

EFFECTOS DE ORDEN DE PRESENTACIÓN Y RANGOS DE DURACIÓN EN LA TAREA DE GENERALIZACIÓN TEMPORAL EPISÓDICA*

OBSERVATIONS ON CIVIL RELIGION CONCEPT IN THE DEBATE BETWEEN WILLIAM WARBURTON AND JEAN-JACQUES ROUSSEAU

Ezequiel Mikulan^{1,2}, Manuel Bruzzone¹, Manuel Serodio¹, Edinson Muñoz³,
Néstor Singer³, Mariano Sigman⁴, Tristán Bekinschtein⁵,
Adolfo M. García^{1,2,6,**}, Lucas Sedeño^{1,2}, Agustín Ibáñez^{1,2,7,8,9}

¹ Laboratory of Experimental Psychology and Neuroscience (LPEN), Institute of Cognitive and Translational Neuroscience (INCYT), INECO Foundation, Favaloro University, Buenos Aires - Argentina

² National Scientific and Technical Research Council (CONICET), Buenos Aires - Argentina

³ Departamento de Lingüística y Literatura, Facultad de Humanidades, Universidad de Santiago de Chile, Santiago - Chile

⁴ Di Tella University, Buenos Aires - Argentina

⁵ Consciousness and Cognition Lab, Department of Psychology, University of Cambridge - UK

⁶ Faculty of Education, National University of Cuyo (UNCuyo), Mendoza - Argentina

⁷ Universidad Autónoma del Caribe, Barranquilla - Colombia

⁸ Center for Social and Cognitive Neuroscience (CSCN), School of Psychology, Universidad Adolfo Ibáñez, Santiago de Chile - Chile

⁹ Australian Research Council Centre of Excellence in Cognition and its Disorders, Sydney - Australia

Recibido septiembre de 2017/Received September, 2017

Aceptado noviembre de 2017/Accepted November, 2017

RESUMEN

El modelo actual de la tarea de Generalización Temporal Episódica (GTE), donde los participantes juzgan si pares de estímulos auditivos son iguales en duración, predice que los resultados son independientes de la escala y orden de presentación de los estímulos. Para evaluar estas predicciones, se realizaron tres experimentos con duraciones estándar mayores y menores a 1 segundo, considerando el orden de presentación. Las proporciones fueron espaciadas linealmente en los Experimentos 1 y 2 y logarímicamente en el Experimento 3. Se observaron efectos de rango de duración y orden de presentación con ambos esquemas de espaciado. Los resultados de este estudio constituyen el primer reporte de efectos de orden de presentación en la tarea de Generalización Temporal Episódica y demuestran que estudios futuros deberían considerar siempre el rango de duración, número de ensayos y orden de presentación como factores cruciales que modulan el desempeño.

Palabras Clave: Procesamiento temporal, generalización temporal episódica, rango de duración.

* Este trabajo surge como traducción actualizada del siguiente artículo: Mikulan, E., Bruzzone, M., Serodio, M., Sigman, M., Bekinschtein, T., García, A. M., & Ibáñez, A. (2017). Time-order-errors and duration ranges in the Episodic Temporal Generalization task. *Sci Rep*, 7, 2643. doi:10.1038/s41598-017-02386-9. La investigación fue apoyada por fondos de CONICET, CONICYT/FONDECYT Regular (1170010), FONDAPE (15150012), Proyectos Basales (USA 1498), Universidad de Santiago de Chile y la Fundación INECO.

** Autor correspondiente / Corresponding author: adolfomartingarcia@gmail.com

ABSTRACT

The current model of the Episodic Temporal Generalization task, where subjects have to judge whether pairs of auditory stimuli are equal in duration, predicts that results are scale-free and unaffected by the presentation order of the stimuli. To test these predictions, we conducted three experiments assessing sub- and supra-second standards and taking presentation order into account. Proportions were spaced linearly in Experiments 1 and 2 and logarithmically in Experiment 3. Critically, we found effects of duration range and presentation order with both spacing schemes. Our results constitute the first report of presentation order effects in the Episodic Temporal Generalization task and demonstrate that future studies should always consider duration range, number of trials and presentation order as crucial factors modulating performance.

Key Words: Temporal processing, episodic temporal generalization, duration range.

Introducción

El tiempo ha sido un asunto de debate álgido en varias disciplinas (Buccheri, Saniga, Stuckey, & North Atlantic Treaty Organization. Scientific Affairs Division, 2003). Para las neurociencias, no sólo constituye un tema importante en sí mismo (Eagleman, 2005), sino que también atraviesa otras áreas de investigación fundamentales de la disciplina, tales como la conciencia (Dennett & Kinsbourne, 1992), el control motor (Berret & Jean, 2016), la memoria (Buzsaki, 2013), la inteligencia artificial (Chittaro & Montanari, 2000) y la dinámica neuronal (Johnson, Goel, & Buonomano, 2010). Del mismo modo, el estudio de anomalías temporales es esencial para la investigación de patologías como la enfermedad de Parkinson o la esquizofrenia (Allman & Meck, 2012). En síntesis, comprender la percepción del tiempo y su base neural es fundamental para las neurociencias contemporáneas (Finnerty, Shadlen, Jazayeri, Nobre, & Buonomano, 2015).

A pesar de que se han propuestos muchos modelos y teorías relevantes (Ivry & Schlerf, 2008), algunas preguntas básicas siguen sin respuesta. Aquí abordamos una de ellas: *¿Es igual la percepción temporal en diferentes escalas?*

Múltiples estudios han abordado este problema basándose en una distinción entre duraciones mayores y menores a 1 segundo (Chen, Bao, & Wittmann, 2016), con resultados contradictorios. Algunos estudios muestran que la variabilidad en la respuesta aumenta linealmente en función de la duración, siguiendo la Ley de Weber, en un rango que va desde unos pocos cientos de milisegundos a algunos segundos (ver Merchant, Zarco, & Prado (2008) para una investigación sistemática). Sin embargo, otras investigaciones indican que esta propiedad lineal deja de mantenerse en algún punto entre 1 y 2 segundos (ver Simon Grondin [2014] para una revisión).

Esta controversia se refleja en la antinomia entre dos de los principales marcos conceptuales usados para describir los mecanismos de la percepción temporal en el cerebro: la “hipótesis del tiempo común” (common timing hypothesis) y la “hipótesis de tiempo distinto” (distinct timing hypothesis) (Rammsayer & Troche, 2014b). Mientras que la primera asume un solo mecanismo independiente de la duración, la segunda propone la existencia de mecanismos separados para duraciones mayores y menores a 1 segundo.

Una tarea típica en estudios de percepción temporal consiste en que los participantes juzguen si dos duraciones son iguales (S. Grondin, 2010). Esta tarea, denominada tarea de Generalización Temporal, tiene dos versiones principales para humanos. En la original (J. H. Wearden, 1992), los participantes aprenden una duración estándar al inicio del experimento y luego se les presenta una serie de duraciones a comparar. Por otra parte, en la versión *episódica* (J. H. Wearden & Bray, 2001), los participantes juzgan la duración de dos estímulos sucesivos en cada ensayo. Los estímulos se construyen de manera similar para ambos métodos: un set de duraciones de comparación se genera mediante la multiplicación de una duración estándar (por ejemplo, 400 ms, o valores desde 300 a 500 ms) por una serie de proporciones (por ejemplo: 0.5, 1, 1.5). En la versión original, los participantes aprenden un estándar al principio de la tarea y luego juzgan si es igual a cada una de las duraciones subsiguientemente presentadas. En la versión *episódica*, en la que en cada ensayo se presentan la duración estándar y la de comparación, el orden de presentación es contrabalanceado de modo tal que en la mitad de los ensayos la duración estándar se presenta primero y en la otra mitad, en segundo lugar.

Ambas tareas mostraron un patrón similar de resultados con duraciones menores a 1 segundo: las funciones psicométricas obtenidas fueron asimétricas, con una mayor proporción de respuestas “iguales” en la cola derecha, es decir, cuando la proporción era mayor a 1 (J. H. Wearden, 1992; J. H. Wearden & Bray, 2001). El mismo patrón se encontró utilizando la versión original, con duraciones desde 2 hasta 8 segundos (J. H. Wearden, Denovan, & Haworth, 1997). Los resultados mostraron superposición entre rangos de duración al ser graficados en una escala relativa, es decir, en función de la proporción entre las duraciones estándar y de comparación. Esto fue interpretado como evidencia a favor de la “hipótesis de tiempo común”. No obstante, aún no existen estudios que hayan usado duraciones mayores a 1 segundo como estándar en la versión *episódica*.

Tradicionalmente, los resultados de estas tareas se han interpretado de acuerdo la Teoría de la Expectativa Escalar (Scalar Expectancy Theory), que, en síntesis, señala que las duraciones se estiman mediante la acumulación de pulsos. Conforme a esta teoría, los participantes de la tarea de generalización temporal compararían los dos valores de las duraciones estimadas para luego decidir basándose en su diferencia absoluta normalizada (John H. Wearden, 2004). Por lo tanto, de acuerdo a este modelo, los resultados no deberían ser afectados por el orden de presentación de los estímulos, lo que se conoce como “condición de balance” (Falmagne, 1985), ni por el rango de duración. Efectos de orden de presentación han sido evidenciados en una gran variedad de tareas de percepción temporal, denominados errores de tiempo-orden (TOE, por sus sigla en inglés) en ese contexto (ver Hellström (1985) para una revisión), pero nunca en la tarea de Generalización Temporal Episódica (GTE). De hecho, ningún estudio previo que haya usado estas tareas evaluó algún efecto de este tipo (McCormack, Wearden, Smith, & Brown, 2005; J. H. Wearden, 2008; J. H. Wearden & Bray, 2001; J. H. Wearden & Towse, 1994).

Adicionalmente, el evaluar la simetría con proporciones linealmente espaciadas (0.25, 0.50, 0.75, 1, 1.25, 1.50, 1.75), como suele hacerse en el caso de la tarea de GTE (John H. Wearden, 2004; J. H. Wearden & Bray, 2001; J. H. Wearden & Towse, 1994), implica una comparación desbalanceada. La simetría en esta configuración indicaría que un monto similar de respuestas “iguales” se obtiene al

comparar, por ejemplo, las proporciones de 0.25-1 (1:4) y 1.75-1 (1,75:1) o viceversa (4:1 y 1:1,75). Una comparación más significativa surgiría al utilizar proporciones logarítmicamente espaciadas, para que puedan contrastarse las proporciones de 0.25-1 (1:4) y 4-1 (4:1), siguiendo el ejemplo anterior.

Además, la propiedad de superposición ha sido previamente evaluada vía inspección visual o a través de ANOVA (John H. Wearden, 2004; J. H. Wearden & Bray, 2001), ninguno de los cuales es un método suficientemente robusto para este fin. El primero es inadecuado porque no establece límites decisionales para aceptar o rechazar hipótesis, mientras que el segundo puede llevar a resultados erróneos al ser usado con datos proporcionales (Dixon, 2008; Jaeger, 2008). Un enfoque más conveniente sería comparar las Fracciones de Weber (FW) entre los rangos de duración y evaluar si estos se mantienen constantes, en cuyo caso se podría asumir que existe una relación escalar entre ellos.

En este contexto, el presente estudio planteó tres objetivos principales. El primero era poner a prueba la predicción derivada del modelo tradicional de GTE, según la cual el orden de presentación no tendría efecto sobre el desempeño. El segundo objetivo era examinar la simetría/asimetría de los gradientes de generalización temporal considerando el orden de presentación y utilizando proporciones lineales y logarítmicamente espaciadas, con el fin de evaluar la simetría de manera adecuada. El tercer y último objetivo era comparar las FW de los rangos sub- y supra-segundo para evaluar si cumplen con la propiedad escalar del tiempo.

Para abordar estos objetivos, se realizaron tres experimentos. El Experimento 1 se diseñó con un número de ensayos similar a los otros estudios que han usado esta tarea (J. H. Wearden & Bray, 2001; J. H. Wearden & Towse, 1994) e incluyó proporciones linealmente espaciadas. Considerando que tener en cuenta el orden de presentación redujo el número de ensayos de cada proporción a la mitad, se realizó el Experimento 2 en que la misma tarea se llevó a cabo, pero con tres veces más ensayos. El Experimento 3 contó con el mismo número de ensayos que el Experimento 2, pero las proporciones fueron espaciadas logarítmicamente. Con esta combinación de experimentos, se buscó abordar algunos vacíos críticos en el marco de la GTE.

Metodología

Participantes

Dieciocho sujetos participaron en el Experimento 1 ($F = 10$; \bar{x} edad = 24,22; σ edad = 3,12; \bar{x} años de educación = 17,78; σ años de educación = 3,83), 20 en el Experimento 2 ($F = 10$; \bar{x} edad = 25,47; σ edad = 3,94; \bar{x} años de educación = 18,87; σ años de educación = 3,04), y 18 en el Experimento 3 ($F = 11$; \bar{x} edad = 24,39; σ edad = 3,53; \bar{x} años de educación = 18,94; σ años de educación = 2,82) tras firmar un consentimiento informado. Los sujetos participaron en sólo uno de los experimentos. Todos los participantes fueron diestros y presentaron audición normal y ausencia de antecedentes psiquiátricos y neurológicos. Los participantes, además, desconocían los objetivos del estudio. Los experimentos fueron aprobados por el comité de ética local (Fundación INECO) y se realizaron de acuerdo a la Declaración de Helsinki.

Estímulos

Estímulos auditivos de 500 Hz, fueron creados en una notebook MacBook Pro utilizando Matlab (Mathworks Inc.) y Psychtoolbox (Brainard, 1997). Estos fueron reproducidos a través de auriculares Sennheiser modelo HD202 a 65dB. Antes del experimento, el software creó 7 bloques de 16 ensayos; la mitad de los estímulos correspondientes a la condición *sub-segundo* y la otra mitad a la condición *supra-segundo*. Para cada ensayo, se seleccionó una duración *estándar* (S) de una distribución uniforme que iba de 300 a 500 ms en la condición *sub-segundo*

y de 1.200 a 2.000 ms en la condición *supra-segundo*. Posteriormente, se multiplicó S por una de 7 proporciones (linealmente espaciadas en los Experimentos 1 y 2: 0,25; 0,50; 0,75; 1,0; 1,25; 1,50; 1,75; y logarítmicamente espaciadas en el Experimento 3: 0,25; 0,40; 0,63; 1; 1,59; 2,52; 4) para crear una duración de *comparación* (C) de forma tal que hubiera un ensayo de cada proporción para cada condición en cada bloque (por ejemplo, 7 proporciones x 2 condiciones = 14 ensayos). Además, se añadió un ensayo adicional de proporción 1,0 a cada condición. Finalmente, el orden de los ensayos se aleatorizó y contrabalanceó de modo tal que en la mitad de los ensayos S se presentara primero y en la otra mitad el primer estímulo fuera C. En el experimento 1 se obtuvieron un total de 112 ensayos por cada participante, en un promedio de 16 minutos por sujeto ($\sigma = 36$ s). En el Experimento 2, la tarea se repitió 3 veces con descansos de 5 minutos entre ellas, con lo que se obtuvieron 336 ensayos por cada sujeto en un promedio de 62 minutos por sujeto ($\sigma = 9$ m). En el Experimento 3, se obtuvieron 336 ensayos por sujeto en un promedio de 68 minutos por sujeto ($\sigma = 5$ m).

Procedimiento

Se les informó a los participantes que iban a escuchar secuencias de dos tonos y que su tarea consistía en decidir si ambos sonidos tenían la misma duración (Figura 1). Cada ensayo inició con un intervalo de 5 segundos seguido por la presentación de un tono, un espacio (elegido aleatoriamente de una distribución uniforme de 400 a 600 ms) y un segundo tono. Los participantes

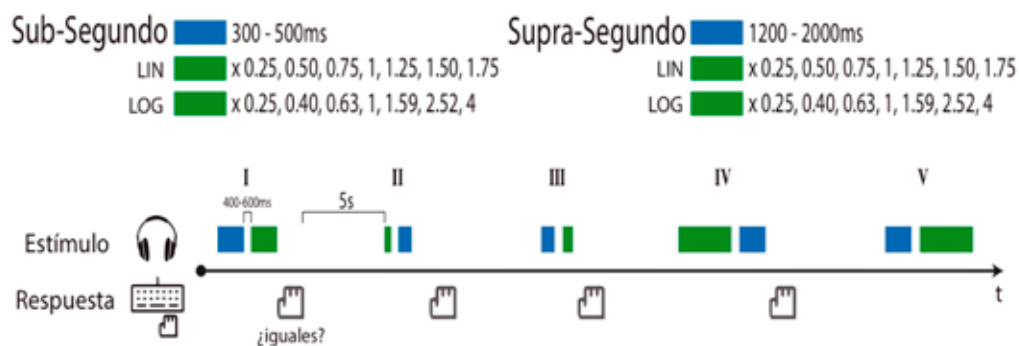


Figura 1. Diagrama del paradigma experimental. Los rectángulos azules representan las duraciones *estándar* y los verdes representan las duraciones de *comparación*. Las proporciones fueron espaciadas linealmente (LIN) en los Experimentos 1 y 2 y logarítmicamente (LOG) en el Experimento 3.

tenían que responder con su mano derecha en el teclado de la notebook. Para indicar que los tonos eran iguales, los participantes debían presionar la flecha hacia abajo con su dedo índice; para indicar que los tonos eran distintos, debían presionar la flecha derecha con su dedo mayor. Es importante señalar que entrevistas posteriores a las pruebas mostraron que, a pesar de que todos los participantes detectaron dos rangos de duración, ninguno notó que había distribuciones estándar y de comparación.

Análisis de datos

Los análisis estadísticos, incluyeron a la totalidad de los participantes y fueron realizados con el software R (R Core Team, 2015). Siguiendo reportes anteriores (J. H. Wearden *et al.*, 1997) se graficaron los gradientes de generalización temporal en función de las proporciones de comparación y se evaluó su asimetría mediante la comparación de la proporción de respuestas “iguales” en las tres proporciones menores a 1 (C-menor) y la proporción de respuestas “iguales” en los tres índices mayores a 1 (C-mayor), usando las pruebas de los rangos con signo de Wilcoxon. Los resultados estadísticos para las comparaciones múltiples fueron corregidos usando el método Holm-Bonferroni.

Para describir los TOE, se estimó el punto de igualdad subjetiva (PSE, por su sigla en inglés) usando el método de ajuste de curvas con alisado de spline mediante la herramienta de Ajuste de Curvas (con selección automática de parámetros de

alisado) de Matlab (Mathworks Inc.), y encontrando el máximo de la curva resultante. Posteriormente, se definió los TOE según la definición de error constante (EC) de Fechner (Hellström, 1985):

$$EC = PSE - st \quad (1)$$

donde PSE indica el punto de igualdad subjetiva y st la duración estándar. En este contexto, el signo EC indica el signo del TOE cuando el estándar se presenta primero. Cuando el estándar se mostró en segundo lugar, el signo del TOE se computó como $st - PSE$. La magnitud de TOE fue expresada como porcentaje de la duración estándar (%TOE) (Hellstrom & Rammsayer, 2015). Los %TOE fueron analizados a través de un ANOVA de medidas repetidas con duración estándar (sub-segundo/supra-segundo) y orden (S-C / C-S) como factores. Las Fracciones de Weber (FW) se calcularon como:

$$FW = UD/PIS \quad (2)$$

donde UD indica el umbral diferencial y PSE el punto de igualdad subjetiva (García-Perez, 2014). En este análisis, se calculó el PSE y UD como la media y desviación estándar, respectivamente, de una función gaussiana ajustada a los datos. Las FW se enviaron a un ANOVA de medidas repetidas con duración estándar (sub-segundo / supra-segundo) y orden (S-C / C-S) como factores. Para controlar que los PSE no difirieran entre los

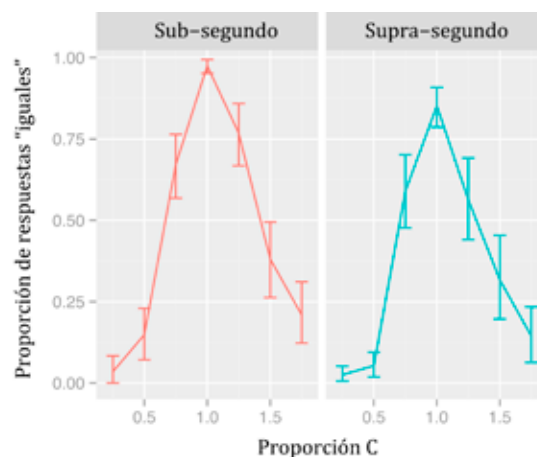


Figura 2. Gradientes de generalización temporal del Experimento 1 (proporciones linealmente espaciadas). Proporción de respuestas “iguales” en función de la proporción de comparación al colapsar los órdenes de presentación. Líneas verticales representan niveles de confianza de 95%.

métodos utilizados, se los comparó utilizando una prueba de rangos con signo de Wilcoxon.

Los tamaños del efecto fueron calculados mediante eta cuadrada generalizada (η^2G) (Bakeman, 2005). Estos fueron considerados pequeños si $\eta^2G = 0,02$; medianos si $\eta^2G = 0,13$ y grandes si $\eta^2G = 0,26$. Se utilizaron pruebas-t post hoc corregidas por comparaciones múltiples usando el método Holm-Bonferroni.

Resultados

Experimento 1

En la Figura 2 se muestra la proporción de respuestas “iguales” (PI) para cada proporción y rango de duración al colapsar los órdenes de presentación. Aunque la inspección visual sugiere que ambos gradientes de generalización temporal son asimétricos, las pruebas de Wilcoxon mostraron que esto fue significativo sólo en la condición sub-segundo ($V = 135,5$, $p < ,01$), donde se encontró un PI mayor cuando $C > 1$. En la condición supra-segundo, la diferencia no fue significativa ($V = 220$, $p = ,12$).

En la Figura 3 se muestra el PI de cada índice y duración al incluir el orden de presentación como variable adicional. La inspección visual nuevamente sugiere que todos los gradientes de generalización temporal fueron asimétricos, lo

que, en este caso, fue cierto para todas las comparaciones. En la condición sub-segundo, ambos órdenes de presentación, S-C ($V = 30$, $p < ,05$) y C-S ($V = 40$, $p < ,05$) tuvieron un PI mayor cuando el índice de $C > 1$. En la condición supra-segundo, el orden de presentación C-S también tuvo un PI mayor cuando el índice de $C > 1$ ($V = 139$, $p < ,01$). Llamativamente, la asimetría ocurrió en la dirección contraria en el orden S-C de la condición supra-segundo, es decir, el PI fue mayor cuando el índice de $C < 1$ ($V = 1$, $p < ,01$). La inspección visual también sugiere que los gradientes de generalización temporal de la condición supra-segundo se encuentran desplazados hacia la izquierda y derecha en los órdenes S-C y C-S respectivamente.

Esta parte del análisis reveló que las asimetrías de los gradientes de generalización temporal no fueron iguales entre los dos rangos de duración considerados. Más aún, cuando se consideró el orden de presentación de los estímulos, los resultados sugieren que esto ocurrió debido al desplazamiento de los gradientes de generalización temporal en la condición supra-segundo, dependiendo del orden de presentación de los estímulos (Figura 3). El efecto del orden de presentación en combinación con los gradientes asimétricos (estos últimos probablemente debido al espaciado lineal de las proporciones comparadas) socavó las comparaciones

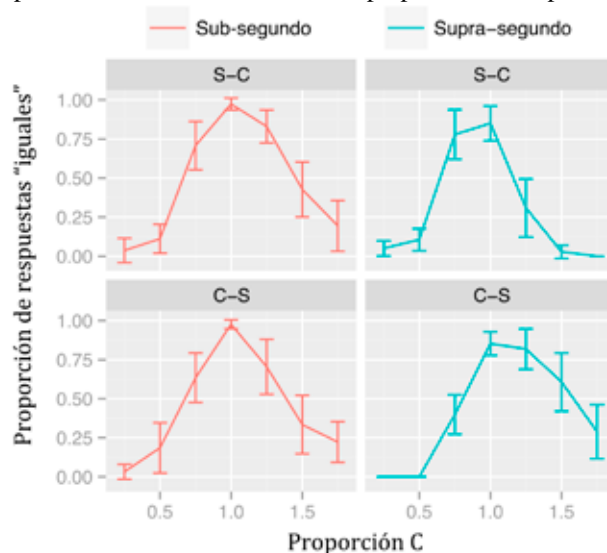


Figura 3. Gradientes de generalización temporal del Experimento 1 (proporciones linealmente espaciadas) por orden de presentación. Proporción de respuestas “iguales” para las condiciones sub-segundo (izquierda) y supra-segundo (derecha) por orden de presentación. Las líneas verticales representan niveles de confianza de 95%.

de las FW, ya que dependen de la estimación de la dispersión de los gradientes de generalización temporal. En consecuencia, este análisis no fue realizado para este experimento.

En el Experimento 1, se utilizó un número similar de ensayos que en estudios previos que utilizaron la tarea. Al dividir los ensayos por orden de presentación se obtuvieron aproximadamente de 3 a 4 ensayos por combinación de proporción y orden por cada sujeto, lo que puede haber llevado a resultados imprecisos. Para superar esta limitación, se replicó el Experimento 1, pero en esta oportunidad se recolectaron tres veces más ensayos por sujeto.

Experimento 2

La Figura 4 muestra el PI de cada proporción y duración al colapsar los órdenes de presentación. La inspección visual nuevamente sugiere que ambos gradientes de generalización temporal fueron asimétricos y, nuevamente, las pruebas de Wilcoxon mostraron que esto fue significativo sólo en la condición sub-segundo ($V = 89$, $p < ,001$), donde se encontró un mayor PI cuando $C > 1$. En la condición supra-segundo, la diferencia no fue significativa ($V = 282$, $p < ,17$).

temporal fueron asimétricos, lo que, en este caso, fue cierto para todas las comparaciones excepto una. En la condición sub-segundo, el orden de presentación S-C tuvo un PI mayor cuando $C > 1$ ($V = 1$, $p < ,001$) y en el orden C-S la diferencia no fue significativa ($V = 76$, $p = 0,29$). Al igual que en el Experimento 1, en la condición supra-segundo, el orden de presentación C-S tuvo un mayor PI cuando $C > 1$ ($V = 12$, $p < ,001$) y en el orden S-C la asimetría ocurrió en la dirección contraria, es decir, el PI fue mayor cuando $C < 1$ ($V = 196$, $p < ,01$). La inspección visual también sugiere que los gradientes de generalización temporal se encuentran desplazados pero esta vez también en el rango sub-segundo. Llamativamente, las direcciones de los cambios parecen estar invertidas entre los rangos de duración y órdenes.

Al igual que en el Experimento 1, esta parte del análisis reveló que las asimetrías de los gradientes de generalización temporal no fueron iguales entre los rangos de duración considerados en este estudio. El Experimento 2 mostró que al obtener más ensayos por participante, la asimetría del orden C-S de la condición sub-segundo no fue significativa, a diferencia del Experimento

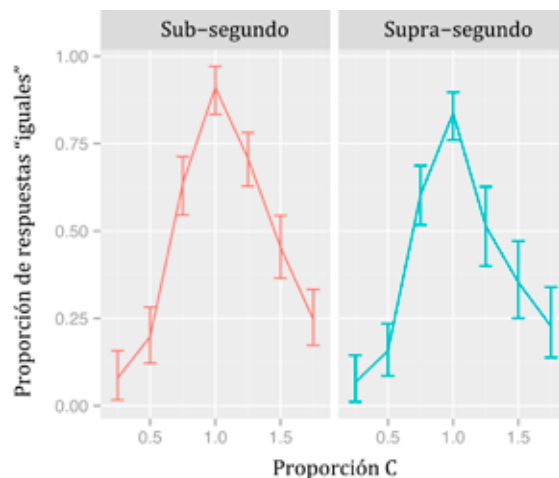


Figura 4. Gradientes de generalización temporal para el Experimento 2 (proporciones linealmente espaciadas). Proporción de respuestas "iguales" como una función del índice de duración de comparación al colapsar los órdenes de presentación. Las líneas verticales representan niveles de confianza de 95%.

La Figura 5 muestra el PI por cada proporción y duración al incluir el orden de presentación como variable adicional. La inspección visual nuevamente sugiere que todos los gradientes de generalización

1. Además, el Experimento 2 sugiere que los desplazamientos en los gradientes de generalización temporal que se observaron en la condición

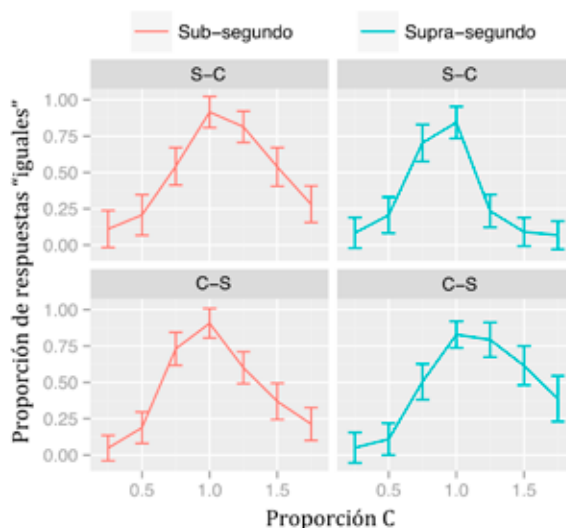


Figura 5. Gradientes de generalización temporal del Experimento 2 (proporciones linealmente espaciadas) por orden de presentación. Proporción de respuestas "iguales" para las condiciones sub-segundo (izquierda) y supra-segundo (derecha) por orden de presentación. Las líneas verticales representan niveles de confianza de 95%.

supra-segundo también aparecen en el rango sub-segundo, pero con signo opuesto.

Para describir el efecto del orden de presentación (TOE) se calculó el %TOE de cada sujeto del Experimento 2 (Figura 6) y se realizó un ANOVA de medidas repetidas. Éste mostró un efecto principal de Duración ($F_{1,19} = 93,15$, $p < ,001$, $\eta^2_G = 0,48$), con un %TOE mayor en la condición sub-segundo; un efecto principal Orden

($F_{1,19} = 27,36$, $p < ,001$, $\eta^2_G = 0,14$) con un %TOE mayor en el orden S-C; y una interacción Duración x Orden no significativa ($F_{1,19} = 0,58$, $p = 0,45$, $\eta^2_G = 0,009$). El %TOE fue positivo en el rango sub-segundo ($\bar{x} = 5,68$) y negativo en supra-segundo ($\bar{x} = -13,79$).

Nuevamente, la combinación de los efectos de los diferentes órdenes de presentación y los gradientes asimétricos dificultaron las comparaciones

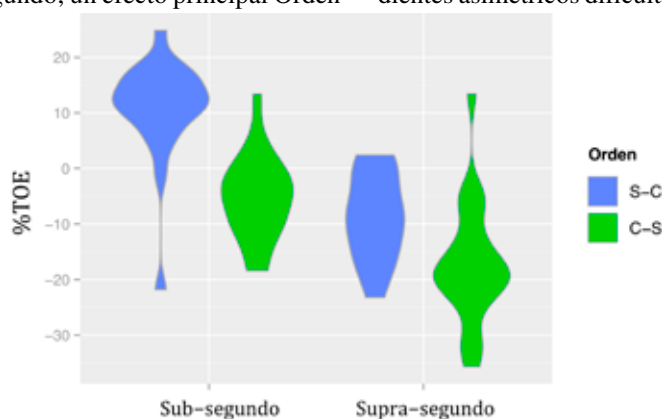


Figura 6. Errores de tiempo-orden. Gráfico de violín de la magnitud y signo de los errores de tiempo-orden como porcentaje de la duración estándar en los participantes del Experimento 2 (proporciones linealmente espaciadas). El ANOVA correspondiente mostró un efecto principal de duración ($p < ,001$, $\eta^2_G = 0,48$), un efecto principal del orden de presentación ($p < ,001$, $\eta^2_G = 0,14$) y una interacción no significativa ($p = 0,45$, $\eta^2_G = 0,009$).

de las FW, por lo que no se realizó tal análisis. El espaciado lineal de las proporciones comparadas probablemente provocó la asimetría de los gradientes. Por lo tanto, se realizó un tercer experimento con proporciones logarítmicamente espaciadas para que los gradientes obtenidos resultaran, probablemente, más simétricos y permitieran una comparación más significativa de las FW.

Experimento 3

La figura 7 muestra los PI al colapsar los órdenes de presentación. Aquí, la inspección visual sugiere que los gradientes de generalización temporal no fueron asimétricos, lo que fue corroborado por las pruebas de Wilcoxon (sub-segundo: $V = 417,5$ $p = 0,28$; supra-segundo: $V = 274$, $p = 1$).

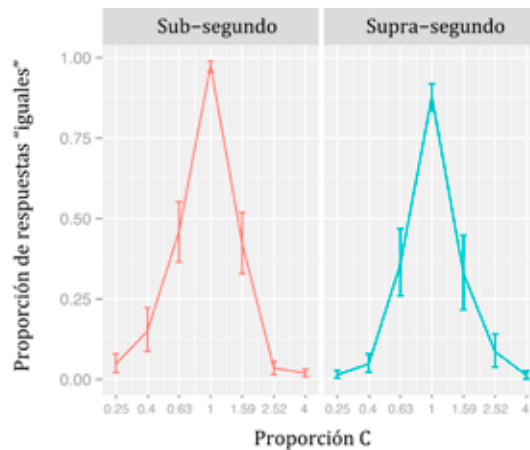


Figura 7. Gradientes de generalización temporal del Experimento 3 (proporciones logarítmicamente espaciadas). Proporción de respuestas “iguales” en función de la proporción de comparación al colapsar los órdenes de presentación. Líneas verticales representan niveles de confianza de 95%.

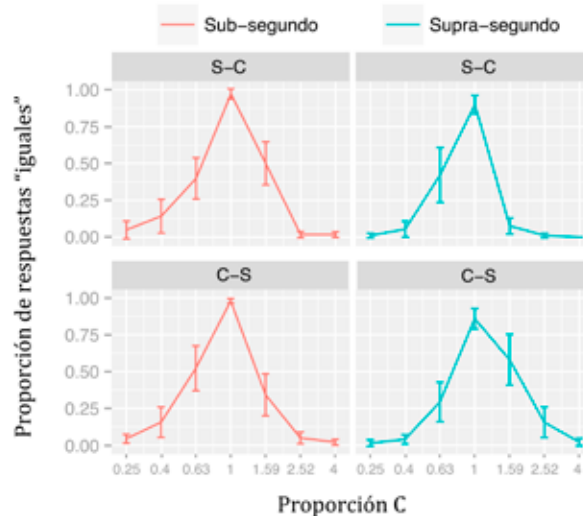


Figura 8. Gradientes de generalización temporal del Experimento 3 (proporciones logarítmicamente espaciadas) por orden de presentación. Proporción de respuestas “iguales” para las condiciones sub-segundo (izquierda) y supra-segundo (derecha) por orden de presentación. Las líneas verticales representan niveles de confianza de 95%.

En la figura 8 se muestra el PI para cada proporción y duración al incluir el orden de presentación como variable adicional. La inspección visual sugiere que todos los gradientes de generalización temporal fueron simétricos, lo que fue válido para todas las comparaciones, excepto una. El único gradiente significativamente asimétrico se encontró en la condición mayor a 1 segundo en el orden S-C con un PI mayor cuando $C < 1$ ($V = 108$, $p < ,05$). Todas las demás comparaciones no fueron significativas (orden S-C en la condición sub-segundo: $V = 66$, $p = 1$; orden C-S en la condición sub-segundo: $V = 144,5$, $p = ,54$; orden C-S en la condición supra-segundo: $V = 32$, $p = ,08$).

El análisis del TOE del Experimento 3 (Figura 9) mostró un efecto principal de Orden ($F_{1,17} = 2.344,41$, $p < ,001$, $\eta^2_G = 0,90$), con un %TOE mayor en el orden C-S; un efecto principal de Duración ($F_{1,17} = 16,00$, $p < ,001$, $\eta^2_G = 0,21$), con un %TOE mayor en la condición sub-segundo; y una interacción Duración x Orden no significativa ($F_{1,17} = 4,20$, $p < 0,056$, $\eta^2_G = 0,01$). El %TOE fue negativo en el orden C-S ($\bar{x} = -29,38$) y positivo en el orden S-C ($\bar{x} = 24,42$).

Al utilizar índices logarítmicamente espaciados se obtuvieron gradientes más simétricos,

lo que permitió el cálculo y comparación de las FW. Primero se evaluó que los PSE obtenidos para este análisis no difirieran de los PSE obtenidos en los análisis de TOE. Las pruebas de Wilcoxon mostraron que éstos no fueron significativamente diferentes ($V = 1.024$, $p = 0,1$). Posteriormente, se procedió al análisis de las FW (Figura 10), donde un ANOVA con medidas repetidas mostró un efecto principal de la Duración ($F_{1,17} = 15.87$, $p < .001$, $\eta^2_G = 0.12$), con valores mayores en la condición sub-segundo; un efecto principal del Orden ($F_{1,17} = 5.34$, $p < .05$, $\eta^2_G = 0.02$) con valores mayores en el orden C-S; y una interacción Duración x Orden significativa ($F_{1,17} = 7.25$, $p < .05$, $\eta^2_G = 0.04$). Las pruebas post-hoc corregidas con el método Holm-Bonferroni revelaron que las FW del orden S-C de la condición supra-segundo difirieron de todas las otras (vs. orden S-C en la condición sub-segundo: $p < ,001$; vs. orden C-S en condición sub-segundo: $p < ,01$; vs. orden C-S en condición supra-segundo: $p < ,01$). Las demás diferencias no fueron estadísticamente significativas (orden S-C en la condición sub-segundo vs. orden C-S en la condición sub-segundo: $p = ,63$; orden S-C en la condición sub-segundo vs. orden C-S en la condición supra-segundo: $p = ,24$; orden

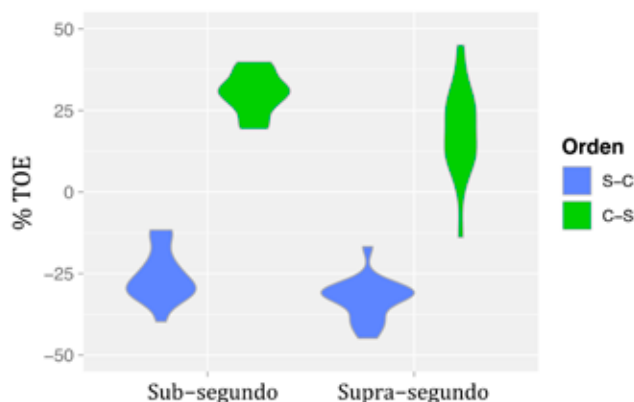


Figura 9. Errores de tiempo-orden. Gráfico de violín de la magnitud y signo de los errores de tiempo-orden para cada rango de duración y orden de presentación, como porcentaje de la duración estándar, en los participantes del Experimento 3 (proporciones logarítmicamente espaciadas). El ANOVA correspondiente mostró un efecto principal de duración ($p < ,001$, $\eta^2_G = 0,21$), un efecto principal de orden de presentación ($p < ,001$, $\eta^2_G = 0,90$) y una interacción no significativa ($p = 0,056$, $\eta^2_G = 0,01$).

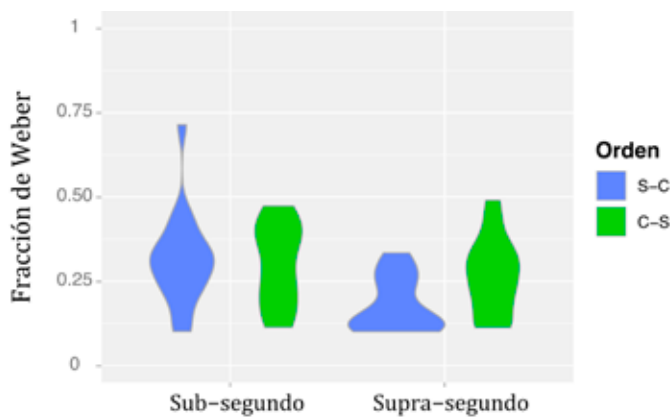


Figura 10. Fracciones de Weber. Gráfico de violín para cada rango de duración y orden de presentación en los participantes del Experimento 3 (proporciones logarítmicamente espaciadas). El ANOVA correspondiente mostró un efecto principal de duración ($p < ,001$, $\eta^2_G = 0,12$), un efecto principal de orden de presentación ($p < ,05$, $\eta^2_G = 0,02$) y una interacción significativa ($p < ,05$, $\eta^2_G = 0,04$). Pruebas corregidas de Holm-Bonferroni posteriores mostraron que el orden S-C de la condición supra-segundo difirió de todas las otras (vs. orden S-C en la condición sub-segundo: $p < ,001$; vs. orden C-S en la condición sub-segundo: $p < ,01$; vs. orden C-S en la condición supra-segundo: $p < ,01$) y que todas las comparaciones restantes no fueron estadísticamente significativas.

C-S en la condición sub-segundo vs. orden C-S en la condición supra-segundo: $p = ,53$).

Discusión

El primer objetivo de nuestro estudio era evaluar si el desempeño en la tarea GTE es sensible a los efectos del orden de presentación. Se demostró que los TOE aparecieron en los dos rangos de duración considerados y que este efecto se dio tanto en el espaciado lineal como en el logarítmico. Llamativamente, los tamaños del efecto en los Experimentos 2 y 3 mostraron un patrón invertido. En el experimento con espaciado lineal, el rango de duración mostró un efecto grande ($\eta^2_G = 0,48$) y el orden de presentación uno mediano ($\eta^2_G = 0,14$), mientras que el uso de proporciones espaciadas logarítmicamente mostró un efecto grande para el orden de presentación ($\eta^2_G = 0,90$) y medio para el rango de duración ($\eta^2_G = 0,21$). Junto con los signos observados en los TOE, estos resultados revelan diferentes patrones entre los experimentos. En el experimento linealmente espaciado, los sujetos sobrestimaron el primer sonido en la condición sub-segundo y el segundo sonido en el rango supra-segundo. Por el contrario, cuando las proporciones fueron logarítmicamente espaciadas,

sobrestimaron la duración de comparación con una menor influencia de su posición y rango de duración.

Los TOE fueron observados en un amplio abanico de tareas (Hellström, 1985), pero nunca en la tarea de GTE. Se han encontrado principalmente en tareas donde la duración estándar estuvo fija a lo largo de los ensayos, a pesar de que también han sido observados en experimentos donde ambos estímulos variaban (Hellstrom, 1979; Patching, Englund, & Hellstrom, 2012). Tener un estándar que se mantiene entre ensayos implica que la memoria y el aprendizaje pueden jugar un rol importante en los resultados obtenidos y puede también introducir otras fuentes de variación. Por ejemplo, los participantes pueden darse cuenta de la existencia del estándar y tratar de encontrarlo en cada prueba. Además, identificar erróneamente una duración de comparación como estándar también podría llevar a distorsiones en la representación del estándar en la memoria. En el caso de este estudio, la duración estándar (y de comparación) varió entre ensayos, por lo que se puede asumir que estos factores tuvieron un impacto más bajo. Los resultados de este trabajo constituyen el primer informe de TOE en la tarea GTE. El orden de

presentación no fue considerado en estudios anteriores (McCormack et al., 2005; J. H. Wearden, 2008; J. H. Wearden & Bray, 2001; J. H. Wearden & Towse, 1994) y, como claramente muestran estos resultados, deben considerarse al utilizar esta tarea. El segundo objetivo de este estudio fue evaluar la simetría y asimetría de los gradientes de generalización temporal al considerar el orden de presentación, y examinar proporciones espaciadas lineal y logarítmicamente. El Experimento 1 mostró gradientes asimétricos hacia la derecha en los órdenes S-C y C-S de la condición subsegundo y también en el orden C-S en el rango supra-segundo. En el orden S-C de esta última condición, la asimetría surgió en la dirección contraria. El Experimento 2 mostró asimetrías invertidas entre rangos, es decir, se encontraron gradientes asimétricos hacia la derecha en el orden S-C de la condición subsegundo y en el orden C-S en el rango supra-segundo. De manera opuesta, se encontraron gradientes asimétricos hacia la izquierda en el orden C-S de la condición subsegundo y en el orden S-C en el rango supra-segundo. El Experimento 3 mostró que usar duraciones logarítmicamente espaciadas produce gradientes más simétricos, pero aun así, los resultados del orden S-C de la condición supra-segundo mostraron una asimetría significativa hacia la izquierda.

Wearden y sus colegas (2004) modelaron los resultados de la versión episódica modificando el modelo de Church y Gibbon. El modelo original se creó para dar cuenta de los resultados de esta misma tarea en ratas (Church & Gibbon, 1982), donde el gradiente resultante no era asimétrico. Wearden agregó la media de las dos duraciones como factor normalizador para dar cuenta de la asimetría en humanos. En consecuencia, la fórmula para una respuesta “sí – iguales” fue expresada como:

$$\text{abs}(t1^* - t2^*)/m < b^* \quad (3)$$

donde $t1^*$ y $t2^*$ son las dos duraciones a ser comparadas, m es su media (factor normalizador) y b^* es un umbral. Cuantos más altos son los valores de m , más altas las posibilidades de estar por debajo del umbral y dar una respuesta “sí-igual”. De esta forma, el modelo predice sólo gradientes asimétricos hacia la derecha, sin importar el orden de presentación y el rango de duración de los estímulos. Los resultados de nuestro estudio

mostraron gradientes asimétricos hacia la izquierda que reflejaron efectos del orden de presentación, lo que contradice estas predicciones. En consecuencia, estos hallazgos muestran nuevas restricciones empíricas, las cuales sugieren la necesidad una modificación del modelo.

Estos resultados también tienen implicancias para otros modelos de percepción temporal. Además del modelo de Wearden, hay otros dos modelos convencionales que se han propuesto para experimentos temporales de elección forzada con dos intervalos: el Modelo de Referencia Interno (Internal Reference Model) (Bausenhardt, Dyjas, & Ulrich, 2015; Dyjas, Bausenhardt, & Ulrich, 2012; O. Dyjas & R. Ulrich, 2014) y el Modelo de Ponderación de Sensación (Sensation Weighting Model) (Hellstrom, 1979, 2003; Hellström, 1985). Ambos fueron desarrollados para juicios de comparación (donde los participantes tienen que responder cuál de los dos estímulos es más largo), pero recientemente se han extendido a juicios de igualdad (O. Dyjas & R. Ulrich, 2014). El primero se desarrolló para experimentos donde el estándar era fijo a lo largo de todos los ensayos, por lo que no aplica a este caso. La formulación básica del Modelo de Ponderación de Sensación es:

$$D = w_1 \times X_1 \square w_2 \times X_2 + u \quad (4)$$

donde w_1 y w_2 son los coeficientes de ponderación de las representaciones internas del primer estímulo (X_1) y segundo estímulo (X_2), y u es una constante para ajustar la media de D . Según este modelo, los participantes juzgarían las duraciones como iguales si $a < D < b$, donde a y b son umbrales. Esto implica que el primer y segundo sonido son ponderados diferentemente por el sujeto y, en consecuencia, predice y da cuenta de los errores de tiempo-orden que se observaron en este estudio (ver Oliver Dyjas & Rolf Ulrich, (2014)). Según este marco, los TOE surgen de la formación de un nivel de referencia en el medio de la duración de los estímulos, que luego es ponderado en las comparaciones (Hellstrom, 2003). Esto podría explicar por qué el TOE no se observó en el rango subsegundo cuando se utilizó un número pequeño de ensayos (Experimento 1) y apareció cuando dicho número fue incrementado (Experimento 2), ya que el nivel de referencia requiere tiempo para establecerse. En ese sentido, los resultados de

este estudio plantean el interrogante de si el rango supra-segundo es más susceptible a esta influencia. Reportes previos utilizando la tarea de generalización temporal (J. H. Wearden *et al.*, 1997) sostuvieron que el hecho de que los gradientes de generalización temporal se solapen en los rangos mayor y menor a 1 segundo apoya la Teoría de la Expectativa Escalar (Scalar Expectancy Theory), uno de los marcos emblemáticos que asume la “hipótesis de tiempo común” (Rammsayer & Troche, 2014a). En este estudio se mostró que son diferentes para estos dos rangos al usar la versión episódica de la tarea y al considerar el orden de presentación, debido a los errores de tiempo-orden. Sin embargo, los efectos del orden de presentación se han observado en una gran variedad de tareas, incluyendo tareas no temporales (como la comparación de pesos) (Hellstrom, 2000, 2003). Se considera que los TOE son causados por procesos más allá de la especificidad del dominio temporal (Hellström, 1985) y, por ende, nuestros resultados no deberían ser interpretados como evidencia a favor de la “hipótesis de tiempo distinto”, sino más bien como la refutación de las predicciones realizadas por un modelo que apoya la “hipótesis de tiempo común”.

La propiedad de superposición ha sido previamente probada mediante inspección visual o ANOVA (John H. Wearden, 2004; J. H. Wearden & Bray, 2001), ninguna de las cuales es lo suficientemente confiable para dicho fin. La primera no es adecuada para testear hipótesis y la segunda, debido a sus limitaciones cuando se aplica a datos proporcionales (Dixon, 2008; Jaeger, 2008), como es el caso de los gradientes de generalización temporal.

En consecuencia, el tercer objetivo de este trabajo era comparar las FW de los dos rangos. De no ser significativamente diferentes, se podría asumir que cumplen con la Ley de Weber. Una posible confusión en esta comparación es que el conteo cronométrico ha mostrado mejorar el desempeño en duraciones mayores a ~1,18 s (A. Grondin, 1999) y reducir los coeficientes de variación (como la FW); por ende, afectando la propiedad escalar de varianza (J. H. Wearden & Lejeune, 2008). Los resultados de este estudio mostraron que las FW fueron más pequeñas sólo en el orden de presentación S-C del rango supra-segundo, y no fueron significativamente diferentes en las comparaciones restantes. En otras palabras,

las FW fueron diferentes entre los rangos de duración en un orden de presentación pero no en el otro, y también fueron diferentes entre los órdenes de presentación en el rango supra-segundo. Si la disminución en las FW observadas en el orden S-C del rango supra-segundo fue causada por conteo cronométrico, podría esperarse que este influyera el orden C-S de manera similar, lo cual no ocurrió. Cualquiera sea la causa de este fenómeno, la respuesta a la pregunta de si la percepción temporal en escalas de menos y más de un segundo depende de mecanismos iguales o diferentes se mantiene elusiva y se requerirá de estudios posteriores para poder dilucidarla.

En resumen, a pesar de que estos resultados no proveen evidencia clara a favor o en contra de la propiedad escalar en la percepción del tiempo humana en rangos de duración menores y mayores a 1 segundo, sí demuestran la importancia de considerar el rango de duración y orden de presentación de los estímulos. Esta nueva restricción debe ser tenida en cuenta en futuros estudios que utilicen la tarea y en los modelos que de ella se deriven.

Limitaciones

El presente estudio tiene dos limitaciones principales. La primera es que la condición supra-segundo incluía, como duraciones de comparación, estímulos que estaban por debajo del rango de 1 segundo. Por ende, ésta no fue una condición puramente mayor a 1 segundo, sino más bien una condición en que la duración estándar fue supra-segundo. Estudios futuros podrían usar una condición puramente supra-segundo mediante la elección de un rango de duración estándar más largo. La segunda limitación es que no se previno explícitamente el conteo cronométrico. Esto se hizo para hacer las condiciones comparables, ya que hubiera sido metodológicamente incorrecto incluir una tarea numérica simultánea en las duraciones de alrededor de medio segundo. No sólo hubiese generado una mayor demanda cognitiva, sino que además hubiera sido perceptualmente difícil. Cabe destacar que cuando se motivó explícitamente el conteo cronométrico en la versión original de la tarea (J. H. Wearden *et al.*, 1997), las funciones psicométricas resultantes fueron simétricas al colapsar los órdenes de presentación, lo que no ocurrió en este estudio. Para solucionar estas limitaciones, se requerirán modificaciones en el diseño experimental.

Conclusiones

Este estudio constituye el primer informe de errores de tiempo-orden (TOE) en la tarea GTE. También mostró diferencias en los resultados que surgen del uso de estándares menores y mayores a 1 segundo, así como del uso de proporciones lineal y logarítmicamente espaciadas. Además se demostró que el modelo tradicional no da cuenta de los resultados obtenidos. El orden de presentación no fue tomado en consideración en estudios previos y, tal como muestran los resultados de este

trabajo, siempre deberían considerarse. A su vez, se encontró que el número de ensayos utilizado influencia el patrón de resultados observados y debería también ser considerado como un factor crucial. Finalmente, se observó que las Fracciones de Weber también varían como una función del rango de duración y del orden de presentación. Estos resultados proveen limitaciones empíricas relevantes para futuros estudios en esta temática.

Referencias

- Allman, M. J., & Meck, W. H. (2012). Pathophysiological distortions in time perception and timed performance. *Brain*, *135*(3), 656-677. doi:10.1093/brain/awr210
- Bakeman, R. (2005). Recommended effect size statistics for repeated measures designs. *Behav Res Methods*, *37*(3), 379-384.
- Bausenhardt, K. M., Dyjas, O., & Ulrich, R. (2015). Effects of stimulus order on discrimination sensitivity for short and long durations. *Attention, Perception, & Psychophysics*, *77*(4), 1033-1043. doi:10.3758/s13414-015-0875-8
- Berret, B., & Jean, F. (2016). Why Don't We Move Slower? The Value of Time in the Neural Control of Action. *J Neurosci*, *36*(4), 1056-1070. doi:10.1523/JNEUROSCI.1921-15.2016
- Brainard, D. H. (1997). The Psychophysics Toolbox. *Spat Vis*, *10*(4), 433-436.
- Buccheri, R., Saniga, M., Stuckey, W. M., & North Atlantic Treaty Organization. Scientific Affairs Division. (2003). *The nature of time--geometry, physics, and perception*. Dordrecht ; Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Buzsaki, G. (2013). Cognitive neuroscience: Time, space and memory. *Nature*, *497*(7451), 568-569. doi:10.1038/497568a
- Chen, L., Bao, Y., & Wittmann, M. (2016). Editorial: Sub- and Supra-Second Timing: Brain, Learning and Development. *Front Psychol*, *7*, 747. doi:10.3389/fpsyg.2016.00747
- Chittaro, L., & Montanari, A. (2000). Temporal representation and reasoning in artificial intelligence: Issues and approaches. *Annals of Mathematics and Artificial Intelligence*, *28*(1), 47-106. doi:10.1023/a:1018900105153
- Church, R. M., & Gibbon, J. (1982). Temporal generalization. *Journal of Experimental Psychology. Animal Behavior Processes*, *8*(2), 165-186.
- Dennett, D. C., & Kinsbourne, M. (1992). Time and the observer: The where and when of consciousness in the brain. *Behavioral and Brain Sciences*, *15*(02), 183-201.
- Dixon, P. (2008). Models of accuracy in repeated-measures designs. *Journal of Memory and Language*, *59*(4), 447-456.
- Dyjas, O., Bausenhardt, K. M., & Ulrich, R. (2012). Trial-by-trial updating of an internal reference in discrimination tasks: evidence from effects of stimulus order and trial sequence. *Atten Percept Psychophys*, *74*(8), 1819-1841. doi:10.3758/s13414-012-0362-4
- Dyjas, O., & Ulrich, R. (2014). Effects of stimulus order on discrimination processes in comparative and equality judgements: data and models. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, *67*(6), 1121-1150. doi:10.1080/17470218.2013.847968
- Eagleman, D. M. (2005). Time and the Brain: How Subjective Time Relates to Neural Time. *Journal of Neuroscience*, *25*(45), 10369-10371. doi:10.1523/JNEUROSCI.3487-05.2005
- Falmagne, J.-C. (1985). *Elements of psychophysical theory*. Oxford, Oxfordshire, New York: Clarendon Press; Oxford University Press.
- Finnerty, G. T., Shadlen, M. N., Jazayeri, M., Nobre, A. C., & Buonomano, D. V. (2015). Time in Cortical Circuits. *Journal of Neuroscience*, *35*(41), 13912-13916. doi:10.1523/JNEUROSCI.2654-15.2015
- García-Perez, M. A. (2014). Does time ever fly or slow down? The difficult interpretation of psychophysical data on time perception. *Front Hum Neurosci*, *8*, 415. doi:10.3389/fnhum.2014.00415
- Grondin, A. (1999). When to start explicit counting in a time-intervals discrimination task: A critical point in the timing process of humans. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, *25*(4), 993-1004.
- Grondin, S. (2010). Timing and time perception: a review of recent behavioral and neuroscience findings and theoretical directions. *Atten Percept Psychophys*, *72*(3), 561-582. doi:10.3758/APP.72.3.561
- Grondin, S. (2014). About the (Non)scalar Property for Time Perception. In H. Merchant & V. de Lafuente (Eds.), *Neurobiology of Interval Timing* (Vol. 829, pp. 17-32). New York, NY: Springer New York.
- Hellstrom, A. (1979). Time errors and differential sensation weighting. *Journal of Experimental Psychology. Human Perception and Performance*, *5*(3), 460-477.
- Hellstrom, A. (2000). Sensation weighting in comparison and discrimination of heaviness. *Journal of Experimental Psychology. Human Perception and Performance*, *26*(1), 6-17.
- Hellstrom, A. (2003). Comparison is not just subtraction: effects of time- and space-order on subjective stimulus difference. *Percept Psychophys*, *65*(7), 1161-1177.
- Hellström, A. (1985). The time-order error and its relatives: Mirrors of cognitive processes in comparing. *Psychological Bulletin*, *97*, 35-61.
- Hellstrom, A., & Rammsayer, T. H. (2015). Time-order errors and standard-position effects in duration discrimination: An experimental study and an analysis by the sensation-weighting model. *Atten Percept Psychophys*, *77*(7), 2409-2423. doi:10.3758/s13414-015-0946-x
- Ivry, R. B., & Schlerf, J. E. (2008). Dedicated and intrinsic models of time perception. *Trends in Cognitive Sciences*, *12*(7), 273-280. doi:10.1016/j.tics.2008.04.002
- Jaeger, T. F. (2008). Categorical data analysis: Away from ANOVAs (transformation or not) and towards logit mixed models. *Journal of Memory and Language*, *59*(4), 434-446.
- Johnson, H. A., Goel, A., & Buonomano, D. V. (2010). Neural dynamics of in vitro cortical networks reflects experienced temporal patterns. *Nat Neurosci*, *13*(8), 917-919. doi:10.1038/nn.2579
- McCormack, T., Wearden, J. H., Smith, M. C., & Brown, G. D. (2005). Episodic temporal generalization: a developmental study. *Q J Exp Psychol A*, *58*(4), 693-704.
- Merchant, H., Zarco, W., & Prado, L. (2008). Do we have a common mechanism for measuring time in the hundreds of millisecond range? Evidence from multiple-interval timing tasks. *Journal of Neurophysiology*, *99*(2), 939-949. doi:10.1152/jn.01225.2007
- Patching, G. R., Englund, M. P., & Hellstrom, A. (2012). Time- and space-order effects in timed discrimination of brightness and size of paired visual stimuli. *Journal of Experimental Psychology. Human Perception and Performance*, *38*(4), 915-940. doi:10.1037/a0027593
- R Core Team. (2015). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/>. Retrieved from URL <http://www.R-project.org/>.
- Rammsayer, T. H., & Troche, S. J. (2014a). Elucidating the internal structure of psychophysical timing performance in the sub-second

- and second range by utilizing confirmatory factor analysis. *Adv Exp Med Biol*, 829, 33-47. doi:10.1007/978-1-4939-1782-2_3
- Rammsayer, T. H., & Troche, S. J. (2014b). In search of the internal structure of the processes underlying interval timing in the sub-second and the second range: a confirmatory factor analysis approach. *Acta Psychol (Amst)*, 147, 68-74. doi:10.1016/j.actpsy.2013.05.004
- Wearden, J. H. (1992). Temporal generalization in humans. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 12(2), 134-144. doi:10.1037/0097-7403.18.2.134
- Wearden, J. H. (2004). Decision processes in models of timing. *Acta Neurobiologiae Experimentalis*, 64(3), 303-317.
- Wearden, J. H. (2008). Slowing down an internal clock: Implications for accounts of performance on four timing tasks. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 61(2), 263-274. doi:10.1080/17470210601154610
- Wearden, J. H., & Bray, S. (2001). Scalar timing without reference memory? Episodic temporal generalization and bisection in humans. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology. B, Comparative and Physiological Psychology*, 54(4), 289-309. doi:10.1080/713932763
- Wearden, J. H., Denovan, L., & Haworth, R. (1997). Scalar timing in temporal generalization in humans with longer stimulus durations. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 23(4), 502.
- Wearden, J. H., & Lejeune, H. (2008). Scalar properties in human timing: conformity and violations. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 61(4), 569-587.
- Wearden, J. H., & Towse, J. N. (1994). Temporal generalizations in humans: Three further studies. *Behav Processes*, 32(3), 247-263. doi:10.1016/0376-6357(94)90046-9