distribución de tiempos almacenados en la memoria, de forma que la preferencia por una opción u otra debería ser la misma en la última sesión de prueba, *así como desde la primera*.

Sin embargo, hay que mencionar que esta crítica está centrada en el proceso de adquisición del comportamiento durante los ensayos de prueba, mas no necesariamente en

la forma de la función psicofísica del tiempo. Es cierto que el análisis teórico de Gibbon & Church (1981) no ofrece un razonamiento sobre cómo se llega a las distribuciones de valores en memoria –pues la teoría de expectancia escalar es una teoría sobre comportamiento en estado estable–, pero si se concede que haya aprendizaje de los tiempos hacia el reforzador en las opciones *C* y *S*, eventualmente se desarrollarán distribuciones en la memoria de estos valores, con los cuales se puede seguir implementando el análisis teórico de Gibbon & Church (1981) para estudiar la función psicofísica del tiempo. Y es interesante observar que, si se hace una extrapolación en los datos de las últimas 5 sesiones de la Figura 24, el punto de indiferencia en el grupo está aproximadamente entre 35 y 40 s. Incluso el análisis de simetría de la Figura 21 muestra algo similar pues el primer punto de cada gráfica mayor a 0.5 es mayor a 30 s. A pesar de que en el grupo control se replicaron las contingencias del experimento original de Gibbon & Church (1981), no se pudo encontrar un punto de indiferencia similar al de Gibbon & Church, sino que se observó un sesgo. Incluso atendiendo al análisis de Preston (1994) y analizando solamente la primera respuesta de cada ensayo de elección, se observa un ligero sesgo hacia la opción estándar, lo cual concuerda con lo reportado por Brunner, Gibbon & Fairhurst (1994).

La inconsistencia en la dirección del sesgo observado entre reportes previos y los resultados de este experimento dan mayor sustento al argumento de Cerutti & Staddon (2004) de que *time-left* no es el mejor procedimiento para demostrar el tipo de proceso de sustracción que se postula que ocurre. No obstante, la ubicación del punto de indiferencia para el grupo sin sesgo (cuando  $T = 30$  s), parece sugerir que restringir experimentalmente la elección a solamente una respuesta única puede reducir dicho sesgo, dando sustento a lo sugerido por Preston (1994), y en concordancia con estudios previos cuyas contingencias también restringen la elección a una respuesta (Al-Ruwaitea, Chiang, Al-Zahrani, Ho, Bradshaw & Szabadi, 1999; Cordes, King & Gallistel, 2007; Wearden (2002)). Incluso la variabilidad entre sujetos del grupo sin sesgo también tiene un precedente, pues los resultados de Cordes, King & Gallistel (2007) también muestran diferencias individuales. Común a ambos grupos es el hecho de que en ambos se observaron puntos de indiferencia más próximos a lo predicho por Gibbon & Church (1981) para la hipótesis lineal (30 s) que para lo predicho por la hipótesis logarítmica (2 s).

En el mismo orden de ideas, también se analizó la relación entre los puntos de indiferencia observados y los predichos. La hipótesis lineal en su forma estricta asume una relación lineal con intercepto de 0.0 y pendiente de 1.0, lo cual captura la preferencia sin sesgo. Pero la proporción de varianza explicada de este análisis de regresión sugiere que la hipótesis lineal estricta no se ajusta bien a los datos si se compara con un análisis cuya pendiente e intercepto son parámetros libres; esto es una pista de que no se eliminó por completo el sesgo. Sin embargo, la pendiente de los puntos de indiferencia en el grupo control es muy cercana a 1.0, lo cual es otra evidencia de que la primera respuesta es una medida con menor grado de sesgo, consistente una vez más con el análisis de Preston (1994). Mientras que los puntos de indiferencia del grupo sin sesgo generaron un ajuste de regresión que se aproximó a la indiferencia esperada: también generaron un ajuste lineal con intercepto estadísticamente indistinto de 0.0 y pendiente cercana a 1.0. Por tanto, esto es otra evidencia de que es posible reducir experimentalmente el sesgo restringiendo la elección a una respuesta única.

Ahora bien, uno de los propósitos de este experimento fue poner a prueba la relación entre la variabilidad y la indiferencia. Jozefowicz & Machado (2013), y Jozefowicz, Staddon & Cerutti (2009) mostraron que un modelo que asume estimación logarítmica del tiempo y varianza constante también es capaz de predecir puntos de indiferencia similares a los predichos por Gibbon & Church (1981) para la forma lineal, lo cual implica que la sola observación de los valores de los puntos de indiferencia es insuficiente para determinar la forma en que el tiempo estimado se relaciona con el tiempo real. Pero como muestra la Figura 19, la variabilidad alrededor de la indiferencia puede aportar mayor información al respecto: si el análisis de regresión en los umbrales diferenciales revela una pendiente estadísticamente negativa, se podría argumentar que la estimación del tiempo es lineal como lo predice un modelo que asume estimación lineal como SET (véase Gibbon & Church, 1981), o bien logarítmica si se encuentra una pendiente estadísticamente positiva en el análisis de regresión tal cual predice un modelo que asume estimación logarítmica como BEM (Jozefowicz et al., 2009). Aunque las proporciones de varianza explicada son bajas, se encontró una tendencia estadísticamente decreciente en el grupo control, lo cual es consistente con las predicciones de la hipótesis lineal según SET; pero no se encontró ninguna tendencia en el grupo sin sesgo (pues la

pendiente es estadísticamente indistinta de 0.0), consistente con la hipótesis logarítmica según BEM.

Finalmente, se analizó la relación entre el punto de indiferencia y el umbral diferencial por medio de la razón de Weber. De acuerdo a la hipótesis lineal bajo SET, la razón de Weber debe disminuir conforme la indiferencia esperada aumenta, pero debe ser constante de acuerdo a la hipótesis logarítmica bajo BEM. El ajuste de decaimiento exponencial muestra que los resultados de cada grupo concuerda con una hipótesis diferente, pues parece que la estimación del tiempo fue lineal en el grupo control debido a la tendencia decreciente<sup>6</sup>, pero logarítmica para el grupo sin sesgo dada la falta de ajuste. Dados estos resultados, cabe concluir que se puede estudiar mejor la estimación del tiempo en el procedimiento *time-left* si se emplea y analiza la medida más apropiada, pero considerando que los resultados del grupo sin sesgo –en el que se redujo experimentalmente el sesgo reportado en estudios previos– concuerdan más con lo predicho por la función logarítmica, entonces el procedimiento *time-left* no es tan concluyente respecto a la forma de la función psicofísica del tiempo como algunos estudios han declarado.

---

<sup>6</sup> Sin embargo, hay que hacer notar que el ajuste exponencial decreciente puede estar fuertemente influido por solamente los primeros dos puntos en el panel inferior de la Figura 28, los cuales son el resultado de dos umbrales diferenciales altos y dos puntos de indiferencia bajos.

## Referencias

- Al-Ruwaitea, A. S. A., Chiang, T. -J., Al-Zahrani, S. S. A., Ho, M. -Y., Bradshaw, C. M., & Szabadi, E. (1999). Effect of central 5-hydroxytryptamine depletion on tolerance of delay of reinforcement: evidence from performance on a discrete-trials “time-left” procedure. *Psychopharmacology*, 141, 22–29. doi: 10.1007/s002130050802
- Al-Ruwaitea, A. S. A., Al-Zahrani, S. S. A., Ho, M. -Y., Bradshaw, C. M., & Szabadi, E. (1997). Effect of central 5-hydroxytryptamine depletion on performance in the “time-left” procedure: further evidence for a role of the 5-hydroxytryptaminergic pathways in behavioural “switching”. *Psychopharmacology*, 134, 6179–186. doi: 10.1007/s002130050440
- Allan, L. G. (1983). Magnitude estimation of temporal intervals. *Perception & Psychophysics*, 33, 29–42. doi: 10.3758/BF03205863
- Baese-Berk, M. M., Heffner, C. C., Dilley, L. C., Pitt, M. A., Morrill, T. H., & MacAuley, J. D. (2014). Long-term temporal tracking of speech rate affects spoken-word recognition. *Psychological Science*, 25, 1546–1553. doi: 10.1177/0956797614533705
- Bizo, L. A., Chu, J. Y. M., Sanabria, F., & Killeen, P. R. (2006). The failure of Weber’s law in time perception and production. *Behavioural Processes*, 71, 201–210. doi: 10.1016/j.beproc.2005.11.006
- Brunner, D., Gibbon, J., & Fairhurst, S. (1994). Choice between fixed and variable delays with different reward amounts. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 20, 331–346. doi: 10.1037/0097-7403.20.4.331
- Bush, R. R., & Mosteller, F. (1951). A mathematical model for simple learning. *Psychological Review*, 58, 313–323. doi: 10.1037/h0054388
- Catania, A. C. (1970). Reinforcement schedules and psychophysical judgment: a study of some temporal properties of behavior. En W. N. Schoenfeld (Ed.). *The theory of reinforcement schedules* (pp. 1–42). Nueva York: Appleton-Century-Crofts.
- Cerutti, D. T., & Staddon, J. E. R. (2004). Immediacy versus anticipated delay in the time-left experiment: a test of the cognitive hypothesis. *Journal of Experimental*

- Psychology: Animal Behavior Processes*, 30, 45–57. doi: 10.1037/0097-7403.30.1.45
- Church, R. M., & Deluty, M. Z. (1977). Bisection of temporal intervals. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 3, 216–228. doi: 10.1037/0097-7403.3.3.216
- Church, R. M., Getty, D. J., & Lerner, N. D. (1976). Duration discrimination by rats. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 2, 303–312. doi: 10.1037/0097-7403.2.4.303
- Church, R. M., & Gibbon, J. (1982). Temporal generalization. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 8, 165–186. doi: 10.1037/0097-7403.8.2.165
- Church, R. M., Meck, W. H., & Gibbon, J. (1994). Application of scalar timing theory to individual trials. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 20, 135–155. doi: 10.1037/0097-7403.20.2.135
- Cordes, S., King, A. P., & Gallistel, C. R. (2007). Time-left in the mouse. *Behavioural Processes*, 73, 142–151. doi: 10.1016/j.beproc.2006.10.007
- Crystal, J. D. (2006). Time, place and content. *Comparative Cognition & Behavior Reviews*, 1, 53–76. doi: 10.3819/ccbr.2008.10004
- Crystal, J. D., Church, R. M., & Broadbent, H. A. (1997). Systematic nonlinearities in the memory representation of time. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 23, 267–282. doi: 10.1037/0097-7403.23.3.267
- Dehaene, S. (2001). Subtracting pigeons: logarithmic or linear? *Psychological Science*, 12, 244–246. doi: 10.1111/1467-9280.00343
- Dilley, L. C., & Pitt, M. A. (2010). Altering context speech rate can cause words to appear or disappear. *Psychological Science*, 21, 1664–1670. doi: 10.1177/0956797610384743
- Fetterman, J. G., & Killeen, P. R. (1992). Time discrimination in *Columba Livia* and *Homo Sapiens*. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 18, 80–94. doi: 10.1037/0097-7403.18.1.80

- Gallistel, C. R., Fairhurst, S., & Balsam, P. (2004). The learning curve: implications of a quantitative analysis. *Proceedings of the National Academy of Science*, 101, 13124–13131. doi: 10.1073/pnas.0404965101
- Gescheider, G. A. (1997). *Psychophysics: The Fundamentals*. 3ra edición. Mahwan, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Gibbon, J. (1981a). Two kinds of ambiguity in the study of psychological time. En M. L. Commons & J. A. Nevin (Eds.). *Quantitative Analyses of Behavior: Vol. 1. Discriminative Properties of Reinforcement Schedules* (pp. 157–189). Cambridge, MA: Ballinger.
- Gibbon, J. (1981b). On the form and location of the psychometric bisection function for time. *Journal of Mathematical Psychology*, 24, 58–87. doi: 10.1016/0022-2496(81)90035-3
- Gibbon, J. (1986). The structure of subjective time: how time flies. En G. H. Bower (Ed.). *The Psychology of Learning and Motivation: Advances in Research and Theory* (Vol. 20, pp. 105–135). San Diego, California: Academic Press.
- Gibbon, J. (1991). Origins of scalar timing. *Learning and Motivation*, 22, 3–38. doi: 10.1016/0023-9690(91)90015-Z
- Gibbon, J., & Church, R. M. (1981). Time-left: linear versus logarithmic subjective time. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 7, 87–108. doi: 10.1037/0097-7403.7.2.87
- Gibbon, J., Church, R. M., Fairhurst, S., & Kacelnik, A. (1988). Scalar expectancy theory and choice between delayed rewards. *Psychological Review*, 95, 102–114. doi: 10.1037/0033-295X.95.1.102
- Gibbon, J., Church, R. M., & Meck, W. H. (1984). Scalar timing in memory. En J. Gibbon & L. Allan (Eds.). *Timing and Time Perception* (pp. 52–77). New York: New York Academy of Science. doi: 10.1111/j.1749-6632.1984.tb23417.x
- Gibbon, J., & Fairhurst, S. (1994). Ratio versus difference comparators in choice. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 62, 409–434. doi: 10.1901/jeab.1994.62-409
- Grondin, S., & Laforest, M. (2004). Discriminating the tempo variations of a musical excerpt. *Acoustical Science and Technology*, 25, 159–162. doi: 10.1250/ast.25.159

- Honing, H., & Ladinig, O. (2009). Exposure influences expressive timing judgments in music. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 35, 281–288. doi: 10.1037/a0012732
- Innis, N. K., & Staddon, J. E. R. (1971). Temporal tracking on cyclic-interval reinforcement schedules. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 16, 411–423. doi: 10.1901/jeab.1971.16-411
- Isaacs, R. (2001). The subjective duration of time in the experience of urban places. *Journal of Urban Design*, 6, 109–127. doi: 10.1080/13574800120057809
- Jozefowicz, J., & Machado, A. (2013). On the content of learning in interval timing: representations or associations? *Behavioural Processes*, 86, 68–74. doi: 10.1016/j.beproc.2010.09.006
- Jozefowicz, J., Staddon, J. E. R., & Cerutti, D. T. (2009). The behavioral economics of choice and interval timing. *Psychological Review*, 116, 519–539. doi: 10.1037/a0016171
- Kuch, D. O. (1974). Differentiation of press durations with upper and lower limits on reinforced values. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 22, 275–283. doi: 10.1901/jeab.1974.22-275
- Lejeune, H., & Wearden, J. H. (2006). Scalar properties in animal timing: conformity and violations. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 59, 1875–1908. doi: 10.1080/17470210600784649
- Ludvig, E. A., Balcı, F., & Longpre, K. M. (2008). Timescale dependence in a conditional temporal discrimination procedure. *Behavioural Processes*, 77, 357–363. doi: 10.1016/j.beproc.2007.10.002
- Machado, A., & Vasconcelos, M. (2006). Acquisition versus steady state in the time-left experiment. *Behavioural Processes*, 71, 172–187. doi: 10.1016/j.beproc.2005.11.004
- Malapani, C., & Fairhurst, S. (2002). Scalar timing in animals and humans. *Learning and Motivation*, 33, 156–176. doi: 10.1006/lmot.2001.1105
- Matthews, W. J. (2011). Can we use verbal estimation to dissect the internal clock? Differentiating the effects of pacemaker rate, switch latencies, and judgment processes. *Behavioural Processes*, 86, 68–74. doi: 10.1016/j.beproc.2010.09.006



- McCarthy, D., & Davison, M. (1986). On the discriminability of fixed- from variable-stimulus durations. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 12, 48–58. doi: 10.1037/0097-7403.12.1.48
- Meijering, B., & van Rijn, H. (2009). Experimental and computational analyses of strategy using the time-left task. En N. A. Taatgen & H. van Rijn (Eds.). *Proceedings of the 31st Annual Meeting of the Cognitive Science Society* (pp. 1615–1620). Austin, TX: Cognitive Science Society.
- Orduña, V., Valencia-Torres, L., & Bouzas, A. (2009). DRL performance of spontaneously hypertensive rats: dissociation of timing and inhibition of responses. *Behavioural Brain Research*, 201, 158–165. doi: 10.1016/j.bbr.2009.02.016
- Platt, J. R. (1979). Temporal differentiation and the psychophysics of time. En: M. D Zeiler & P. Harzem (Eds.). *Advances in Analysis of Behaviour, Vol. 1: Reinforcement and the Organization of Behaviour* (pp. 1–29). Nueva York: John Wiley & Sons.
- Platt, J. R., Kuch, D. O., & Bitgood, S. C. (1973). Rats' lever press durations as psychophysical judgments of time. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 19, 239–250. doi: 10.1901/jeab.1973.19-239
- Preston, R. A. (1994). Choice in the time-left procedure and in concurrent chains with a time-left terminal link. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 61, 349–373. doi: 10.1901/jeab.1994.61-349
- Richards, J. B., Sabol, K. E., & Seiden, L. S. (1993). DRL interresponse-time distributions: quantification by peak deviation analysis. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 60, 361–385. doi: 10.1901/jeab.1993.60-345
- Richardson, W. K., & Loughhead, T. E. (1974). Behavior under large values of the differential-reinforcement-of-low-rate schedule. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 22, 121–129. doi: 10.1901/jeab.1974.22-121
- Roberts, S. (1981). Isolation of an internal clock. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 7, 242–268. doi: 10.1037/0097-7403.7.3.242
- Roberts, W. A. (2006). Evidence that pigeons represent both time and number on a logarithmic scale. *Behavioural Processes*, 72, 207–214. doi: 10.1016/j.beproc.2006.03.002

- Sanabria, F., & Killeen, P. R. (2008). Evidence for impulsivity in the Spontaneously Hypertensive rat drawn from complementary response-withholding tasks. *Behavioral and Brain Functions*, 4, 7. doi: 10.1186/1744-9081-4-7
- Schneider, B. A. (1969). A two-state analysis of fixed-interval responding in the pigeon. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 12, 677–687. doi: 10.1901/jeab.1969.12-677
- Staddon, J. E. R., & Higa, J. J. (1999). Time and memory: towards a pacemaker-free theory of interval timing. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 71, 215–251. doi: 10.1901/jeab.1999.71-215
- Stubbs, A. (1968). The discrimination of stimulus duration by pigeons. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 11, 223–238. doi: 10.1901/jeab.1968.11-223
- Temple, W., Scown, J. M., & Foster, T. M. (1995). Changeover delay and concurrent-schedule performance in domestic hens. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 63, 71–95. doi: 10.1901/jeab.1995.63-71
- Vieira de Castro, A. C., & Machado, A. (2010). Prospective timing in pigeons: isolating temporal perception in the time-left procedure. *Behavioural Processes*, 84, 490–499. doi: 10.1016/j.beproc.2010.02.011
- Wearden, J. H. (2002). Traveling in time: a time-left analogue for humans. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 28, 200–208. doi: 10.1037/0097-7403.28.2.200
- Weisman, R., Browlie, L., Olthof, A., Njegovan, M., Sturdy, C., & Mewhort, D. (1999). Timing and classifying brief acoustic stimuli by songbirds and humans. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 25, 139–152. doi: 10.1037/0097-7403.25.2.139
- Yi, L. (2009). Do rats represent time logarithmically or linearly? *Behavioural Processes*, 81, 274–279. doi: 10.1016/j.beproc.2008.10.004
- Zeiler, M. D. (1985). Pure timing in temporal differentiation. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 43, 183–193. doi: 10.1901/jeab.1985.43-183
- Zeiler, M. D., Davies, E. R., & DeCasper, A. J. (1980). Psychophysics of key-peck duration in the pigeon. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 34, 23–33. doi: 10.1901/jeab.1980.34-23