

117
zej



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA DE MEXICO

FACULTAD DE PSICOLOGIA

Determinantes de la pausa Post-reforzamiento:
Una comparación de Programas de
Razón e Intervalo Fijo.

T E S I S

Que para Obtener el Título de:
LICENCIADO EN PSICOLOGIA EXPERIMENTAL

Presenta:
Judith Marina Menez Díaz

Director de Tesis:
Mtro. Florente López Rodríguez

Director de la Facultad:
Dr. Juan José Sánchez Sosa

México, D. F. **TESIS CON
FALLA DE ORIGEN** 1994



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 está 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.

I N D I C E

INTRODUCCION	1
ANTECEDENTES Y JUSTIFICACION	4
METODO	62
RESULTADOS	66
CONCLUSIONES	82
REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS	98
TABLAS Y FIGURAS	103

INTRODUCCION.

El trabajo empírico y teórico dentro del Análisis de la Conducta ha descansado, durante mucho tiempo, en la investigación sobre programas de reforzamiento. Parte de la investigación se ha centrado en tratar de explicar de qué manera las restricciones impuestas por dichos programas llegan a producir las propiedades observadas con respecto a la respuesta y su distribución temporal.

Como ya es sabido, los programas de reforzamiento manipulan, básicamente, dos requisitos para disponer la entrega del reforzador: el paso de cierto intervalo de tiempo, o la ejecución de un determinado número de respuestas; los cuales, a su vez, pueden mantenerse fijos o variar.

En los programas de Razón Fija se requiere que el organismo emita un número fijo de respuestas antes de ser reforzado; en los de Intervalo Fijo se exige que transcurra un tiempo fijo, al término del cual el sujeto debe emitir una respuesta para obtener el reforzador. Un hecho que ha llamado la atención en la ejecución bajo estos programas, es la aparición de una pausa posreforzamiento que es seguida de una tasa de respuesta alta y relativamente constante, que se mantiene hasta el momento de recibir el reforzamiento. Esta característica ha llevado a pensar que la duración de la pausa posreforzamiento pudiera estar controlada por las mismas variables en ambos tipos de programa.

Algunas de las explicaciones formuladas para dar cuenta de los determinantes de la ejecución en estos programas se basan en argumentos acerca de la fortaleza de la respuesta (ponderaciones entrada-salida de reforzamiento-respuestas) y las propiedades discriminativas e inhibitorias del reforzador (Ferster y Skinner, 1957; Dews, 1970; Harzem y Harzem, 1981; Schneider, 1969).

En los programas de IF, los trabajos se han encaminado a la búsqueda de modelos formales para dar cuenta del patrón conductual, considerándolo básicamente en términos de un proceso de estimación o discriminación temporal, resaltando la importancia del IER como el factor determinante de las ejecuciones. Algunas investigaciones dan como resultado que las funciones de poder, con exponente menor a uno, son las que mejor describen la relación IER-pausa (Lowe, Harzem y Spencer, 1979), en tanto que otras sugieren que las funciones proporcionales caracterizan mejor el control temporal de la conducta (Gibbon, 1977; Shull, 1979; Killeen, 1991; Staddon y Higa, 1991). Otros hallazgos se centran en el análisis de las distribuciones de densidad de probabilidad, derivadas de la distribución de las pausas obtenidas en ejecución estable bajo estos programas; en IF la probabilidad de concluir la pausa (o iniciar el período de responder) se va incrementando como una función del tiempo transcurrido. Estos datos parecen apoyar una hipótesis de estimación temporal como el proceso que subyace a la ejecución en este tipo de programa. Sin embargo, una hipótesis

alterna asume que un análisis en términos de demoras al reforzamiento, es capaz de dar cuenta de los datos encontrados hasta ahora.

Respecto a los programas de RF, el trabajo ha sido menos extenso, Mazur (1991) por ejemplo, en un modelo sobre la ejecución en programas de razón fija, basa la posibilidad de inicio de la respuesta, y la duración de la pausa, en una regla de decisión probabilística del organismo (igualación momentánea), que toma como base la cantidad de respuestas que separan el momento de inicio de la respuesta, de la entrega del reforzador. Existe también la formulación acerca de la función que describe la relación IER-pausa, que de acuerdo con Capehart et al(1980), es lineal. Basándose en un análisis de las distribuciones de la proporción de pausas mayores que un valor t , estos autores afirman que la probabilidad de terminar la pausa se mantiene constante a lo largo del tiempo, lo cual significa que la ejecución en estos programas no está determinada temporalmente, sino que deriva del proceso ya señalado, basado en demoras al reforzamiento.

El presente trabajo se propone analizar la relación entre el IER y la PPR, para los programas de razón fija e intervalo fijo, y comparar las distribuciones de pausas generadas por ambos programas cuando alternan en un programa múltiple, con el fin de analizar sus propiedades temporales.

LA PAUSA POSREFORZAMIENTO.

La explicación más socorrida acerca de la pausa posreforzamiento se basa en la noción de control temporal, sin embargo existen otras argumentaciones que no necesariamente se han centrado en el proceso de estimación temporal como determinante principal de la pausa, sino que han recurrido a planteamientos molares o moleculares acerca de la relación respuesta-reforzador como los posibles determinantes. A fin de presentar un panorama general del problema, en la siguiente sección se abordarán estos enfoques.

ANÁLISIS CUANTITATIVO DE LA EJECUCIÓN BAJO PROGRAMAS DE INTERVALO FIJO, EN TÉRMINOS DE DOS ESTADOS.

En un análisis de los programas de intervalo fijo, Schneider (1969) afirma que varias características del patrón de respuesta pausa-carrera sugieren que un programa de intervalo fijo pueda ser considerado como un programa múltiple extinción-intervalo variable, es decir, que está compuesto de dos estados. El primer estado es el período de extinción posreforzamiento, temporalmente discriminado, al que sigue un segundo componente, o segundo estado, caracterizado por una elevación en la tasa de respuesta, que finaliza con la presentación del reforzador. En principio, este argumento es congruente con la formulación de que la pausa es un fenómeno

derivado de un proceso de control, discriminación o estimación temporal.

Una condición necesaria para cuantificar estos estados o componentes, consiste en determinar los parámetros del patrón característico de pausa-carrera y, con base en ellos, determinar el punto de transición.

El primer parámetro que se tomó para este fin, fue el tiempo transcurrido desde la entrega del reforzamiento hasta la ocurrencia de la primera respuesta. Sin embargo, al efectuarse una inspección visual de los registros acumulados, se detectó que la primera respuesta no siempre era un indicador del punto donde existía un cambio (transición) a una tasa rápida de respuesta. Con frecuencia ocurrían una o más respuestas distribuidas de manera azarosa, antes de que la tasa se acelerara a su valor terminal. Además, promediar las tasas locales de respuesta en los diferentes intervalos podría traer como resultado una distribución no representativa de los intervalos individuales. Para resolver este problema se utilizó el siguiente procedimiento:

- Ajustar una recta que represente la tasa de respuestas comprendida por el período anterior a ese punto (Estado 1).
- Ajustar otra línea recta a la porción del intervalo posterior a dicho punto (Estado 2).

El punto donde estas dos rectas se cruzan representa el punto de corte.

Schneider (1969) empleó un proceso repetitivo en el cual el punto de intersección de esas dos líneas se variaba sistemáticamente hasta que la suma de las desviaciones cuadradas de las dos líneas ajustadas se minimizara. Una vez que se determinaba el punto de corte para cada intervalo, se procedía a calcular la tasa promedio momentánea antes y después de dicho punto, de la siguiente manera: para los diferentes valores del programa de intervalo fijo (64, 120, 256 y 512 seg), se estimaba el número de respuestas contenidas en los primeros subperíodos de cuatro segundos a partir del punto de transición. Enseguida, se sumaron los valores obtenidos en los subintervalos correspondientes y posteriormente se dividió este valor entre el número de intervalos, para obtener así la tasa promedio momentánea (respuestas/segundo), para los subperíodos de 4 segundos posteriores al punto de corte. Esto se repitió para el segundo segmento de 4 segundos después del punto de corte, y así, hasta agotarse todos los segmentos subsecuentes. Posteriormente se aplicó el mismo procedimiento para los subperíodos de 4 segundos que precedían al punto de corte. Una desventaja de esta técnica fue que el número de intervalos representados en cada período de 4 segundos decrementaba conforme incrementaba la distancia al punto de corte en cualquier dirección. En vista de esto, se optó por incluir sólo aquellos segmentos de tiempo para los cuales existieron 20 o más ocurrencias, evitándose

de esta manera, estimaciones inadecuadas en análisis subsecuentes.

El análisis de la tasa de respuesta en el segundo estado resultó ser una función creciente, negativamente acelerada, de la tasa de reforzamiento en el segundo estado, lo cual es congruente con lo observado en programas de intervalo variable (Catania y Reynolds, 1968). La tasa de respuesta reportada en el primer estado se mantuvo relativamente constante.

Schneider (op. cit) informa que el valor del IF determinó, de manera casi exclusiva, el punto de transición. Al graficar el punto de transición como una función de la longitud del intervalo fijo, obtiene una función lineal con una pendiente de 0.67. Un dato interesante es que la desviación estándar del punto de transición fue una función aproximadamente lineal respecto a su media. Esto resulta congruente con el argumento postulado por Gibbon (1977) en su teoría de estimación escalar. Estos resultados proporcionan apoyo a la afirmación de que el primer estado, correspondiente al período de la PPR, es un estado temporalmente discriminado.

En resumen, este modelo permitió describir la conducta asintótica en programas de intervalo fijo como una primera aproximación cuantitativa consistente en dos estados. Un estado, que empieza inmediatamente después de la entrega del reforzamiento, que presenta una tasa de respuestas baja y aproximadamente constante, con un punto de transición en alguna parte del intervalo

donde ocurre una aceleración rápida (segundo estado), a una tasa alta y constante de respuestas. Como se indicó, el razonamiento de Schneider depende de que el primer estado corresponda a un estado de extinción, donde la señal asociada es propuesta como temporalmente discriminada. No obstante, existe al menos otra propuesta respecto a la determinación de la pausa o primer estado.

LA PAUSA POSREFORZAMIENTO COMO RESULTADO DE INHIBICION.

Una de las nociones más difundidas acerca de la causa de la aparición de la pausa posreforzamiento en los patrones de respuesta de los distintos programas de reforzamiento, es la propuesta por Harzem y Harzem (1981). El argumento principal de este tratamiento señala que la pausa posreforzamiento es producto de inhibición.

Harzem y Harzem (1981) llevaron a cabo un análisis teórico del reforzamiento que explica la pausa posreforzamiento en términos de supuestos efectos inhibitorios del reforzador. Mencionan que existen dos tipos de inhibición: la incondicionada y la condicionada. Respecto a la primera, Harzem y Harzem sostienen que cualquier estímulo que funcione como reforzador es asimismo un estímulo inhibitorio incondicionado, que tiene un efecto específico sobre la respuesta a la que se asocia. Así, la cantidad de inhibición producida por su presentación está en función de su magnitud, se acumula durante presentaciones sucesivas y varía con el tiempo que ha transcurrido entre los reforzadores. Al utilizar

el término de inhibición incondicionada enfatizan el hecho de que el estímulo particular posee una propiedad inhibitoria que no se debe a un procedimiento de condicionamiento precedente. Esta característica del reforzador explicaría la aparición de la pausa (o período refractario) en las ejecuciones bajo cualquier programa de reforzamiento.

Estas afirmaciones acerca de las propiedades inhibitorias del reforzador dan lugar al supuesto de que ocurrirán fenómenos de desinhibición y acumulación, detectables y analizables en las ejecuciones bajo los distintos programas.

Como apoyo del planteamiento de que el aumento de la magnitud del reforzador es equivalente a un incremento en la intensidad del estímulo, que resultaría en el aumento de la inhibición, Harzem, Lowe y Priddle-Higson (1978), quienes utilizando ratas como sujetos, manipulan la magnitud del reforzador (grado de concentración de leche condensada diluida en agua), bajo un programa de Intervalo Variable de probabilidad constante. Bajo estas condiciones, la duración de la pausa posreforzamiento incrementó en función de la magnitud del reforzador. Esta evidencia favorece la afirmación de que el reforzador funcionó como un estímulo inhibitorio incondicionado, que produjo incrementos en la duración de la pausa debidos a los incrementos en la intensidad del estímulo.

Desafortunadamente, esta evidencia no es concluyente, pues en el programa IV utilizado, las pausas más breves correspondieron con el valor del subintervalo más corto (4 seg) programado, de manera que, a pesar de que la probabilidad de reforzamiento fue constante más allá de 4 seg después del reforzamiento, por abajo de los 4 seg. fue de cero. Debido a ello no es posible descartar la posibilidad de que el reforzador funcionase como estímulo delta, señalando un período de no reforzamiento, o un intervalo entre reforzadores mínimo, lo que a su vez determinaría la pausa posreforzamiento obtenida.

A fin de desechar la posibilidad del desarrollo de control discriminativo, y considerando que el único programa en que el reforzamiento carece de una función de estímulo delta, es el de reforzamiento continuo, donde la probabilidad del reforzamiento permanece constante (1.0) en todo momento. Harzem y Harzem (1981), sometieron a ratas a dicho programa, utilizando como reforzador una solución azucarada de 0.05 ml al 40%. En sesiones de prueba, presentaban al azar diferentes variaciones de la concentración de la solución (10, 20, 30, 40, 50 y 60%). Los resultados indicaron que a mayor concentración del reforzador, mayor la duración de la pausa posreforzamiento promedio. Estos resultados proporcionaron apoyo a su hipótesis.

Para fortalecer la idea de procesos inhibidores implicados, trataron de probar si la manipulación de los efectos inhibitorios

del reforzador podía dar lugar al fenómeno de desinhibición. Considerando que el efecto de la magnitud del reforzador sobre la duración de la PPR es acumulativo, entonces la introducción de un cambio en la situación reforzante, debería actuar como un desinhibidor produciendo una disminución de la inhibición. Trabajando con dos grupos de ratas que respondían a un programa de reforzamiento continuo, se utilizaron dos reforzadores distintos; uno fue una solución de leche condensada (0.05 ml) al 60%, y el otro, una solución de agua azucarada (0.05 ml) al 60%. Después de nueve sesiones diarias bajo estas condiciones, se procedió a presentar 6 sesiones más en las cuales se omitían, al azar, el 50% de las presentaciones de los reforzamientos. Se procedió a comparar la primera y segunda pausas posreforzamiento consecutivas que ocurrían después de una omisión. Los resultados confirmaron la predicción: en casi todas las ocasiones, la segunda pausa posreforzamiento fue más larga que la primera, es decir, cuando se omitió el reforzador, las respuestas siguientes incrementaron en velocidad, o la pausa siguiente decreció en duración, lo que permitió afirmar que los cambios en estas dos medidas (velocidad de respuesta y duración de la pausa) reflejaban el mismo fenómeno de desinhibición. Esta manipulación demostró que la omisión del reforzador afecta de manera diferenciada a la pausa posreforzamiento y a la tasa o velocidad de respuesta, una vez que ésta se ha iniciado.

Por otra parte, sobre el segundo tipo de inhibición, la inhibición condicionada, se ha considerado que en aquellas situaciones en que el reforzamiento posee una función discriminativa, señalando un período durante el cual no estará disponible el reforzador, éste puede funcionar como un estímulo inhibitorio condicionado que da lugar a la pausa (Cruse, Vitulli y Derke, 1966; Ferster y Skinner, 1957; Harzem, Lowe y Spencer, 1978). La noción de inhibición condicionada se ajusta a la definición de estímulo inhibitorio, propuesta por Hearst, Besley y Farthing (1978), para quienes un estímulo inhibitorio es aquél que durante el condicionamiento, desarrolla la capacidad para decrementar la fortaleza de la respuesta, por abajo del nivel al que ocurre cuando este estímulo no está presente. De aquí la afirmación de que siempre que se ha aceptado la existencia de un efecto inhibitorio del reforzador, se ha supuesto que debe ser de carácter condicionado, es decir, que es una propiedad que adquiere a través de su función discriminativa (de estímulo delta).

Una manera de someter a prueba la hipótesis de inhibición condicionada es suponer que si otros estímulos son presentados exactamente en la misma forma que el reforzador, deben funcionar como estímulos discriminativos y adquirir de igual manera propiedades inhibitorias en la misma magnitud. Kello (1972), Staddon (1974), Staddon e Innis (1966, 1968) y Staddon (1972) estudiaron esta posibilidad al omitir ocasionalmente la presentación del reforzador, dentro de cada sesión experimental, reemplazándolo por

otro estímulo, presumiblemente neutral. De esta manera, tanto este estímulo como el reforzador, señalarían un período durante el cual el reforzador no está disponible, manteniendo la regularidad temporal y por consiguiente, posibilitando el desarrollo de control discriminativo. De ser esto cierto, las pausas que ocurrieran después de la presentación del estímulo (pausas pos-estímulo), debieran ser similares en duración a las pausas posreforzamiento. Sin embargo, se encontró que las pausas pos-estímulo fueron más cortas.

Todos estos hallazgos parecieron apoyar la afirmación de Harzem y Harzem (1981) de que el reforzador posee propiedades inhibitorias incondicionadas, sin embargo, los supuestos acerca de la función delta del reforzador, así como la noción de inhibición condicionada, permanecieron sin confirmación.

En el caso de los dos enfoques anteriormente presentados se observa que su explicación de la PPR se reduce a afirmaciones cualitativas respecto a su aparición y determinación. Otras líneas de razonamiento se inclinan por análisis molares y cuantitativos de la relación entre la PPR y sus determinantes, a fin de desarrollar una descripción formal y predictiva.

UNA EXPLICACIÓN DE LA PPR EN TERMINOS DE DEMORA AL REFORZADOR.

En un análisis molar de las variables responsables del tamaño de la pausa posreforzamiento, Shull (1979) presenta dos ideas parcialmente separables. La primera toma a la pausa como un índice del valor recompensante de la situación que sigue inmediatamente a su terminación. Esta idea mantiene que la pausa es explicable si se supone que el valor del reforzador se incrementa en función de la tasa de reforzamiento y decrementa en función del nivel de respuestas emitidas por reforzador. Por tanto, en el caso de los programas de Intervalo Fijo, el valor máximo del reforzador estaría asociado con una pausa que durase exactamente lo que dura el intervalo, para aproximar así la tasa de reforzamiento a su máximo posible, con un nivel de producción total de respuestas mínimo, esto es, una sola respuesta. No obstante, si la pausa posreforzamiento obtenida igualara al intervalo programado, las desviaciones aleatorias provocarían, suponiendo una distribución de pausas simétrica alrededor de la media, que la mitad de las pausas excediera el tamaño del intervalo fijo y por tanto, decrementase la frecuencia de reforzamiento por abajo del máximo nivel posible, ya que provocaría el alargamiento del IER. Si el animal fuese sensible a esta relación, la distribución de las pausas debería desplazarse hacia valores más pequeños. De esta manera, la pausa posreforzamiento promedio podría representar un punto de equilibrio, en el que la disminución en la frecuencia del reforzamiento es mínima y el control por el valor del reforzador es

máximo (Shull, 1979).

El argumento anterior concuerda con el hecho de que, en la mayoría de los casos, la pausa posreforzamiento reportada ocurra, aproximadamente, entre uno y dos tercios del valor del intervalo (Dukich y Lee, 1973; Gibbon, 1977; Schneider, 1969; Shull, 1971).

Bajo estas condiciones, si la distribución de frecuencias de las pausas generadas por un programa de intervalo fijo es aproximadamente normal, una proporción insignificante de pausas podría exceder el intervalo fijo, si la pausa promedio es menor a tres unidades de desviación estándar por abajo del valor del intervalo. Algunos datos han indicado que con procedimientos de estimación temporal, la desviación estándar es proporcional al intervalo promedio producido sobre un amplio rango de valores, donde una constante de proporcionalidad de 0.3 no resulta atípica (Gibbon, 1977; Platt, 1979; Stubbs, 1979). Lo anterior puede ser expresado en la siguiente ecuación:

$$P = I - 3(0.3P) \dots\dots\dots (1)$$

Donde P es la pausa promedio; I es la duración del intervalo fijo; 3 es el número de unidades de desviación estándar por abajo del valor del intervalo y los términos que se encuentran dentro el paréntesis corresponden a la desviación ya mencionada y a la pausa.

Al solucionar para P, se tiene:

$$P = \frac{I}{1.9} = 0.53 I \dots\dots\dots (2)$$

Esto predice que la pausa promedio incrementa linealmente en función del intervalo fijo, con una pendiente aproximada de 0.5 (Dukich y Lee, 1973; Schneider, 1969; Shull, 1971).

En vista de que la pausa posreforzamiento no ocurre exclusivamente en los programas de intervalo fijo, sino que de hecho se ha tomado como una característica de los programas de razón fija y de aquellos en los que el intervalo es iniciado por una respuesta, como es el caso de los programas encadenados o Tándem RFl TF, Shull amplió este análisis.

En estos programas, se dijo, existe una clara relación entre la tasa de respuesta y el tamaño de la pausa, con la frecuencia de reforzamiento. En los programas de razón, el IER incrementa proporcionalmente con aumentos en la pausa y la tasa de respuesta. Por lo anterior, una frecuencia máxima de reforzamiento ocurriría cuando el sujeto en cuestión inicia la respuesta inmediatamente después de la presentación del reforzamiento. Sin embargo, lo anterior no ocurre, ya que en estos programas se han observado pausas sustanciales, lo que parece indicar que el sujeto no se comporta en forma adaptativa. Esto resulta más claro, si se considera que la proximidad de la primera respuesta con respecto al

reforzamiento es relativamente independiente del tamaño de la pausa.

Dada esta relación entre el tamaño de la pausa y el valor del Intervalo fijo en programas Tándem o Encadenados RF1 IF, o el tiempo de trabajo en el caso de los programas de razón, se sugiere que la duración de la pausa posreforzamiento depende directamente de la cantidad de tiempo anticipado de respuestas, en el período iniciado por la primera respuesta hasta la entrega del reforzamiento (el tiempo de trabajo), es decir, a mayor tiempo anticipado, mayor la pausa.

Debido a lo anterior, en los dos tipos de programa considerados, la pausa reduce la tasa de reforzamiento por abajo del máximo posible.

En estos casos, se considera que la pausa puede reflejar el tiempo invertido en actividades que son reforzadas por una clase de reforzamiento diferente del que se programa para la conducta terminal (Staddon y Simmelhag, 1971), y ya que es improbable que estas actividades, llamadas interinas, ocurran al mismo tiempo que las conductas terminales y dado que estas últimas predominan después de finalizada la pausa posreforzamiento, las actividades interinas deben limitarse al período de tiempo inmediatamente anterior al inicio de la conducta terminal. De esta manera, cualquier valor reforzante que se derive de tales actividades,

podría producir una tendencia a alargar la duración de la pausa, contrarrestando así el efecto de la asociación entre la duración de la pausa y la tasa de reforzamiento terminal, que tendería a acortar su duración. Por lo tanto, la pausa resultante podría tener una duración asociada al mayor valor reforzante; es decir, el organismo podría tolerar algunas reducciones en la tasa terminal de reforzamiento, ocupando un tiempo suficiente para las otras actividades (las interinas). Si este tiempo es proporcionalmente considerable respecto al tiempo total del intervalo, la duración de la pausa podría incrementar en función del número de respuestas, para los programas de razón fija, o en función de la longitud del intervalo fijo, en el caso de los programas encadenados RFI IF (Shull, 1979), hecho que ha sido reportado en varias investigaciones.

Por lo anterior, Shull (1979) sugirió que la relación entre la PPR y el IER, está mediada por los "tiempos de trabajo previamente experimentados" o el tiempo transcurrido desde la primera respuesta hasta la entrega del reforzador, en un ciclo inter-reforzamiento. De esta manera, la duración del IER regula la duración del tiempo de trabajo, el cual a su vez, controla la duración de la PPR.

Shull representó la relación propuesta como sigue:

$$P = a W_e \dots\dots\dots (3)$$

Donde P representa a la PPR, W_e el "tiempo de trabajo previamente experimentado", y a es un parámetro libre que quizás refleje los efectos de variables motivacionales.

Por otra parte, es posible demostrar que la propuesta de control de la duración de la pausa por el tiempo de trabajo es aplicable a la ejecución bajo programas de IF. Si el IF se incrementa, el tiempo de trabajo que sigue a cualquier pausa particular se incrementará de manera correspondiente. Estos cambios en el tiempo de trabajo producirán que la pausa promedio cambie en la dirección correspondiente.

De acuerdo con Shull, se requieren dos supuestos para desarrollar una ecuación que demuestre que el valor en equilibrio de la pausa sigue una función creciente y lineal respecto al valor del IF. El primero es que cuando el tiempo de trabajo es independiente de la pausa (como es el caso en los programas de RF y RF1IF), la pausa es una función lineal creciente del tiempo de trabajo, con una ordenada al origen cercana a cero. El otro supuesto es el ya mencionado, esto es, que la pausa actual está determinada por los tiempos de trabajo previamente experimentados. Dado que el tiempo de trabajo es el tiempo que resta posterior a la terminación de la pausa, podemos sustituir a W_e en la ecuación anterior:

$$P = a(I - P_e) \dots\dots\dots (4)$$

donde I es la duración del IF y P_0 se refiere a las pausas previamente experimentadas. En equilibrio, las pausas previamente experimentadas generan tiempos de trabajo que producen de nuevo la misma pausa promedio. En equilibrio, $P = P_0$, por lo tanto la ecuación puede reescribirse como:

$$P = a (I - P) \dots\dots\dots (5)$$

con solución para P:

$$P = \frac{a}{(1 + a)} I \dots\dots\dots (6)$$

La ecuación de Shull predice una relación lineal entre la Pausa Posreforzamiento y el Intervalo entre reforzadores, en programas de intervalo fijo.

De las dos ideas planteadas, esta última ha sido la que ha generado menos controversia, dado que el tiempo de trabajo es similar a otra clase de variables que se supone reducen el valor del reforzador o la fuerza de la respuesta: demora del reforzamiento; el tiempo al eslabón terminal, en programas encadenados; esfuerzo en la respuesta y distancia psicológica. Respecto a la primera afirmación, no ha sido bien establecida y aunque parece muy simple, actualmente no existen datos suficientes para rechazarla (Shull, 1979).

Debe señalarse que aunque ambas ecuaciones predicen relaciones lineales entre la PPR y el IER en programas de intervalo fijo, la

ecuación 2 predice una pendiente particular, en tanto que en la ecuación 6 la pendiente depende del parámetro a . Resultaría conveniente, entonces, cotejar la evidencia existente respecto a la linealidad de la relación y acerca del valor de la pendiente.

LA PAUSA EN LOS PROGRAMAS DE INTERVALO FIJO.

Como ya se mencionó (Shull, 1979), uno de los efectos más consistentes en los programas de intervalo fijo, es que la pausa posreforzamiento incrementa en función de los incrementos en el valor del intervalo entre reforzadores. Esto despertó el interés por encontrar la función que relaciona el tamaño de la pausa con el valor del intervalo. En algunas investigaciones se ha sugerido que la forma de la relación es lineal, es decir, que la pausa posreforzamiento ocupa una proporción constante del intervalo fijo (Lowe, Harzem y Spencer, 1979; Shull, Guilkey y Witty, 1972; Schneider 1969; y Neuringer y Schneider, 1968; Gibbon, 1977; Platt, citado en Lowe, et al., 1979). Sin embargo, otros estudios han señalado que la relación entre las propiedades temporales del medio ambiente y la conducta se pueden describir de una manera más adecuada por una función de potencia con exponente menor a uno (Catania, 1970; De Casper y Zeiler, 1974, 1977; Kuch, 1974; Platt, Kutch y Bitgood, 1973).

Esta discrepancia dió lugar a que otros investigadores estudiaran las ventajas relativas de esas dos funciones para

describir dicha relación. Por ejemplo, Lowe, Harzem y Spencer (1979) reportan evidencia que favorece a la función de potencia.

Su argumento se fundamentó en estudios que trataron de demostrar que la función de potencia reflejaba una relación causal directa entre los parámetros temporales del programa de reforzamiento y la conducta (Catania, 1970; De Casper y Zeiler, 1974, 1977; Kuch, 1974; Platt, Kutch y Bitgood, 1973). Además de esto, ya se había mencionado que la similitud entre las funciones de potencia y las leyes planteadas en Psicofísica (Stevens, 1957), sugerían la existencia de procesos temporales similares en las ejecuciones bajo programas de reforzamiento diferenciado con animales y las ejecuciones con humanos en psicofísica.

En el caso de los programas de diferenciación temporal donde se refuerzan duraciones de respuesta o tiempos entre respuestas (TER's) específicos, al analizar las ejecuciones de los animales, se encontró que éstas eran congruentes con las leyes de psicofísica y se propuso la siguiente ecuación (Platt, 1979) para representarlo:

$$M = k t^x \dots\dots\dots (7)$$

Donde, M es la media obtenida de la duración de la respuesta, t es el valor del requisito temporal, k y x son constantes; con la característica de que estos parámetros son respectivamente, mayor que y menor que, 1.0.

En vista de que la ecuación 7, es matemáticamente idéntica a la ley de potencia con la que se han ajustado datos psicofísicos en humanos (Eisler, 1976; Staddon, 1977; Stevens, 1957), se han considerado ambos procedimientos como equivalentes (De Casper y Zeiler, 1977).

Otros autores como Gibbon (1977), y Platt (1979), han considerado necesario tomar en cuenta la dispersión de los TER's en estos programas de reforzamiento diferenciado, llegando a una formulación adicional. Su modelo se distingue por sus predicciones acerca de la variabilidad en la duración de la respuesta bajo estos programas proponiéndose así otra ecuación:

$$S = bM + a \dots\dots\dots (8)$$

donde S, representa la desviación estándar en la duración de la respuesta, M la duración promedio de la respuesta, a y b son constantes. En muchos casos a tiene un valor aproximado a cero de tal manera que la desviación estandar de la duración de la respuesta es una fracción constante de la media (Platt, 1979).

Con base en la ecuación 8, que formalmente representa la ley de Weber, se han ajustado las ejecuciones obtenidas en programas de diferenciación temporal y se ha manifestado su semejanza con las tareas de estimación temporal en psicofísica.

No obstante, se han identificado dos diferencias básicas que se dice dificultan el análisis de los datos y hasta cierto punto cuestionan la similitud de los procesos. La primera es de orden metodológico: en los estudios de psicofísica con tareas de estimación temporal, por lo regular se presenta un estímulo de duración regular (un intervalo de tiempo t), al sujeto, quien debe dar su estimación de éste. Con programas de diferenciación temporal también se cuenta con un requisito temporal, pero a diferencia del procedimiento anterior, tanto las duraciones de las respuestas que cumplan como mínimo con este tiempo como aquéllas que lo exceden, son reforzadas. Esto trajo a colación diferencias sustanciales en las duraciones de las respuestas reforzadas, que se traducen en problemas en el momento de estimar las relaciones de potencia entre estas duraciones y el requisito temporal del programa.

La segunda dificultad hace referencia a aspectos específicos de la operación del reforzamiento: a diferencia de las situaciones con humanos, donde la retroalimentación recibida ocurre a voluntad del experimentador, en los programas de diferenciación temporal las respuestas correctas siempre son reforzadas y las incorrectas no lo son. El resultado conductual de esto no refleja solamente la eficacia del proceso de estimación temporal, sino que podría ser el producto de factores que se relacionan con el resultado final de diferentes duraciones de las respuestas (Platt, 1979).

En el caso concreto del análisis de ejecuciones bajo programas de intervalo fijo, las dificultades arriba mencionadas no tienen lugar, en vista de que hay una concordancia elevada entre los tiempos entre reforzamientos programados y los obtenidos, además de que no se refuerzan explícitamente, respuestas con una duración determinada (Lowe, Harzem y Spencer, 1979; Lowe y Wearden, 1981). Además, la respuesta que da fin a la pausa rara vez es reforzada y, por consiguiente, rara vez excede el valor del intervalo programado, por lo que la frecuencia de reforzamiento no decrementa. Por lo anterior, resulta válido el uso de la Ley de Potencia psicofísica para describir las ejecuciones en programas de intervalo fijo (Lowe y Wearden, 1981), considerándose para este análisis, a la duración media de la pausa posreforzamiento como la variable pertinente. La ecuación empleada, aunque representada por diferentes símbolos en varios estudios, denotaría lo mismo:

$$Y = R X^n \dots\dots\dots (9)$$

Donde Y representa la media de la duración de la pausaposreforzamiento, X el valor del programa, R y n son constantes empíricas. Usualmente n es menor que 1.0 (con valores entre 0.46 y 0.73).

Para poder aplicar adecuadamente los argumentos psicofísicos a los resultados obtenidos en estudios con programas de Intervalo Fijo, se han asumido los siguientes supuestos:

- 1.- Los programas de Intervalo Fijo dan lugar a que los sujetos estimen el tiempo programado entre reforzadores.
- 2.- Se considera que, bajo estos programas, la duración de la pausa posreforzamiento es un indicador de la estimación temporal.
- 3.- Las variaciones en la duración de la pausa posreforzamiento con uno o varios valores de un programa de intervalo fijo, reflejan, principalmente, ajustes temporales que realiza el sujeto, más que algún otro factor no relacionado con ello (Lowe y Wearden, 1981).

Trabajar bajo estos supuestos permitió empezar a considerar los resultados obtenidos con programas de intervalo fijo como análogos a los obtenidos con métodos de reproducción en Psicofísica (Guilford, 1954). El intervalo entre reforzadores constituye un estímulo normal y los sujetos intentan reproducirlo haciendo una pausa acorde a su duración o a alguna fracción de ésta. Estudios recientes han demostrado que, en distintas especies, la duración media de las pausas posreforzamiento bajo programas de intervalo fijo, se ajusta a la ley de potencia, y resulta en exponentes similares: utilizando ratas (Catania, 1970; Lowe, Harzem y Spencer, 1979), con cuervos (Kelley y Powell, 1977) y en humanos (Lowe, 1979).

Los datos generados por estas investigaciones se han reanalizado en trabajos posteriores, extendiendo el análisis psicofísico de la conducta bajo programas de intervalo fijo y examinándose su concordancia con la Ley de Weber (Lowe y Wearden, 1981). Estos estudios han demostrado que, para un amplio rango de valores del programa de intervalo fijo, la relación entre la media y la desviación estándar de la pausa posreforzamiento, concuerda con la Ley de Weber. No obstante, se encontró que los valores fraccionarios de la ley de Weber, fueron mayores a los reportados en experimentos de diferenciación temporal (De Casper y Zeiler, 1977). Esta diferencia no es importante si se consideran los reportes de variabilidad en los valores de las fracciones de Weber, mencionados en diferentes experimentos sobre control temporal (De Casper y Zeiler, 1974; 1977).

Lo anterior sugiere que la desviación estándar de la pausa posreforzamiento o duración de las respuestas no es la única medida existente de la sensibilidad del proceso de estimación temporal de los sujetos, sino que también se reconoce la influencia de otros factores no temporales, como pueden ser las diferencias entre condiciones de estimulación o las características de los sujetos (Lowe y Wearden, 1981).

Según esto, parece razonable concluir que, la relación entre la media y la desviación estándar de la pausa posreforzamiento con diferentes valores de los programas de intervalo fijo, sugieren una

explicación de estimación temporal congruente con la Ley de Weber. No obstante, existe una proposición alternativa para dar cuenta de esta posible estimación temporal.

TEORIA ESCALAR DE ESTIMACION TEMPORAL.

Gibbon (1977) afirma que cuando la periodicidad en la presentación de los eventos reforzantes es la regla, más que la excepción, el tiempo se convierte en la variable controladora y los sujetos derivan discriminaciones temporales a partir de eventos relevantes. Propone una explicación teórica acerca de la forma en que dicho control temporal modula la ejecución de los sujetos en una variedad de situaciones. La teoría se fundamenta en una propiedad relativamente simple del proceso de estimación temporal: la estimación escalar del tiempo. Ejemplos de dicha propiedad se encuentran en estudios con programas de intervalo fijo (Dews, 1970), con programas de IV, con presentación de choques a intervalos fijos de tiempo (LaBarbera y Church, 1974), e incluso en procedimientos de evitación (Gibbon, 1971).

La hipótesis de estimación-escalar (Gibbon, 1971, 1972) propone que la conducta está directamente relacionada a los estimados del tiempo al reforzamiento. Los estimados, a su vez, son transformaciones escalares de un "unit timer" apropiado a la estimación de una unidad de tiempo determinada. En los estudios

mencionados, los sujetos difirieron en la exactitud con la que estimaron el tiempo, pero se semejaron en el sentido de que sus estimadores resultaron ser transformaciones escalares simples del *unit timer*. Hasta ese momento, la teoría no había especificado cómo se traducen los estimados de tiempo en conducta, sino solamente que esta traducción mantiene la propiedad escalar. El mecanismo específico de traducción que propone Gibbon (1977) considera que la conducta en paradigmas experimentales correlacionados con tiempo, refleja expectativas de recompensa basadas en estimados escalares del momento en que se espera el reforzador.

La respuesta en programas simples de reforzamiento es vista como el resultado de una discriminación entre la expectancia de reforzamiento local, o momentánea, y la expectancia total de reforzamiento. Por lo tanto, la teoría es descrita apropiadamente como una teoría discriminativa de control temporal.

El núcleo de la hipótesis de estimación-escalar es que la varianza de los estimados de tiempo incrementa con el cuadrado de la media, y por tanto, la explicación se centra en estos dos primeros momentos del fenómeno distribucional de los estimados. Lo anterior puede ser expresado en la siguiente relación:

$$CV = \frac{s}{\bar{x}} = K \dots \dots \dots (10)$$

donde CV es el coeficiente de variación, el numerador representa la desviación estándar, el denominador la media de los estimados y K

una fracción constante.

La expectativa de reforzamiento está inversamente relacionada al tiempo al reforzamiento estimado, y puede ser considerada como un estimado de la tasa de reforzamiento instantánea. La discriminación de la mejora en la expectativa es afectada al tomar la razón de la expectativa local o "inmediata". a la expectativa total o "no discriminada". La respuesta emerge solamente cuando se alcanza una mejora discriminable.

Una forma de apreciar la proposición escalar, es comparándola con otros dos modelos, por ejemplo: registro de tiempo absoluto, y registro de tiempo suponiendo un proceso generador de estimados tipo Poisson.

Estas opciones difieren en la manera en la cual los momentos de la distribución de estimación cambian con cambios en el tamaño del intervalo a ser estimado. De hecho, solamente pueden ser diferenciados cuando se consideran las desviaciones estándar y las medias de las distribuciones de los estimados.

Estas alternativas hacen predicciones muy distintas respecto a cambios en los momentos de las distribuciones con cambios en T. Los procesos Poisson y Escalar de estimación temporal son alternativas más realistas para valores relativamente grandes de T, y no difieren en sus predicciones para el valor medio. Sin embargo,

sí difieren de manera crítica respecto a sus predicciones para la desviación estándar y el coeficiente de variación. La relación de raíz cuadrada para el coeficiente de variación en el proceso de timing Poisson, significa que la "sensibilidad" o eficiencia del proceso de estimación se incrementa con T. En contraste, para el proceso de estimación escalar, el CV permanece constante y representa el parámetro fundamental de sensibilidad del proceso de estimación, comparable a la fracción de Weber (Treisman, 1963). Este parámetro indica la eficacia de las capacidades de resolución temporal.

En el proceso registrador temporal unitario de tiempo absoluto, el valor medio incrementa linealmente respecto a T (intervalo a estimar), dado que los estimados son simplemente $x = u + T - 1$, donde u es la unidad de estimación. La función para la media, por lo tanto, tiene una pendiente de 1 y la ordenada al origen es igual a la media para el registrador unitario menos 1. La varianza no cambia, por lo que el Coeficiente de variación, cambia inversamente con T.

El proceso Poisson genera estimados medios que son proporcionales a T, puesto que la tasa de pulsos permanece constante, pero el conteo requerido para un estimado incrementa proporcionalmente a T. Sin embargo, la desviación estándar se incrementa proporcionalmente respecto a la raíz cuadrada de T, de modo que el coeficiente de variación decremente inversamente

respecto a T.

En el proceso de estimación temporal escalar, la media y la desviación estándar son proporcionales al intervalo a ser estimado, de modo que el coeficiente de variación permanece constante.

La invarianza en la relación entre la desviación estándar y la media de los estimados (como ya había sido reportada por Shull, en 1969) bajo distintos valores del intervalo a ser estimado (IF), resulta congruente con la función lineal que relaciona la PPR con el IER.

La teoría escalar de Gibbon, propuesta como una teoría discriminativa de control temporal, proporciona evidencia a favor de la hipótesis que basa la ejecución bajo programas de intervalo fijo en un proceso de estimación temporal. Ambos modelos, Weber y escalar, se oponen a las afirmaciones de Shull (1979), pero, dada la relación de interdependencia que existe entre la PPR y el tiempo de trabajo en programas de intervalo fijo, su presentación puede evaluarse con mayor precisión en programas donde pausa posreforzamiento y tiempo de trabajo son independientes.

LA PAUSA EN PROGRAMAS DE RAZON FIJA.

Un programa de reforzamiento de razón fija genera un patrón de conducta típicamente bimodal (Ferster y Skinner, 1957). El patrón de respuesta muestra una tasa de respuestas alta o cero respuestas. El periodo de cero respuestas ocurre, generalmente, inmediatamente después de que se presenta un reforzador y es lo que se define como la Pausa posreforzamiento. La pausa posreforzamiento incrementa y la tasa de respuesta tiende a decrementar ligeramente, conforme el requisito de razón aumenta. Ferster y Skinner (1957) proponen que la pausa posreforzamiento observada en programas de RF ocurre porque la presentación del reforzador actúa como un estímulo discriminativo de la ausencia de otro reforzamiento en el futuro cercano.

En análisis posteriores se ha sugerido que el tiempo de trabajo y el intervalo entre reforzadores son las variables que controlan la longitud de la pausa post-reforzamiento en los programas de RF. De acuerdo con Crossman, Heaps, Nunes y Alferink (1974), un cambio en el valor del programa, es decir, en el requisito de respuestas a emitir, involucra un cambio simultáneo tanto en el tiempo de trabajo, como en el intervalo entre reforzadores.

Como ya se mencionó, Shull (1979) ofreció una explicación de la pausa posreforzamiento en programas de razón fija e intervalo

fijo, que enfatiza el requisito de respuesta restante o el tiempo al reforzador que sigue a la pausa, como la variable controladora. Afirma que la duración de la pausa no está controlada por el intervalo entre reforzadores en su totalidad, sino solamente por la porción del intervalo ocupado por la conducta terminal, o tiempo de trabajo. Su propuesta se basa en el supuesto de que el tiempo de trabajo y la pausa posreforzamiento son independientes, como resulta serlo en el caso de los programas de razón. Como ya se mencionó, esto no ocurre en los programas de intervalo fijo, sin embargo Shull desarrolló una ecuación de equilibrio que sorteja esta aparente dificultad, y permite mantener la afirmación inicial de control de la pausa por tiempo de trabajo previamente experimentado, para ambos tipos de programa.

Dentro de la misma línea de razonamiento, Rider y Kametani (1984), argumentan que en programas de reforzamiento estándar, es difícil distinguir entre el tiempo dedicado a la conducta terminal y el tiempo dedicado a la conducta no-terminal, dado que la conducta terminal consiste de respuestas registradas, pero cabe la posibilidad de que los periodos entre respuesta estén constituidos por conducta terminal no medida. La ejecución de dichas respuestas consume una cantidad de tiempo relativamente pequeña, de modo que el supuesto de que el tiempo entre respuestas está uniformemente dedicado a la conducta terminal es arbitrario. Pese a ello, el tiempo de trabajo se estima sustrayendo la duración de la pausa posreforzamiento del intervalo entre reforzadores completo, lo cual

hace prácticamente imposible separar los efectos potenciales de la conducta terminal no medida sobre la pausa. Por ello investigaron la relación que hay entre tiempo de trabajo e intervalo entre reforzadores y la pausa, en programas de razón fija, asumiendo que se puede conseguir una determinación menos ambigua de la relación entre duración de la pausa y el tiempo de trabajo, si el estimado del tiempo de trabajo no se deriva del tiempo entre reforzadores.

Dichos investigadores utilizaron un programa de RF que les permitió evaluar dichos efectos por separado. Para ello, definen a la conducta terminal en términos de una respuesta que puede ser medida de manera continua, en este caso, refuerzan duraciones específicas en que se mantiene oprimida la palanca de respuesta. Encuentran que la duración de la pausa pos-reforzamiento incrementa linealmente conforme se incrementa el requisito de la respuesta. Sin embargo, reportan que el tiempo de trabajo, medido de manera más precisa por medio de una respuesta continua, no es tan buen predictor de la duración de la pausa como lo es el tiempo entre reforzadores. Esto deja la posibilidad de que la pausa en programas de RF esté determinada por el IER, al igual que ocurre en los programas de IF (Rider, 1980; Nevin, 1973; y Killen, 1969).

Aunque el hallazgo de Rider y Kametani (1984) es incongruente con la afirmación de Shull (1979), queda el problema de distinguir si son las condiciones antecedentes o las consecuentes las que están determinando la duración de la pausa posreforzamiento.

Al igual que Shull, Mazur (1991) afirma que existen varios indicios de que la probabilidad de la conducta instrumental en programas de razón es altamente dependiente de la proximidad en el tiempo al siguiente reforzador.

Un tipo de evidencia proviene de los programas múltiples RF (mult). En estos, el sujeto es expuesto a dos o más valores diferentes del programa de razón, con cada programa señalado por su propio estímulo discriminativo. Crossman (1968), por ejemplo, presentó a palomas un programa múltiple RF10 RF100, en el cual los componentes alternaron después de cada reforzador. Crossman encontró que la duración de la pausa posreforzamiento dependió del tamaño del requisito por venir, no del tamaño del requisito precedente. Resultados similares han sido reportados por Davison y Over (1966); Mintz, Mourer y Gofseyeff (1967) y Schuster (1959).

Otra fuente de evidencia viene de los patrones de conducta observados en programas RF mezclados, en los cuales ningún estímulo discriminativo externo indica cuál programa de RF está en efecto. Si la secuencia de componentes es regular, la conducta es similar a la observada en programas múltiples -grandes pausas preceden al inicio de la respuesta cuando el programa RF mayor está en efecto (Crossman, 1971; Findley, 1962; Keehn, 1971, citados en Mazur). Sin embargo, si los componentes alternan aleatoriamente, después de cada reforzador el sujeto no puede saber cuál componente está en efecto, sino hasta completar la razón. En tales programas, Ferster

y Skinner (1957) y Crossman y Silverman (1973) observaron un fenómeno llamado preparación ("priming"). Después de una pausa posreforzamiento pequeña, el organismo emite un estallido de respuestas aproximadamente igual al valor del RF más pequeño; si no ocurre la entrega del reforzador, se observa una pausa cuya longitud está determinada por el valor del programa RF más grande. La ausencia de reforzador, una vez cubierto el requisito de razón más pequeño, indica que el programa con requisito más grande está vigente. Este patrón de conducta sugiere que siempre que sea posible, el organismo predecirá el número de respuestas que deben emitirse antes de la entrega del siguiente reforzador, y por consiguiente, que la longitud de la pausa estará determinada por dicho requisito instrumental.

Evidencia adicional proviene del examen de lo que se ha llamado las pausas dentro-de-la-razón. Hay interrupciones de la respuesta dentro de una sola carrera, otras pausas además de las pausas posreforzamiento. Powell (1970) dividió en cinco partes la carrera de respuestas, y contó el número de pausas dentro-de-la-razón con duración mayor de 5 seg. Encontró el mayor número de pausas en el primer quinto, con las pausas decreciendo cada vez más en los bins restantes.

Todos esos hallazgos apoyan la afirmación de que la probabilidad de la respuesta instrumental depende del número de respuestas que deben ser emitidas antes de que se entregue el

siguiente reforzador, fundamentando la afirmación de que la probabilidad de la conducta instrumental está inversamente relacionada al tamaño del requisito instrumental restante.

En consideración de los hallazgos anteriores, Mazur (1991) propone un modelo, que prueba con el método de simulación por computadora, el cual consiste en un programa que incorpora las ecuaciones del modelo, utilizando un generador de números aleatorios para introducir la variabilidad que permitiera simular la conducta momento-a-momento de un organismo bajo un programa de razón. Para cada segundo de tiempo de sesión simulada, la computadora eligió una de tres categorías conductuales: conducta instrumental, contingente u otra. La regla básica de elección se basa en un principio de igualación momentánea: se asume que para cada segundo t , se puede asignar un valor efectivo no negativo a cada categoría conductual i , $v_{i,t}$, por lo que la probabilidad $P(i,t)$ de que la conducta i ocurrirá en el tiempo t , iguala el valor efectivo relativo de todas las conductas posibles en el tiempo t :

$$P(i,t) = \frac{v_{i,t}}{\sum_1 v_{i,t}} \dots\dots\dots (11)$$

para todas las posibles conductas desde i hasta n . Esta clase de regla de decisión probabilística tiene varios precedentes (como en Herrnstein, 1961; Luce, 1959; Tversky, 1972), pero en este modelo se enfatizan los cambios momento-a-momento que pueden ocurrir en

los valores conductuales.

En un programa de reforzamiento, tan pronto como el reforzador ya no está disponible, la conducta contingente ya no puede ocurrir, de modo que la Ecuación (11) se reduce a:

$$P(I, t) = \frac{v_{I, t}}{v_{I, t} + v_{O, t}} \dots\dots\dots (12)$$

donde I se refiere a la conducta instrumental y O se refiere a otras conductas. Para completar el modelo se deben especificar los procedimientos para calcular los valores efectivos de la conducta instrumental y de otras conductas.

El valor efectivo de la conducta en el tiempo t depende, en parte, de cuál conducta se eligió en el momento t-1, pues la computadora está sesgada por un parámetro de inercia hacia la selección de cualquier conducta que haya sido elegida en el segundo previo. Sin dicho parámetro, el modelo predeciría oscilaciones rápidas entre las conductas. El modelo de Mazur adopta una solución sencilla al problema de obtener estallidos de conducta: asume que cada conducta i tiene un valor absoluto V_i , que no depende de la conducta que ocurrió al último, pero que el valor efectivo sí se ve afectado. Para todas las conductas el valor efectivo es igual al valor absoluto, excepto para la última conducta que haya ocurrido, ya que el parámetro de inercia S amplifica su valor efectivo:

$$V_{i,t} = V_i \text{ si la conducta } i \text{ no ocurri6 en el momento } t - 1 \dots (13)$$

$$V_{i,t} = SV_i \text{ si la conducta } i \text{ ocurri6 en el momento } t - 1 \dots (14)$$

Dado que la escala de valores no tiene unidades absolutas, V_0 fue determinado arbitrariamente en 1. Al calcular V_i , el modelo asume que la conducta instrumental t6pica, como picar la tecla u oprimir la palanca, tiene un valor de cero en l6nea base, y que deriva todo su valor del hecho de que lleva a la conducta contingente. Por esta raz6n, el valor absoluto de la conducta instrumental no puede ser mayor que el valor de la conducta contingente, pero se puede aproximar a 6l con requisitos de raz6n muy peque1os. La ecuaci6n para V_i tiene en cuenta cuatro factores que se sabe afectan la respuesta instrumental: (1) valor de la conducta contingente (que refleja el nivel de privaci6n subjetivo del sujeto con respecto a ese reforzador en particular), (2) la magnitud del reforzador, (3) el tama1o del requisito instrumental restante, y (4) el esfuerzo de la respuesta instrumental. Dado que el modelo mide todas las conductas por su duraci6n, tanto la magnitud del reforzador como el tama1o de la raz6n se traducen a unidades de tiempo. Cada uno de esos requisitos restringe las formas admisibles para una ecuaci6n del valor de la conducta instrumental; la siguiente se eligi6 porque es una de las ecuaciones m1s simples que cubre todos los requisitos:

$$V_I = V_C \left(\frac{T_C}{T_C + (T_{I,t})^R} \right) \dots\dots\dots (15)$$

donde V_C es el valor absoluto de la conducta contingente, T_C es la duración del reforzador, y R es una medida del esfuerzo de la respuesta. $T_{I,t}$ es la cantidad de respuesta instrumental (medida en segundos) que debe ser ejecutada en el momento t antes de la entrega del siguiente reforzador. Note que $T_{I,t}$ no refleja los requisitos totales del programa sino el requisito que está en efecto en un momento particular.

Como en la Ecuación (15), V_I no es sensible a los cambios en R si la conducta instrumental tiene una duración de un segundo, se corrigió este problema sustituyendo la expresión $(T_{I,t})^R$ por $(T_{I,t} + 1)^R - 1$, lo que lleva a:

$$VI = V_C \left(\frac{T_C}{T_C + (T_{I,t} + 1)^R - 1} \right) \dots\dots\dots (16)$$

Independientemente del tamaño de $T_{I,t}$ su efecto sobre V_I se incrementa si $R > 1$ y se decrementa si $R < 1$.

Como resultado de ello, la función que relaciona $T_{I,t}$ y V_I , muestra cómo el valor hipotético de la conducta instrumental declina profundamente como función del incremento del requisito instrumental. En estudios previos se han propuesto funciones de forma similar para describir la relación entre la fortaleza o valor

de una conducta instrumental y la cantidad de tiempo que separa al sujeto del siguiente reforzador (e.g. Ainslie, 1975; Chung y Herrnstein, 1967; Hull, 1943; Logan, 1965).

La operación del modelo cuando simula la ejecución en programas de RF simples es como sigue: al término de cada período de reforzamiento, puesto que la conducta contingente ya no se puede presentar, la simulación regresa momentáneamente a la categoría de otras conductas, y el parámetro de inercia favorece su permanencia ($v_{0,t} = SV_0$ y $v_{1,t} = V_1$). En tanto que la categoría otras conductas es elegida por la simulación, los valores de $v_{0,t}$ y $v_{1,t}$ no cambian, dado que el parámetro de inercia continúa favoreciendo otras conductas, y $T_{1,t}$ no se ve reducido. En otras palabras, la probabilidad de cambiar a la conducta instrumental es constante durante cada segundo de la PPR. Cuando la primera respuesta instrumental ocurre, el parámetro de inercia favorece la continuación de la respuesta instrumental (ahora $v_{0,t}$ y $v_{1,t} = SV_1$). La probabilidad de cambiar a otra conducta disminuye cada vez que ocurre la conducta instrumental dado que el decremento en el tamaño de $T_{1,t}$, incrementa el valor de la respuesta instrumental V_1 . En la práctica, cada vez que la PPR simulada finaliza por la elección de la conducta instrumental, ésta continua hasta que se presenta el reforzador.

Cuando esto ocurre, se utiliza la ecuación 11 para simular una elección entre conducta contingente y otra conducta. En la

simulación V_i es igual a cero siempre que la conducta contingente esté disponible, y el parámetro de inercia favorece a la conducta contingente sobre otras conductas al inicio de cada período de reforzamiento ($v_{c,t} = SV_c$ y $v_{0,t} = V_0$). El parámetro de inercia favorece inicialmente a la conducta contingente por la siguiente razón: la conducta instrumental ocurre siempre justo antes de un período de reforzamiento. Dado que la conducta instrumental presumiblemente ocurre solamente porque hace posible a la conducta contingente, puede ser considerada como parte de una categoría más amplia de conductas relacionadas al reforzador, y la simulación favorece la continuación de esta categoría (vía la conducta contingente). En cualquier caso, la predicción del modelo acerca de la conducta durante los períodos de reforzamiento no puede ser probada sobre la base de estudios publicados, puesto que la conducta durante los períodos de reforzamiento no ha sido registrada. La creencia tácita de muchos investigadores parece ser que, excepto por el tiempo necesario para alcanzar el reforzador, el sujeto lleva a cabo solamente conducta contingente durante el período de reforzamiento.

A fin de simular la ejecución en estos programas, para trasladar el requisito de RF en segundos de respuesta instrumental, fue necesario estimar la tasa de respuesta local promedio, es decir, la tasa cuando tanto la pausa posreforzamiento como las pausas dentro de la razón se excluyen de la base temporal, lo que resulta en tasas de respuesta virtualmente constantes (Powell,

1970). Tanto este valor como el de T_c se determinan a partir las duraciones reportadas en otros estudios. Los valores de V_c y R , se trataron como parámetros libres, con la única restricción de mantenerlos constantes en cada réplica de estudios que manipulasen el mismo tipo de sujetos y de respuesta instrumental (primer criterio para la simulación).

Como segundo criterio, se estipuló que cuando una variable independiente se cambia de estudio a estudio, o de condición a condición, se debería hacer un cambio en el parámetro correspondiente.

El tercer criterio fue determinar cuántas distintas características de los datos pueden ser explicadas por el modelo, una vez que se han estimado los dos parámetros libres.

Dada la regla de elección probabilística del modelo, se predicen duraciones de la PPR con una distribución exponencial.

Cuando un programa de reforzamiento permite el acceso libre a la conducta contingente, se observan grandes decrementos en la respuesta instrumental. Un decremento en la respuesta instrumental también se puede obtener al dar libre acceso a los sujetos al reforzador antes de la sesión. Dar cuenta de los efectos de saciedad sobre las probabilidades de las conductas instrumental y contingente, continúa siendo un reto para un modelo molecular.

Al respecto, después de examinar la conducta de ratas, gatos y un mono bajo programas de RF, Sidman y Stebbins (1954) redujeron los niveles de privación con alimentación previa a la sesión. Esto resultó en pausas posreforzamiento mucho más largas, pero una vez que los sujetos empezaron a responder, sus tasas de respuesta permanecieron sin cambio a pesar de sus niveles de privación. Este estudio proporcionó más apoyo al supuesto del modelo acerca de la constancia de las tasas locales en programas de RF. Con sus programas de razón relativamente pequeños (RF 20 a RF 25), Sidman y Stebbins casi no observaron pausas-dentro-de-la-razón, independientemente de los niveles de privación de los sujetos. Malott (1966) obtuvo resultados distintos con pichones bajo un programa RF 64. Al igual que Sidman y Stebbins, Malott observó pausas posreforzamiento más largas cuando los sujetos fueron alimentados previamente, pero encontró que las tasas de carrera fueron menores, especialmente al inicio de una carrera. Para determinar si el modelo puede reconciliar los hallazgos de estos dos estudios, se corrieron simulaciones con R igual a 1.27 y V_c variando entre 200 y 8, para representar grandes cambios en el nivel de privación. En la simulación del programa mayor (RF 64), las PPR se alargaron conforme el valor de V_c fue disminuyendo hacia 8, y aparecieron numerosas pausas dentro-de-la-razón (ocupando alrededor del 25% del tiempo total de sesión simulada). Para igualar el análisis de Malott, se calcularon las tasas de respuesta de manera separada para bloques sucesivos de 16-respuestas, de cada carrera. Al igual que en los resultados de Malott, las tasas de

carrera fueron más bajas durante el primer bloque de 16-respuestas, y los bloques sucesivos tuvieron tasas de carrera crecientes. En la simulación del programa más pequeño de Sidman y Stebbins (RF 25), ocurrieron muy pocas pausas-dentro-de la razón con $V_c = 8$, que comprendieron menos del 5% del tiempo de sesión simulada.

Por lo tanto el modelo puede dar cuenta de las principales características cualitativas de la ejecución en RF con niveles reducidos de privación: (1) Con razones pequeñas las PPR se vuelven más grandes, pero a causa del parámetro de inercia y los valores pequeños de $T_{i,t}$, hubo pocas pausas-dentro-de-la-razón. (2) Debido a los grandes valores de $T_{i,t}$ asociados con las razones mayores, las duraciones de las PPR se incrementaron mucho, y aparecieron las pausas-dentro-de-la-razón. (3) Esas pausas-dentro-de-la-razón son mayores y más numerosas cerca del inicio de la carrera. Como consecuencia, las tasas de carrera son más bajas al inicio, y se incrementa de manera estable en porciones sucesivas de una carrera promedio.

Resumiendo, los supuestos básicos del modelo son: En cada segundo la probabilidad de una conducta depende de su valor efectivo relativo a los valores efectivos de todas las otras posibles conductas. El parámetro de inercia S incrementa el valor efectivo de la conducta que ocurrió en el segundo previo. El valor absoluto de la conducta instrumental depende del valor absoluto de la conducta contingente, la duración del reforzador, la duración de

la conducta instrumental restante antes del reforzamiento, y el esfuerzo involucrado en la respuesta instrumental.

El modelo propuesto por Mazur fue capaz de simular la conducta bajo programas de razón fija, probando los efectos del tamaño de la razón, de la magnitud del reforzador, del esfuerzo de la respuesta, prediciendo de manera exitosa las duraciones promedio de las pausas posreforzamiento, la forma de las distribuciones de frecuencia de la pausa posreforzamiento, la probabilidad de las pausas dentro de la razón, y las duración total de conducta instrumental y contingente. Respecto a las aplicaciones a otros programas de razón, también fue capaz de reproducir las ejecuciones de programas como los mixtos, los RV; y los cambios en el valor del reforzador.

Lo anterior parece aportar evidencia de que la conducta bajo programas de razón está bajo el control del requisito instrumental restante, y que esto, a su vez, determina la duración de la pausa posreforzamiento, y no necesariamente de factores temporales vinculados con el IER.

LA EJECUCION EN PROGRAMAS DE REFORZAMIENTO DE IF Y RF Y LA PAUSA POSREFORZAMIENTO.

Como ya se mencionó, los programas de reforzamiento de Intervalo Fijo (IF) y de Razón Fija (RF), producen patrones de comportamiento semejantes: en ambos programas, el animal divide el

intervalo entre reforzadores (IER) en dos períodos sucesivos de pausa y trabajo (López, 1991). En ambos casos, también, la pausa posreforzamiento (PPR) incrementa como función de incrementos en el IER (Rider y Kametani, 1984; Lowe, Harzem y Spencer, 1979; Powell, 1968; Lyon, 1968).

Otras propiedades que caracterizan a estos programas se refieren a la relación PPR, tiempo de carrera e IER (López, 1991). Los programas IF mantienen un IER constante sobre amplias variaciones en el tamaño de la pausa y en la tasa de carrera, mientras que en los programas RF las variaciones en estos índices conductuales están directamente relacionadas con cambios en el valor del IER (Capehart, et al., 1980; Shull, 1979).

Se deben señalar las distintas propiedades de programación en estos programas: en los programas de IP, el IER mínimo es fijado por el experimentador y es aproximado de manera muy cercana por el sujeto, que generalmente empieza a responder antes del fin del intervalo. Existe una relación inversa entre la PPR y el tiempo invertido en responder, porque el IER es relativamente constante.

En contraste, en los programas de RF no existe un IER mínimo, a no ser el requerido para cumplir con el requisito de número, por lo que la PPR y el tiempo de trabajo son independientes. La suma de estos dos períodos es lo que determina el límite inferior del IER. Por tanto, el incremento en el requisito de razón, que implica un

incremento correspondiente en el tiempo de trabajo, se asocia con el alargamiento del intervalo entre reforzadores.

En IF se afirma que la conducta está controlada por la relación temporal entre un evento pasado (la entrega del reforzador) y la siguiente entrega del reforzador, es decir, por el intervalo entre reforzadores, a lo que se le ha denominado control temporal. Una manera de describir este control temporal por la recompensa alimenticia consiste en decir que la comida reinicia el "reloj interno" del animal, y que la respuesta se inicia cuando el reloj alcanza un valor que es una proporción, aproximadamente constante, de T (valor del IF). De acuerdo con esta postura, el intervalo entre reforzadores impone un límite, que es el valor mismo del intervalo, el cual a su vez es el determinante de la duración de la pausa.

En los programas de RF se asume que la conducta del organismo está controlada por un estímulo presente en el momento de responder, la propia respuesta del organismo o el tiempo al reforzador (Shull, 1979). De acuerdo con Mazur (1991) el organismo evalúa cuán lejos se halla de ser reforzado, transformando el requisito de razón a esfuerzo y a distancia temporal, mediante una regla de elección probabilística de maximización momentánea, la cual determina en qué momento dará inicio la respuesta instrumental.

La evidencia experimental parece llevar a la conclusión de que la ejecución bajo cada uno de estos programas se debe a dos procesos distintos.

Por una parte, hay hallazgos que sugieren que la asignación de tiempo a uno y otro período sigue diferentes reglas. Por ejemplo, existen informes de que la función que relaciona PPR/IER es lineal en el caso de los programas de Razón Fija y negativamente acelerada en los programas de Intervalo Fijo. La curva de densidad de probabilidades de la PPR tiende a crecer conforme transcurre el tiempo desde la entrega del reforzador en los programas de IF (Capehart, Eckerman, Guilkey y Shull; 1980), en tanto que en los programas de RF, se mantiene relativamente constante.

Por otra parte, la PPR promedio en programas de Intervalo Fijo es altamente insensible a manipulaciones tales como magnitud de reforzamiento (Lowe, Davey y Harzem, 1974) y a la acción de diferentes fármacos, en tanto que en los programas de Razón Fija, la PPR promedio se muestra altamente sensible a dichas manipulaciones (Lowe, Davey y Harzem, 1974; Shull, 1979).

De lo anterior surge la interrogante de qué variables están determinando la pausa posreforzamiento en estos programas: factores de tipo temporal o probabilístico.

DETERMINANTES DE LA PAUSA EN IF Y RF.

En un estudio Capehart, Eckerman, Guilkey y Shull (1980), comparan de manera directa los programas de razón fija y de intervalo fijo para evaluar, primero, si la pausa está controlada de igual manera por el tiempo entre reforzadores en estos programas, como proponen Killeen (1969) y Nevin (1973). Para tener IERs comparables, ajustaron los IER del Intervalo Fijo para que igualaran al IER promedio obtenido previamente en programas de Razón Fija; sus resultados indican que si bien la mediana de la pausa estuvo directamente relacionada a la mediana del IER (intervalo o tiempo entre reforzadores), en ambos programas, también es cierto que ocupó una proporción más pequeña del intervalo para RF cortos, que para IF cortos con intervalos entre reforzadores comparables. Asimismo, mencionan que la pausa ocupó una proporción creciente mayor del tiempo entre reforzadores para RF mayores, que para los programas de intervalo con IER comparables.

Lo anterior parece confirmar que el tiempo entre reforzadores no controla de igual manera la pausa en los dos tipos de programa, porque la pausa tiene una relación al reforzador diferente en cada caso.

Posteriormente llevan a cabo un análisis de las distribuciones de pausas. Realizan una transformación para obtener una

distribución de pausas mayores que un valor t particular (pausas por oportunidad). La razón de este análisis es que a diferencia de la tasa de respuesta, la distribución de frecuencias de las pausas proporciona una posible medida de la probabilidad de iniciar la conducta terminal que no presenta las dificultades asociadas a la medición del número de respuestas terminales previas o del tiempo transcurrido desde el inicio de la conducta terminal.

Esta distribución representa la Probabilidad Condicional de terminación de la pausa para cada momento en el IER. Utilizan logaritmos para graficar las funciones, pues el logaritmo será: (a) una función lineal decreciente cuando la probabilidad sea constante a lo largo del tiempo; (b) una función cóncava hacia abajo cuando haya una probabilidad creciente de terminación de la pausa; y (c) una función convexa cuando haya una probabilidad decreciente de terminar la pausa. Encuentran que la probabilidad condicional de terminación de la pausa fue constante a lo largo del tiempo para el programa RF; las funciones fueron lineales, en algunos casos después de una breve demora. Por el contrario, en los programas IF la probabilidad de terminación de la pausa se incrementó a lo largo del tiempo; la función fue cóncava hacia abajo. Concluyen que se debe rechazar la hipótesis de que la pausa está controlada de igual manera por el tiempo promedio entre reforzadores y que por lo tanto es comparable entre RF e IF. Quizás la pausa promedio esté controlada por alguna característica de la distribución de IER, distinta de su valor promedio.

Su segundo objetivo fue probar si la variabilidad en la distribución de los reforzadores en el tiempo controla a la pausa en ambos tipos de programa. Una manera en que la variabilidad podría operar es afectando la densidad local de reforzamiento, en diferentes momentos desde el último reforzador. En los programas de IF casi todos los reforzadores ocurren dentro de una porción de tiempo relativamente pequeña, después del final del IF, de modo que la densidad local de reforzamiento es alta al final del IF y baja o cero en otros momentos. En los programas de RF, en contraste, los reforzadores están más ampliamente distribuidos en el tiempo. De hecho, como función del tiempo desde el último reforzador, la densidad local de reforzadores permanece en cero por un momento, se incrementa por un breve período y permanece más o menos constante para una gran porción del rango de IERS.

En los programas de intervalo, la tasa de respuesta en un momento particular, desde el último reforzador, está correlacionada con la densidad local de reforzadores en ese momento (Catania y Reynolds, 1968). Por lo tanto, la tendencia a reiniciar la respuesta después de una pausa en programas RF e IF, está controlada de manera similar. La probabilidad continuamente creciente de terminación de la pausa en IF, y la probabilidad relativamente constante después de un elevamiento inicial en los programas de RF, son congruentes con esta interpretación.

Si las densidades de reforzamiento en diferentes momentos desde el último reforzador, controlaran la probabilidad de terminación de la pausa de manera similar en programas de IF y RF, debería ser posible generar una distribución de pausas parecida a una de RF, utilizando un programa de IV que proporcione una distribución similar de intervalos entre reforzadores. Para ello Capehart et. al. (1980), utilizan un procedimiento de IV-acoplado. Reportan que la mediana de la pausa incrementó como una función del IER mediano, para los programas RF tanto como para los IV-acoplados. Respecto a la distribución de pausas mayores que cualquier valor particular de tiempo desde el último reforzador, encuentran que en los programas de RF esas funciones fueron, con frecuencia, descritas de manera razonable por una línea recta, mientras que la funciones de los IV-acoplados fueron cóncavas hacia abajo. De nuevo, si, a partir de estas funciones, se determina la probabilidad de finalizar la pausa como función del tiempo transcurrido desde el último reforzador, se observa que para los RF esa probabilidad es baja después del reforzador, se incrementa durante un breve período, y luego permanece más o menos constante por el resto del IER. Para los IV-acoplados, en contraste, la probabilidad de terminar la pausa generalmente se incrementa de manera continua, como función del tiempo transcurrido. Esto demuestra que una vez controlada la densidad local de reforzamiento, los programas de RF e IF determinan la terminación de la pausa debido a distintos factores.

La pregunta que dirigió los experimentos fue si los programas de RF e IF controlan la pausa posreforzamiento de manera comparable cuando estos programas generan IERs similares. Este podría ser el resultado si, por ejemplo, el momento desde el último reforzador actuara como un estímulo para inducir la respuesta, como función de (a) la frecuencia relativa de reforzadores asociados previamente con ese tiempo, y (b) la similitud de ese tiempo a otros tiempos previamente asociados con los reforzadores; los resultados sugieren, sin embargo, que los programas RF e IF no controlan la pausa de manera similar aún cuando sus IERs sean similares.

Sin embargo, los datos derivados de ambos programas son congruentes con una explicación alternativa que enfatiza el tiempo o número de respuestas restante como determinante de la pausa. Esta variable podría ser vista como una demora de reforzamiento que sigue a la transición de la pausa a la respuesta terminal o a un costo por reforzador.

No existe consenso aún sobre cómo esas variables pueden controlar la respuesta y la pausa. Existen precedentes para el punto de vista de que demoras de reforzamiento o costo de respuesta crecientes, decrementan la probabilidad durante cualquier intervalo pequeño de tiempo de iniciar la respuesta terminal (Shull, 1979; Staddon y Simmelhag, 1971). Por lo tanto, la duración de la pausa podría representar el número de pequeños intervalos consecutivos durante los cuales no se inicia la respuesta terminal, más

cualquier tiempo adicional que sigue a la iniciación de la respuesta terminal hasta la primer respuesta terminal registrada.

Dada la naturaleza probabilística del proceso, el número de pequeños intervalos sucesivos sin transición a la conducta terminal podría variar bajo condiciones constantes del programa, y las pausas también deberían de variar. La relación entre la pausa posreforzamiento promedio y el tamaño del RF, puede ser un ejemplo de una relación más general entre demora de reforzamiento o costo de respuesta y la probabilidad de iniciar la conducta terminal. Con una contingencia de razón, la cantidad promedio de tiempo de trabajo hasta el reforzamiento impone un límite inferior (que depende de la velocidad con la que el animal responde) independientemente del tiempo de pausa, de modo que no puede ser reforzado de forma diferenciada. Si esto es así, el tiempo restante al reforzamiento o la cantidad de respuesta terminal es la principal variable controladora, y la iniciación de la conducta terminal debería ser independiente del tiempo de pausa transcurrido. En los programas de IF, como en los de RF, interviene alguna cantidad de tiempo y conducta entre el final de la pausa y el contacto con el siguiente reforzador. Este tiempo restante de respuesta podría controlar la probabilidad de iniciar la respuesta terminal en IF de la misma manera que en programas RF e IF iniciados con respuesta. A diferencia de los programas RF e IF iniciado por respuesta, en los programas de IF el tiempo y el trabajo hasta el reforzador, son funciones decrecientes de la

pausa, y se aproximan a cero cuando la pausa excede el valor del IF.

Para afrontar esta complicación se han propuesto dos aproximaciones. La primera se basa en el supuesto de que la pausa actúa como un estímulo que controla diferenciadamente la probabilidad de iniciar la respuesta terminal debido a asociaciones pasadas entre duraciones de la pausa y las demoras que se siguen. La segunda se basa en el supuesto de que las asociaciones pasadas entre duraciones de las pausas y las demoras que les siguen no son efectivas para controlar diferencialmente a partir del tiempo de pausa transcurrido, sino únicamente que las diferentes demoras entran dentro de una ecuación de equilibrio.

La primera aproximación es la más convencional (Dews, 1962, 1970; Gibbon, 1977). La idea es, simplemente, que en el curso del ajuste al programa de IF, el sujeto inicia la respuesta terminal en diferentes momentos de pausa y experimenta las diferentes demoras asociadas con los diferentes tiempos de inicio. Por lo tanto, si el tiempo de la pausa es susceptible de reforzamiento diferenciado, la probabilidad de iniciar la conducta terminal debería incrementarse como función de tiempo de pausa. Las funciones cóncavas hacia abajo de los IF e IV-acoplados demuestran que la probabilidad de iniciar la respuesta incrementa con el tiempo de pausa. Esta observación es consistente con una explicación de discriminación temporal. de igual manera que resulta consistente el que la pausa promedio

incremente como función del IF. Cambiar el IF debería provocar un cambio correspondiente en el tiempo o respuesta restante que siga a cualquier duración de pausa dada. También la probabilidad de iniciar la conducta terminal, en cualquier intervalo pequeño durante la pausa debería cambiar inversamente con el IF. Una predicción más exacta requeriría una descripción precisa de la relación entre demora y probabilidad de iniciar la conducta terminal. Si, por ejemplo, esa relación es invariante cuando todos los intervalos de tiempo se expresan relativos a la duración del IF (Dews, 1969; Gibbon, 1977; Killeen, 1975), la pausa promedio debería variar como una proporción constante del IF. El que las pausas no ocupen una proporción constante no contradice esta explicación, sino que implica que la demora no puede ser descrita únicamente como una proporción del IF.

La segunda explicación de la pausa en IF también se ajusta a los datos disponibles. La idea básica es que las demoras de reforzamiento previamente experimentadas establecen una probabilidad de iniciar la conducta terminal que es independiente de la duración de la pausa.

Para desarrollar esta aproximación es necesario derivar una solución de equilibrio dado que las demoras previamente experimentadas en IF son determinadas conjuntamente por la duración del IF y por la duración de las pausas previas. En otras palabras, cuando las pausas son mayores que un valor de equilibrio, las

demoras cortas resultantes elevarán uniformemente la probabilidad de iniciar la conducta terminal, y causarán que la pausa promedio se acorte. De igual manera, si las pausas son más cortas que el valor de equilibrio, las demoras largas resultantes disminuirán la probabilidad de iniciar la conducta terminal y causarán que la pausa promedio se alargue. Cuando las pausas igualan el valor de equilibrio, las demoras resultantes producirán un nivel de probabilidad que, en promedio, generará a su vez las mismas duraciones de la pausa, de nuevo. Se dice "en promedio" porque se asume que la naturaleza probabilística del proceso generará variabilidad. La solución de equilibrio muestra que la pausa varía proporcionalmente con el IF, o el IER, aunque se asume que la variable controladora es la duración absoluta de las demoras previamente experimentadas, que siguieron a la iniciación de la conducta terminal. Mientras que la explicación de discriminación temporal descansa en un mecanismo parecido a la ley de Weber para representar el "tiempo relativo" como la dimensión estímulo efectiva, la segunda explicación es capaz de dar cuenta de la relación entre tiempo relativo y pausa, por la duración absoluta de la demora.

El problema principal de esta aproximación de discriminación no temporal es reconciliar el supuesto de independencia entre la probabilidad de iniciación y la duración de la pausa, con las funciones obviamente crecientes que relacionan la probabilidad de responder con la duración de la pausa, obtenidas en programas de IF

e IV. en este experimento. Una posible solución se basa en la idea expresada anteriormente de que entre la iniciación de la respuesta terminal y la primera respuesta terminal registrada podría intervenir algún tiempo. Recordemos la sugerencia de que la probabilidad elevada de la respuesta sobre duraciones de la pausa tempranas para programas RF podría representar un tiempo de conducta terminal no medida (esto es, tiempo desde la iniciación de la conducta terminal hasta la emisión y registro de un picotazo suficientemente fuerte y dirigido). Las contingencias inherentes a los programas de RF podrían operar para mantener este tiempo corto, ya que cualquier tiempo gastado en conducta terminal no medida antes del primer picotazo efectivo, tiene poco efecto respecto a la duración la conducta terminal o a la duración de las respuestas por reforzador. En contraste, en los programas de intervalo fijo, se podría esperar de manera razonable que este tiempo fuera mayor y más variable, dado que el tiempo a la entrega del reforzador está determinado por el valor mismo del programa y no por el tiempo de trabajo. Si así fuera, este período de conducta terminal no medida, de duración variable, podría producir la concavidad hacia abajo en las distribuciones acumulativas. Si una secuencia de actividades no medidas finaliza con una respuesta medida, la probabilidad de observar la respuesta medida podría incrementar con el tiempo aun si la probabilidad de terminar cada miembro de la secuencia es independiente del tiempo (McGill, 1963; McGill y Gibbon, 1965). El que las tasas de carrera sean mayores en programas de RF que en IF, es consistente con la idea de que los programas de Razón Fija

seleccionan más fuertemente conducta terminal medida que no medida, que los programas de Intervalo Fijo.

Los datos de Capehart et al. (1980) sugieren que la formulación de Shull (1980) describe adecuadamente la relación entre PPR e IER en ambos tipos de programa, RF e IF. Sin embargo, Capehart et al. obtuvieron pendientes menos pronunciadas para los IF que para los RF en dos de tres sujetos, quizá porque el IER depende de la ejecución del organismo en los programas de RF (Aparicio, C. F., López, F. y Nevin, J. A., 1993).

Dados los anteriores resultados, que cuestionan la determinación puramente temporal de la PPR en programas de IF y de RF, y el control por el requisito instrumental restante después de finalizada la pausa, el presente experimento propone una comparación intrasujeto directa, de las propiedades temporales de la PPR en programas RF e IF. empleando para ello programas múltiples. con el fin de determinar (a) cuáles son las propiedades temporales de la pausa en cada tipo de programa, (b) qué ocurre con la pausa cuando dichos programas están alternando.

METODO

Sujetos

Se utilizaron ocho ratas albinas, macho, de la cepa Wistar, criadas en el bioterio de la Facultad de Psicología de la U.N.A.M., experimentalmente ingenuas, con una edad aproximada de tres meses al inicio del estudio. Se trabajó con un ciclo de privación de alimento a fin de mantener a los sujetos al 80% de su peso ad libitum a lo largo de la investigación. Los sujetos estuvieron alojados en jaulas individuales, con acceso libre a agua.

Aparatos

Se utilizó una caja de condicionamiento operante para ratas (BRS, Modelo RG002), provista con un comedero y una palanca. La caja se mantuvo aislada del ruido en una cabina de 72 cm x 42 cm x 48 cm. Las medidas de la caja de condicionamiento son 25.5 cm x 33 cm x 31 cm. En la pared frontal se encuentran, situadas a 23 cm del piso de la caja, y separadas entre sí 7 cm, tres luces estímulo de 6 watts, ninguna de las cuales estuvo operando durante el experimento; la palanca, se encontraba situada a 4 cm del borde derecho de la pared, a una altura de 9 cm de la rejilla-piso de la caja y debajo de la correspondiente luz estímulo; el comedero de 3 cm x 3 cm, estaba ubicado en la parte central de la misma pared, a 1.5 cm de la rejilla y 2.8 cm debajo del nivel de las luces estímulo. En el interior del orificio del comedero se encuentra una luz-estímulo de 6 watts, que se enciende para señalar la entrega del reforzador. La luz general de la cámara la proporcionó un foco

de 6 watts, situado en la pared opuesta, aproximadamente a 28 cm del piso de la caja. El ruido exterior permaneció enmascarado con una fuente de ruido blanco. El experimento se programó con equipo de estado sólido y los datos fueron recogidos en contadores electromecánicos y en un impresor digital.

La entrega del reforzador fue señalada por un cambio de estímulos por un período de 3 segundos, durante el que se apagó la luz general de la cámara experimental y se encendió la luz-estímulo en el comedero, al mismo tiempo que se presentó la cucharilla con el reforzador, que consistió en 0.2 ml de leche condensada diluida en agua, en proporción de 1:2.

Para un grupo de cuatro sujetos (FL 1, 2, 3 y 4), el estímulo discriminativo del programa IF fue la luz general junto con sonido, presentados de manera continua, y el discriminativo para el programa RF fue la luz general y el sonido presentados de manera intermitente. Para el otro grupo de sujetos (FL 5, 6, 7 y 8) estas condiciones fueron invertidas. El requisito de alternación de los componentes fue la entrega del reforzador programado para cada componente.

Procedimiento.

FASE DE MOLDEO.

Se moldeó manualmente la respuesta de oprimir la palanca, y enseguida se mantuvo al animal bajo un programa de reforzamiento continuo (RFC), durante cinco sesiones. Cada sesión finalizó a la entrega del reforzador número 36.

FASES EXPERIMENTALES.

El arreglo experimental consistió en un programa múltiple IF - RF. Para un grupo de cuatro sujetos (FL 1-4), el programa consistió en la combinación de dos valores extremos del componente de Intervalo Fijo (30 y 180 segundos), y cinco valores del componente alterno, Razón Fija (5, 15, 25, 35 y 45 respuestas), dando lugar a 10 fases, las cuales se presentaron en orden aleatorio a cada sujeto (ver Tabla 1).

Para los cuatro sujetos restantes (FL 5-8), se manipularon dos valores extremos del componente de Razón Fija (15 y 35 respuestas) y cinco valores del componente alterno de Intervalo Fijo (15, 60, 120, 180, y 240 segundos), que generaron diez fases, presentadas aleatoriamente a cada sujeto (ver Tabla 2). Cada fase o condición concluyó al cubrirse el criterio de no tener una variación superior al 10% de la media en la tasa terminal de

respuestas; cubierto este criterio se pasó a la siguiente fase, y así sucesivamente, hasta completar la secuencia predeterminada de diez condiciones.

Las sesiones iniciaron con la presentación del componente de razón y terminaron a la entrega del 360. reforzador o transcurridos 6000 segundos, lo que hubiese ocurrido primero. En los contadores electromecánicos se obtuvieron datos acumulados para los totales de respuestas, duración de los componentes, y tiempo de trabajo. La pausa posreforzamiento se obtuvo restando a la duración de cada componente el tiempo de trabajo. Además, se contó con el registro impreso de las pausas individuales, tomado por medio de un impresor digital. En los conteos se omitieron los datos anteriores a la entrega del primer reforzador.

RESULTADOS.

En esta sección se describirán los resultados con base en los tres apartados que se señalan a continuación. y en la secuencia expresada:

- I. Ajustes de poder para la relación intervalo entre reforzadores-pausa posreforzamiento, estimados a partir de valores promedio, logaritmizados, obtenidos en cada uno de los cinco valores de los programas de Razón Fija e Intervalo Fijo manipulados.
- II. Distribución temporal de la pausa posreforzamiento a partir de la distribución de probabilidad condicional de terminación de la pausa, respecto a un tiempo particular del IER obtenido (esto es, la proporción de pausas mayores que un tiempo t particular).
- III. Coeficiente de variación, calculado a partir de las medias y desviaciones estándar de las pausas. Se grafica la relación entre el coeficiente de variación y el intervalo entre reforzadores promedio, para todos los sujetos.

Con estos análisis se hacen comparaciones del valor constante 1 (IF30 y RF15, respectivamente) vs el valor constante 2 (IF180 y RF35, respectivamente) de los programas que alternaron con los distintos componentes de RF e IF correspondientes; finalmente, se hace la comparación entre los programas RF e IF.

I. Ajustes de poder para la relación IER-PPR.

Se estimaron los ajustes lineales para la relación IER-PPR, a partir de los valores promedio del intervalo entre reforzadores y de la pausa, calculados sobre las últimas cinco sesiones de cada condición. Los datos se trabajaron en segundos.

En la Figura 1 se muestran los ajustes para los IER obtenidos de los cinco valores de RF alternante con los componentes de IF.

Para cada gráfica de la Figura 1, en el eje de las abscisas se grafica el logaritmo del IER promedio, en tanto que en el eje de las ordenadas se muestra el logaritmo de la pausa posreforzamiento promedio; ambas medidas fueron obtenidas para cada uno de los distintos componentes del programa de Razón Fija (5, 15, 25, 35 o 45 respuestas). Cada par ordenado representa, por lo tanto, el logaritmo del valor promedio obtenido, tanto en la pausa como en el IER, en cada valor específico del componente de Razón.

En la columna izquierda de la figura se presentan los ajustes para los datos de los programas de razón fija, cuando el valor del programa IF alternante fue de 30 segundos. En todos los casos se observa una tendencia de la PPR a incrementar a medida que incrementa el IER.

Recuérdese que los ejes se presentan en unidades logarítmicas. Los ajustes de la función de poder arrojan valores del exponente

entre 0.30 y 0.90. Al menos tres de los exponentes resultaron no significativamente distintos de 1 ($p < 0.025$; sujetos FL-1, FL-3 y FL-4)(ver Tabla 3).

Cuando el valor del IF alternante es de 180 segs (la columna derecha de la figura), se puede observar que se mantiene la tendencia lineal creciente entre IER-PPR, para todos los sujetos. Los ajustes mostraron valores del exponente entre 0.28 y 1.07. Únicamente para el sujeto FL 4, el exponente de la función de poder resultó significativamente distinto de 1 ($p > 0.025$) (ver Tabla 3).

Cabe señalar que la función de poder se aproxima a la lineal cuando el valor del exponente tiende a 1. Dado que en este experimento los valores obtenidos para los exponentes en el ajuste de poder resultaron ser no significativamente distintos de 1.00 (exceptuando a los sujetos FL-2, condición IF30-RF₁ y FL-4, condición IF180-RF₁), los ajustes de poder obtenidos, realmente se aproximan a la lineal, por lo que se puede afirmar que la función lineal resulta ser la más adecuada para describir la relación IER-PPR, en el caso de los programas de razón fija.

Con respecto a la cantidad de varianza explicada, todos los valores de R^2 resultan estar por arriba del 90%.

En la Figura 2 se muestran los ajustes para los datos obtenidos de los cinco valores de IF alternante con los dos componentes de RF.

En estas gráficas, nuevamente el eje de las abcisas representa el logaritmo del IER promedio obtenido para cada valor del componente de Intervalo manipulado y el eje de las ordenadas representa el logaritmo de la pausa promedio correspondiente. Cada par ordenado en las gráficas representa, entonces, el logaritmo del valor promedio obtenido, para la pausa y para el IER, en un valor específico de IF.

En la columna izquierda de la figura, se presentan los ajustes para los datos de intervalo fijo, cuando el valor del RF alternante fue 15 respuestas. Los datos del sujeto FL-5 se omitieron de esta parte del análisis debido a que sólo se contó con dos puntos a graficar, insuficientes para ensayar el ajuste. La tendencia en todos los casos fue mostrar incrementos en la PPR conforme se incrementa el IER, en programas de intervalo fijo.

Se recuerda que los ejes de las gráficas se encuentran en unidades logarítmicas. Los ajustes de poder arrojaron valores del exponente entre 0.67 y 0.92. Exceptuando el caso del sujeto FL-8, los restantes exponentes no difirieron significativamente de 1. (ver Tabla 3).

Los datos correspondientes a la columna derecha de la figura, cuando el valor alternante del RF fue 35 respuestas, mantienen la tendencia lineal creciente entre PPR-IER.

Los ajustes indicaron que los valores del exponente estuvieron cercanos a 1.0 en tres casos y fue de 0.71 en el restante. Únicamente el exponente del ajuste de poder correspondiente al sujeto FL-8, resultó significativamente diferente de 1. (Tabla 3).

Como es posible ver en la tabla 3, en cinco de los siete ajustes a la función de poder, los valores del exponente no difieren significativamente de 1. En los dos casos restantes, correspondientes al mismo sujeto (FL8, en las condiciones IF_1 -RF15 e IF_1 -RF35), el valor del exponente está cercano a 0.70. En términos generales, aquí también se puede afirmar que la función lineal describe apropiadamente la relación IER-PPR en programas de Intervalo Fijo. En lo referente a la cantidad de varianza explicada, las R^2 arrojaron valores por arriba del 90%.

Respecto a la comparación entre los programas de razón fija e intervalo fijo, podemos concluir que, en ambos casos, la relación PPR-IER promedio, resulta adecuadamente descrita por una función lineal.

Como algunos autores señalan valores particulares para la

pendiente en la regresión lineal, en este experimento también se ensayó el ajuste lineal de los datos para todos los casos. Los valores para las pendientes variaron en un rango de 0.20 a 0.46. En dos casos (sujetos FL-6 y FL-8) las pendientes no difirieron significativamente de cero. (ver Tabla 3a).

II. EFECTOS SOBRE LA DISTRIBUCION TEMPORAL.

Análisis de las distribuciones de probabilidad condicional de terminación de la pausa.

Las distribuciones probabilísticas de las pausas, se derivaron a partir de los registros impresos de las pausas individuales correspondientes a los últimos cinco días de cada condición. Los datos originales se calcularon con una aproximación a la décima de segundo.

Estas distribuciones se obtienen a partir de la transformación de las distribuciones de frecuencia de las pausas, para mostrar la proporción de pausas mayores que un valor de tiempo particular. Esta distribución representa la probabilidad condicional de terminación de una pausa, para cada instante en el intervalo entre reforzadores. Las proporciones (eje de las ordenadas) se muestran en logaritmos. Se escogió esta representación porque el logaritmo es:

(a) Una función de tiempo lineal decreciente cuando esta

probabilidad es constante a lo largo del tiempo.

(b) Una función cóncava hacia abajo cuando hay una probabilidad creciente de terminación de la pausa, y

(c) Una función convexa cuando hay una probabilidad decreciente de terminación de la pausa.

Esta representación permite decidir de manera visual y rápida, qué relación existe entre el fin de la pausa y el transcurso del tiempo en cada uno de los programas manipulados.

Para estas distribuciones, el tiempo desde el reforzamiento (abcisas) se normalizó, tomando como unidad el IER promedio obtenido.

En la Figura 3 se grafica la distribución de probabilidad condicional de terminación de la pausa, obtenida en los programas de razón cuando el valor del IF alternante es igual a 30 segs., para los sujetos FL-1, FL-2, FL-3 y FL-4.

En el eje de las ordenadas se grafica la proporción de pausas mayores que un tiempo t , en logaritmos, mientras que en el eje de las abcisas se grafica el tiempo transcurrido desde el reforzamiento.

En esta figura es posible identificar tres tipos de distribución:

(1) Aquéllas en que se observa una función decreciente lineal, asociada a una probabilidad relativamente constante de finalización de la pausa (Sujeto FL-1, condiciones IF30-RF5, IF30-RF35 e IF30-RF45; sujeto FL-2, condiciones IF30-RF25 e IF30-RF35; sujeto FL-3, condiciones IF30-RF5 e IF30-RF35).

(2) Aquéllas en que se observan funciones cóncavas hacia abajo, asociadas a una probabilidad creciente de terminación de la pausa. Existen distribuciones en las que el abombamiento es muy claro (por ejemplo, Sujeto FL-1, condiciones IF30-RF15 e IF30-RF25; sujeto FL-2, condiciones IF30-RF5 e IF30-RF45; sujeto FL-4, condición IF30-RF5), si bien en otras esta tendencia está menos marcada (Sujeto FL-2 condiciones IF30-RF15; sujeto FL-3 IF30-45, y sujeto FL-4, condiciones IF30-RF15 e IF30-RF45). Y

(3) Distribuciones mixtas, en las que, sobre una pequeña porción del intervalo entre reforzadores que comprende a la mayoría de las pausas, las pausas de valores pequeños tienden a caer de manera pronunciada y linealmente, mientras que algunas pausas mayores en proporción al IER y que se presentan con mucha menor frecuencia, decrecen a un ritmo más lento y no lineal, lo que genera un ligero abombamiento en la función, el cual abarca la mayor porción del resto del IER. (Sujeto FL-3, condición IF30-RF15;

sujeto FL-4, condiciones IF30-RF25 e IF30-RF35).

En general, los programas de razón que alternan con un IF 30", generaron funciones lineales o mixtas en su mayoría, si bien se observaron algunas funciones cóncavas hacia abajo. Además, no se observó un patrón asociado al incremento en el valor del programa de razón fija manipulado.

En la Figura 4, se grafican las distribuciones de probabilidad condicional de terminación de las pausas obtenidas bajo los distintos programas de razón, cuando el programa alternante fue un IF de 180 segs., para los mismos sujetos que en la figura anterior. Estas distribuciones se pueden agrupar de acuerdo con los siguientes patrones:

(1) Lineales (Sujeto FL-1, condiciones IF180-RF15 e IF180-RF45; sujeto FL-2, condiciones IF180- RF15, -RF25, -RF35 y -RF45; sujeto FL-3, condición IF180-RF15; sujeto FL-4, condiciones IF80-35 e IF180-RF45)

(2) Cóncavas hacia abajo (principalmente Sujeto FL-1, en la condición IF180-RF35, y menos pronunciada en IF180-RF 5 e IF180-RF25; sujeto FL-2, condición IF180-RF5; sujeto FL-3, condición IF180-RF35; sujeto FL-4, condiciones IF180-RF5 e IF180-RF15).

(3) Con caída negativamente acelerada, un decremento creciente

de la probabilidad de emisión de pausas de valor mayor (Sujeto FL-4, condición IF180-RF25). Y

(4) Distribución mixta, como las ya mencionadas en la figura anterior: en la que después de una caída con tendencia lineal, que abarca aproximadamente dos quintas partes del IER promedio, con gran cantidad de pausas pequeñas en proporción al mismo, se observa un ligero abombamiento en la función, generado por pausas de valor mayor, que se presentan con menor frecuencia. (Sujeto FL-3, condición IF180-RF5).

En términos generales, se puede afirmar que las distribuciones de probabilidad de terminación de la pausa en los programas de razón manipulados, tendieron a producir, en su mayoría, funciones lineales y mixtas. Este efecto se vió acentuado por el valor del programa de IF alternante, esto es, cuando el programa de intervalo fijo fue de 180 segs., las distribuciones tendieron a ser descritas más bien por una función lineal, que se manifiesta después de una breve pausa, que por funciones cóncavas hacia abajo.

En la Figura 5 se grafican las distribuciones de probabilidad de terminación de pausa para los distintos valores del programa de intervalo fijo manipulado, cuando alterna con un RF de 15 respuestas, para los sujetos FL-5, FL-6, FL-7 y FL-8. Nuevamente los ejes representan las medidas mencionadas en las figuras 3 y 4.

Prácticamente todas las distribuciones son funciones cóncavas hacia abajo, con excepción del Sujeto FL-7, en la condición IF15-RF15, en la que se observa una función lineal.

No se observan cambios asociados con el incremento en el valor del IF programado.

En la Figura 6, donde se grafican los mismos sujetos, para la situación en que el programa alternante es un RF 35 respuestas, se repite de nuevo la situación ya mencionada: con excepción del Sujeto FL-5 (condición IF15-RF35), en todos los casos se observan funciones cóncavas hacia abajo, cuyo abombamiento abarca la mayor parte de la distribución.

No se observan efectos debidos al incremento en el valor del programa de intervalo fijo, aunque sí se puede observar que la distribución lineal se asoció al valor más pequeño de IF.

En general se puede concluir que las distribuciones de probabilidad condicional de terminación de la pausa en programas de intervalo fijo siguen una curva cóncava hacia abajo, con una excepción (asociada al valor más pequeño del intervalo programado), y en las que, aparentemente, no influye el valor del programa de razón fija con el cual alternan.

Respecto a la comparación entre los programas de RF e IF, se puede afirmar que en los programas de intervalo, la probabilidad de

dar fin a la pausa se va incrementando conforme transcurre el tiempo desde el reforzamiento, en tanto que en los programas de razón, se observaron tanto funciones lineales, después de una breve demora, asociadas a una probabilidad constante de finalización de la pausa como funciones mixtas, y en menor cantidad, funciones cóncavas hacia abajo.

A fin de tener otro índice que permita indagar sobre la naturaleza de los anteriores resultados, se procedió a analizar el coeficiente de variación que produjeron ambos tipos de programa. Esto se debe a que diversos modelos de estimación temporal predicen relaciones distintas entre desviación estándar y media (CV).

III. Análisis del coeficiente de variación (CV).

El coeficiente de variación (CV) es la razón entre la desviación estándar y la media de la distribución de frecuencias de la pausa posreforzamiento. Los datos utilizados para calcularlo, provienen de los registros impresos de las pausas individuales, correspondientes a los últimos cinco días de cada condición.

En la Figura 7, se grafican media, desviación estándar y coeficiente de variación contra el valor medio del IER obtenido, para todos los sujetos. El coeficiente de variación está multiplicado por 100.

En dicha figura se grafican también las líneas de mejor ajuste para la relación CV-IER. Para llevar a cabo los ajustes lineales se tomó como criterio el contar, por lo menos, con cuatro condiciones a graficar. En la Tabla 4 se presentan los valores obtenidos para pendiente y ordenada al origen, así como el valor de t y probabilidad, para la pendiente.

Nótese las distintas escalas en el eje de las abscisas en los datos correspondientes a los sujetos FL-1, FL-2, FL-3 y FL-4.

En la parte izquierda de la figura se grafican los estadísticos ya mencionados en función del IER promedio, cuando los programas de razón alternan con los dos valores extremos del programa de IF manipulado (Sujetos FL-1, FL-2, FL-3 y FL-4). Cuando el valor del IF fue de 30 segs., para dos de los sujetos los CV no muestran tendencia alguna a crecer o decrecer, (Sujetos FL-1 y FL-2), en tanto que para los dos sujetos restantes la tendencia del CV pareció ser decreciente (los valores de las pendientes fueron negativos), sin embargo, en los ajustes lineales, ninguno de dichos valores resultó ser significativamente distinto de cero (ver Tabla 4).

De igual manera, cuando el valor alternante del programa de IF fue de 180 segs., en dos sujetos (FL-1 y FL-2) la tendencia de los coeficientes de variación pareció ser decreciente, en tanto que para el sujeto restante (FL-4), la tendencia fue creciente

positiva. Sin embargo, los datos para el ajuste lineal indicaron que las pendientes de las rectas no difirieron significativamente de cero, es decir, no se observa tendencia alguna al crecimiento o decremento en los CV, a lo largo de las condiciones. En lo que respecta a los valores de los errores estándar, éstos fueron muy altos, lo que indica la gran variabilidad en los CV generados bajo estos programas, las R^2 , en la mayoría de los casos explican menos del 20% de la varianza.

En lo que respecta a las medias y desviaciones estándar, en la mayoría de los casos el valor de la media se localizó por encima del valor de la desviación estándar, sin embargo, al menos en siete de las treinta y cuatro condiciones analizadas, ocurrió lo inverso (ver tabla 5).

En general, se puede afirmar que los valores de los coeficientes de variación fueron muy erráticos, pero no mostraron tendencia creciente o decreciente alguna, en ninguno de los valores de programas de razón manipulados, ni cambios atribuibles al valor del programa IF alternante.

En la parte derecha de la figura se grafican los coeficientes de variación contra el IER promedio obtenido, en los distintos programas de intervalo fijo manipulados, así como la líneas de mejor ajuste para los mismos datos (Sujetos FL-5, FL-6, FL-7 y FL-

8). Los valores de CV, media y desviación estándar, se estimaron a partir de las distribuciones de frecuencia de las pausas obtenidas en los programas de intervalo fijo, en los últimos cinco días de cada condición.

No se observa tendencia alguna en los coeficientes de variación, como lo indican los ajustes lineales realizados sobre estos datos, ya que en ningún caso las pendientes difieren significativamente de cero. Únicamente en dos casos (Sujetos FL-7 y FL-8, condición IF₁-RF15) los valores de las pendientes resultan negativos, pero como ya se indicó, no son significativamente distintos de cero. En lo que respecta a los valores del error estándar del estimado, estos son comparativamente menores que los obtenidos para programas de razón, aunque las R² sólo alcanzan a explicar el 60% o menos, de la varianza de los datos.

En lo tocante a las medias y desviaciones estándar, se observa que las medias siempre se sitúan en valores mayores que los correspondientes a las desviaciones estándar, para todos los sujetos.

Se puede concluir que, en el caso de los programas de intervalo fijo, los coeficientes de variación no muestran tendencia alguna, ni cambios asociados al incremento en el valor del intervalo entre reforzadores promedio, ni al valor del programa de

razón fija alternante. De igual forma, en todos los casos. las medias se ubican por encima del valor de sus desviaciones estándar correspondientes. Respecto a los programas de razón, se puede afirmar que los coeficientes de variación se mantienen sin tendencia a lo largo de las distintas condiciones, pero que las medias de las pausas no siempre fueron mayores que las desviaciones estándar correspondientes. Como ya se mencionó, en el caso de los programas de intervalo, los errores estándar del estimado son comparativamente menores que los obtenidos en los programas de razón, pero en ambos casos el porcentaje de varianza explicada es bajo.

CONCLUSIONES.

Como se mencionó, en los programas de intervalo fijo, la pausa posreforzamiento (PPR) incrementa como función del intervalo entre reforzadores (IER). Por otra parte, en los programas de razón fija, se dice que la pausa incrementa como función del requisito de razón. Como el incremento en el requisito de RF está asociado con incrementos en el IER, se cree que tanto en el IF como en el RF, el tamaño de la pausa promedio está determinado por el tamaño del IER. Esta noción se ve fortalecida por el hecho de que en ambos casos, la pausa resulta ser una función creciente del Intervalo Entre Reforzadores.

No obstante, se debe tomar en cuenta que el tamaño del IER, en uno y otro programa, proviene de diferentes procesos: en IF su valor está determinado por el valor del intervalo programado. Esto es, en IF, el IER no puede ser menor al valor del IF programado. Y, como el animal responde a tasas moderadas antes de que finalice el IF, con eso basta para que el IER obtenido se aproxime al programado. Por consiguiente, puede afirmarse que, sobre un amplio rango de valores, incrementos en la pausa, no producen cambios en el IER y que la relación entre PPR y tiempo de trabajo (TTR) es inversamente proporcional: a mayor la pausa menor el TTR y viceversa. Esto es, el aumento del tiempo asignado a uno de estos períodos, decreta proporcionalmente el tiempo asignado al otro. En los programas de razón fija, por otra parte, no existe un límite

inferior del IER fijado por el programa; el valor del mismo resulta de la suma de dos tiempos: el dedicado a la pausa y el dedicado al tiempo de trabajo, por lo cual el valor total del intervalo entre reforzadores se halla determinado por la adición de los mismos. En estos programas, suponiendo que el animal respondiese siempre a una velocidad constante, el tiempo de trabajo se convertiría en un período de demora fija al reforzamiento a partir de la primera respuesta, y el valor del IER derivaría, por consiguiente, del incremento adicional debido al tiempo asignado a la pausa.

Por razones como las anteriores, varios autores (Shull, 1979; Capehart, et al., 1980, Aparicio, López y Nevin, 1993) afirman que la relación creciente entre PPR-IER en estos programas, podría derivar de distintos factores, por lo que, en el presente trabajo se consideró conveniente comparar las pausas obtenidas en uno y otro programa, y encontrar su relación con el IER, para determinar si la relación Pausa-IER observada obedece a factores similares.

Para hacer esta comparación, se aplicó un programa múltiple IF-RF interdependiente, con alternación simple, en ratas. En un caso se mantuvieron constantes dos valores (uno pequeño y otro grande) del RF, mientras que se manipularon los valores del programa IF alternante. En otro caso, se mantuvieron constantes dos valores del IF, mientras se manipuló el valor del componente alterno de RF.

El análisis de los datos se dividió en tres apartados. Primero, el que respecta a la relación Intervalo entre Reforzadores-Pausa Posreforzamiento; después el concerniente a la distribución de probabilidad condicional de terminación de la pausa, y por último. el correspondiente al análisis del coeficiente de variación (CV) y la relación entre la media y la desviación estándar de las distribuciones de pausas.

Los resultados del presente experimento indicaron que la relación PPR-IER fue descrita por una función lineal, para ambos tipos de programa. Estos resultados son congruentes con lo informado en estudios realizados con programas de intervalo fijo y de razón fija en los que se menciona que la pausa posreforzamiento es una función lineal creciente del valor del intervalo entre reforzadores (Felton y Lyon 1966; Kaplan, 1956; Premack, Schaeffer y Hundt, 1964; Thompson, 1964; Winograd, 1965; Mintz y Gofseyeff, 1967; Powell, 1969; Lowe, Harzem y Spencer, 1979; Shull, Wilkey y Witty, 1972; Schneider, 1969; Neuringer y Schneider, 1968; Platt, 1979). No obstante, en el caso particular de programas IF, algunos estudios reportan que dicha relación resulta mejor descrita por una función de poder.

En estas investigaciones con programas de intervalo fijo (Lowe y Wearden, 1981; Spencer, 1981), influidas por la idea de que el proceso temporal involucrado en la explicación de la duración de la PPR es equiparable al proceso de estimación temporal asumido en los

procedimientos psicofísicos, se ha señalado que la relación PPR-IER, resulta adecuadamente descrita por una función de poder de la forma $Y = a X^b$, donde Y representa a la media de la duración de la PPR, X al valor del programa, y a y b, son constantes empíricas: el resultado usual en este tipo de estudios, es obtener que b menor que 1.0 (valores en el rango de 0.46 a 0.73, Lowe, Harzem y Spencer, 1979).

Es posible ensayar el ajuste de la función de poder $Y = a X^b$, obteniendo los logaritmos de ambos términos, PPR e IER, y obteniendo el ajuste lineal. La pendiente de la línea de ajuste resultante es el valor del exponente en la ecuación de poder. En este experimento los ajustes de poder resultaron adecuados para describir la relación PPR-IER en programas de intervalo y razón fijos, porque los valores de los exponentes arrojados por estos ajustes, en la mayoría de los casos, no difieren significativamente de 1.0, como es de esperarse cuando existe una relación lineal entre la PPR y el IER.

Dichos hallazgos parecen contradecir la afirmación acerca de la similitud entre el proceso temporal determinante de la pausa en IF y el proceso involucrado en los estudios psicofísicos. No obstante, Gibbon (1981), señala que la ley de poder de tiempo subjetivo implica una estimación lineal de los tiempos al reforzamiento, o en este caso, una estimación lineal del valor de IF programado y que el exponente en el procesamiento subjetivo del

tiempo objetivo, no es muy distinto de 1.0.

Como apoyo a su argumentación, Gibbon (1981) menciona que trabajos anteriores en otros contextos, por ejemplo, evitación señalada, han encontrado linealidad en la latencia promedio conforme se incrementa el criterio temporal (Church, Brush y Solomon, 1956). Si bien algunos investigadores dentro de la tradición de los programas de reforzamiento sostienen que el exponente de la relación ejecución temporal a criterio temporal, refleja una ley psicofísica importante, Platt (1979), afirma que son los métodos y no la biología, los que están determinando el valor del exponente, el cual, bajo procedimientos más puros, se aproxima a 1.0. De allí que los presentes resultados se encuentren más acordes con lo señalado por estos autores.

A partir de este hallazgo respecto a la linealidad de la relación PPR-IER, en el segundo apartado de la sección de resultados se procedió a comparar las distribuciones de probabilidad condicional de terminación de la pausa, en ambos programas, tratando de determinar si existen diferencias a nivel molecular entre los mismos.

Se compararon las funciones de probabilidad condicional de terminación de la pausa o finalización por oportunidad, buscando indicios acerca de la relación que se establece entre la pausa y el IER. Los resultados en este estudio, indican que los programas de

razón fija mostraron diversidad en los patrones de las distribuciones de probabilidad condicional obtenidas. Las funciones de probabilidad para los programas de razón fija siguieron, o bien una tendencia lineal decreciente, monótona, que indica una probabilidad constante de dar fin a la pausa, conforme transcurre el intervalo entre reforzadores, o bien, un patrón "mixto". A diferencia de lo reportado por Capehart y cols. (1980), en este estudio abundaron las distribuciones que muestran una ligera curvatura antes de que las pausas caigan linealmente. Esto puede ser producto de la gran cantidad de pausas de valor pequeño, que se obtuvieron en los programas manipulados en esta investigación. Como ya se indicó, también se observaron patrones que se podrían denominar "mixtos", en los que parecieran verse confundidas las ejecuciones correspondientes a ambos programas. Este resultado puede deberse al hecho de que la programación utilizada en el presente experimento, fue múltiple interdependiente, lo que pudo originar que ambos programas interactuasen. Esto se ve fortalecido por el hecho, de que en ciertas condiciones, también los programas de intervalo fijo produjeron distribuciones similares a las esperadas en los programas de razón.

Por otra parte, en los programas de intervalo fijo se observan los patrones de abombamiento en las curvas de finalización por oportunidad, mencionados por Capehart et al (1980), que indicarían una probabilidad creciente de dar terminación a la pausa conforme transcurre el IER, acorde con una explicación de la misma en

términos de su determinación por un proceso de estimación temporal. Como ya se mencionó, también se observaron patrones similares a los esperados bajo programas de razón, pero ésto ocurrió solamente en dos casos, y asociados al valor más pequeño del IF programado (15"), hecho que puede ser explicado en términos de que el IER es tan pequeño, que no resulta clara la forma en que el proceso de estimación temporal está poniéndose en juego, o bien, que el animal fue incapaz de discriminar entre este programa IF 15" y un programa de razón fija de requisito pequeño.

Por lo anterior, al igual que Capehart et al. (1980), se puede afirmar que en el presente experimento, aún cuando la relación entre las duraciones promedio de las pausas posreforzamiento y el intervalo entre reforzadores promedio, es descrita por una función lineal en ambos programas, la distribución de frecuencia de las pausas y la distribución de finalizaciones por oportunidad, difiere: para los programas de razón existe una gran proporción de pausas pequeñas y su probabilidad de finalización se mantiene relativamente constante a lo largo del tiempo; en tanto que en caso de los programas de intervalo, las pausas se distribuyen de manera más homogénea y la probabilidad de finalizar la pausa se va incrementando a medida que transcurre el tiempo, por lo consiguiente, puede inferirse la existencia de un proceso temporal que está actuando sobre la ejecución en programas de intervalo fijo, pero no en los programas de razón.

Con la información anterior, aunque es posible inferir la existencia del proceso temporal, continúa desconociéndose la naturaleza del mismo, por lo que, como último punto, se procedió a analizar la tendencia de los Coeficientes de Variación (CV), y la relación media-desviación estándar de las pausas, en ambos programas. Como se sabe (Gibbon, 1977; Gibbon, 1981), propone un modelo de estimación temporal escalar que da cuenta, entre otros hallazgos, de la ejecución bajo programas de intervalo fijo. Una de las ideas que sustentan su teoría es la relación del proceso de estimación temporal con la ley de Weber. La ley de Weber se confirma si el umbral de diferencia, dividido por el estándar, es constante sobre un rango amplio de estímulos estándares, o si los umbrales psicofísicos se imponen, o si la desviación estándar de las duraciones estimadas o emitidas, dividida entre su media (CV), es constante, porque cualquiera de estas mediciones indica que un cambio proporcional dado, en el estímulo a ser estimado, produce un mismo nivel de precisión en la estimación. Cuando se considera la duración discriminada de un estímulo precedente, la ley de Weber se mantiene (Gibbon, 1977; Platt, 1979). Algunos casos pueden implicar la consideración de fuentes adicionales de varianza, pero esto simplemente lleva a la forma generalizada de la ley (Church, Getty y Lerner, 1976).

Gibbon (1977), compara cuatro constructos opcionales acerca del proceso de estimación temporal, cuyos argumentos centrales se basan en la relación entre la media y la desviación estándar de las

distribuciones de estimados que se generan bajo este proceso de estimación temporal. Gibbon (1977) menciona cuatro modelos: el modelo de No estimación, el de Estimación temporal absoluta, el de Estimación temporal Poisson y el de Estimación Temporal Escalar. Estas cuatro opciones difieren en la forma en que cambian los momentos de las distribuciones de estimación conforme cambia el intervalo a ser estimado. Por ejemplo, en el proceso de No estimación o proceso de educación, no hay cambio en la media, desviación estándar o coeficiente de variación, cuando cambia T (duración del intervalo). En el proceso de Estimación absoluta, el valor de la media se incrementa linealmente con respecto a T, pues los estimados son, sencillamente, $x = u + T - 1$, donde u es la unidad de estimación. Por lo tanto, la función para la media tiene una pendiente igual a 1 y un intercepto igual a la media de la unidad de estimación menos uno. La varianza no cambia, de modo que el CV, varía inversamente con T.

El proceso Poisson genera estimados de la media que son proporcionales a T, dado que la tasa de pulsos permanece constante, pero el conteo requerido para un estimado se incrementa proporcionalmente con T. Además, la desviación estándar se incrementa proporcionalmente con la raíz cuadrada de T, de modo que el CV decrementa inversamente con la raíz cuadrada de T. En el proceso de estimación temporal escalar, tanto la media como la desviación estándar son proporcionales al intervalo a ser estimado de modo que el CV, se mantiene constante.

Como se puede observar, las cuatro explicaciones formulan predicciones muy diferentes con respecto a los cambios en los momentos de las distribuciones con cambios en T. El proceso Poisson y el escalar son opciones más realistas para valores de T relativamente grandes, y no difieren en sus predicciones para la función de valor medio. Pero difieren críticamente en las predicciones respecto a la desviación estándar y el CV. La relación de raíz cuadrada para el CV en el proceso Poisson significa que la "sensibilidad" o eficiencia del proceso de estimación se incrementa con T. En contraste, para el proceso de estimación temporal escalar, el CV permanece constante y representa el parámetro fundamental de sensibilidad del proceso de estimación temporal, comparable a la Fracción de Weber. Este parámetro indica la eficiencia de las capacidades de resolución temporal y por lo tanto, juega un papel parecido a la separación entre distribuciones normales vinculadas con los estímulos de comparación, para el caso de varianzas iguales, en la teoría de detección de señales. Otros investigadores han acudido a dicha teoría para dar cuenta de los procesos de estimación temporal, en estudios psicofísicos con animales.

De lo anterior, al analizar los datos del presente estudio se observó que, en los programas de intervalo fijo, la tendencia de los CV se mantuvo constante a lo largo de los distintos valores programados, en tanto que la variabilidad de los datos, si bien

grande, no lo es tanto como la observada en los programas de razón. Estos datos no se ajustan totalmente con lo reportado en otras investigaciones que trabajan con medición del umbral diferencial para duraciones, tanto con humanos como con animales, dado que, en ningún caso el valor de CV se aproxima a 0.3 (Catania, 1970), aunque sí resulta más cercano a lo informado por Fraisse (1963), con valores de la fracción de Weber del orden de 0.05. Por lo que respecta a los programas de razón, los coeficientes de variación mantienen, igualmente, una tendencia constante a los largo de los IERs obtenidos, pero la variabilidad de los valores es mayor.

Los resultados encontrados permiten afirmar que si bien en ambos tipos de programa la relación PPR-IER resulta adecuadamente descrita por una función lineal, en lo que respecta a las distribuciones de probabilidad condicional de terminación de la pausa y en cierta medida, los resultados correspondientes a los CV, parecen señalar, que la PPR, efectivamente, deriva de procesos distintos. En el caso de los programas de intervalo fijo, los resultados parecieran apoyar en cierto sentido la hipótesis de estimación temporal, siendo, tentativamente, el modelo adecuado para describirla, el de Estimación Temporal Escalar (ETE). Sin embargo, como ha sido ampliamente discutido por otros autores (Nevin, 1981; Schneider, 1979; López y Aparicio, 1980), existen factores, como tasa de reforzamiento, que probablemente están influyendo en el patrón de respuesta característico de estos programas. Como Shull (1979), Capehart et al. (1980) y Aparicio,

López y Nevin (1993) mencionan, la PPR en ambos programas, puede ser función de los tiempos de trabajo anteriormente experimentados. Esta variable podría ser vista como una demora al reforzamiento que sigue a la transición de la pausa a la respuesta terminal, o a una variable de costo de respuesta por reforzador.

Capehart, et al. (1980) argumentan que, la relación entre PPR promedio y tamaño del RF puede ser un ejemplo de una relación más general entre demora del reforzamiento o costo de respuesta y la probabilidad de iniciar la conducta terminal. Sus datos de distribución de las pausas en programas de RF proporcionan apoyo adicional a esta explicación. Con una contingencia de razón la cantidad promedio de tiempo o trabajo hasta la entrega del reforzador es la misma independientemente del tiempo de pausa, de modo que esas variables no pueden reforzar diferencialmente la respuesta en distintos tiempos de pausa. Por lo tanto, si la demora de reforzamiento o la cantidad de respuesta terminal es la principal variable controladora, la iniciación de la conducta terminal debería ser independiente del tiempo de pausa transcurrido. Excepto para los valores de pausa más pequeños, en su estudio las distribuciones acumuladas correspondientes a los programas de RF muestran esta independencia esperada: las funciones son aproximadamente lineales sobre una gran porción del rango esperado. El período de probabilidad creciente en las pausas más pequeñas, podría representar el tiempo desde la iniciación de la conducta terminal hasta que tiene lugar una respuesta efectiva.

Respecto a la presente investigación. entonces, los hallazgos parecieran proporcionar apoyo adicional a esta afirmación, ya que en la mayoría de los casos, se obtuvieron distribuciones que reproducen este patrón.

Siguiendo su argumentación, en programas de IF, como en los de RF, interviene cierta cantidad de tiempo y conducta entre el final de la pausa y el contacto con el siguiente reforzador. Este tiempo de respuesta restante podría controlar la probabilidad de iniciar la conducta terminal en programas de intervalo fijo de manera similar a como ocurre en los programas de de RF y tándem RF1IF (intervalo fijo iniciado por respuesta). Pero a diferencia de los programas de RF y RF1IF, el tiempo y el trabajo hasta la entrega del reforzador, son funciones decrecientes de la pausa en programas de IF, que se aproximan a cero cuando la pausa excede el valor de IF.

Aunque esta correlación negativa complica el análisis en los programas de IF en términos de esta aproximación, los autores mencionan que existen al menos dos aproximaciones manejables. La primera, se basa en el supuesto de que el tiempo de pausa actúa como un estímulo que controla de forma diferenciada la probabilidad de iniciar la respuesta o conducta terminal, dadas las asociaciones diferenciales pasadas entre las duraciones de las pausas y las demoras que le siguen (explicación en términos de discriminación temporal). La segunda aproximación está basada en el supuesto

opuesto, esto es, las asociaciones pasadas entre duraciones de las pausas y demoras que le siguen no son efectivas para generar control diferencial por el tiempo transcurrido en la pausa, sino que las distintas demoras simplemente entran dentro de una ecuación de equilibrio (ver Ecuación 6).

Dicha ecuación muestra que la pausa variará proporcionalmente con el IF. o con el IER, aunque la variable controladora asumida es la duración absoluta de las demoras previamente experimentadas que siguen a la iniciación de la conducta terminal.

Mientras que la explicación basada en el proceso de discriminación temporal descansa en un mecanismo parecido a la Ley de Weber para dar cuenta del "tiempo relativo" como la dimensión estímulo efectiva, la segunda explicación es capaz de dar cuenta de la relación entre tiempo relativo y la pausa por medio de la duración absoluta de la demora al reforzador.

El problema principal que enfrenta esta aproximación de discriminación no temporal es reconciliar el supuesto de independencia entre probabilidad de iniciación de la respuesta y el periodo de pausa, con las funciones crecientes que relacionan la probabilidad de responder con el tiempo de pausa en los programas de intervalo fijo y variable, estudiados por Capehart et al. La solución que estos mismos autores proponen se basa en la idea de que existe cierta cantidad de tiempo entre la iniciación de la

conducta terminal. encaminada a la obtención del reforzador, y la primera respuesta terminal registrada. al que nombran tiempo de respuesta terminal no medida. Ellos asumen que ambos programas refuerzan selectivamente la duración de dicho período, que forma parte de la demora al reforzador. En los programas de RF las contingencias inherentes al mismo. operan para mantener breve este período. pues cualquier cantidad de tiempo dedicado a respuestas terminales no medidas. alarga el periodo de conducta terminal. y por tanto. las respuestas al reforzador. En contraste. en los programas de IF. dado que la conducta terminal se inicia antes del fin del IF programado. el tiempo asignado a la conducta terminal no medida, antes de que ocurra una respuesta efectiva, tiene poco efecto sobre la cantidad de tiempo de conducta terminal o de respuestas por reforzador. Por ello, sería de esperar que este tiempo fuese mayor y más variable. De ser así, este período de conducta terminal no medida podría producir las concavidades en las distribuciones acumulativas. Si una secuencia de conductas no medidas finaliza con una respuesta medida. la probabilidad de observar la respuesta medida se incrementaría con el tiempo, aún si la probabilidad de terminar cada miembro de la secuencia es independiente del tiempo (McGill, 1963; McGill y Gibbon, 1965). Además. el hecho de que las tasas de carrera sean más altas en programas de RF que en programas de IF, es consistente con la idea de que los programas de razón seleccionan de manera mas fuerte que los programas de intervalo la conducta terminal registrada que la conducta terminal no registrada.

En resumen, el hecho de que los presentes resultados no concuerden totalmente con los hallazgos del estudio de Capehart y cols. (1980), que se pudo deber a interacción entre los programas, hacen notar la necesidad de llevar a cabo un análisis más detallado de las variables que están influyendo en las ejecuciones bajo este tipo de programas. El presente experimento proporciona evidencia de que, efectivamente, en los programas de intervalo parece tener lugar un proceso de estimación temporal, que tentativamente se ajusta al modelo ETE de Gibbon. sin embargo, como se mencionó, existe una explicación alternativa que no involucra discriminación temporal, y que puede dar cuenta de los hallazgos informados. Para decidir en favor de una u otra explicación de la ejecución bajo este tipo de programas, es necesario tener en consideración otras medidas tales como la tasa de respuesta y de carrera, a fin de tratar de integrar en un solo modelo la ejecución bajo programas de intervalo y razón fijos. El presente estudio es solamente un paso tentativo para lograrlo.

REFERENCIAS

- Aparicio, C., López, R. F., y Nevin, J. A. (1993). The relation between PRP and IRI in Conjunctive and Chain FR FT schedules. (En prensa).
- Capehart, G. W., Eckerman, M. G. y Shull, R.L. (1980). A comparison of ratio and interval reinforcement schedules with comparable interreinforcement times. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 34, 61-76.
- Catania, A. C. (1970). Programas de Reforzamiento y Juicios Psicofísicos: Estudio de algunas propiedades temporales de la conducta. En W. N. Schoenfeld (Ed.) La teoría de los programas de Reforzamiento, New York: Appleton-Century-Crofts, 15-64.
- Catania, A. C. y Reynolds, G. S. (1968). A quantitative analysis of the responding maintained by interval schedules of reinforcement. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 11, 327-383.
- Crossman, E. K., Heaps, R. S., Nunes, D. L. y Alferink, L. A. (1974). The effects of number of responses on pause length with temporal variables controlled. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 22(1), 115-120.
- Cruse, D. B., Vitulli, N. y Dertke, M. (1966). Discriminative and reinforcing properties of two types of food pellets. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 9, 293-303.
- Church, R. M., Brush, F. R., y Solomon, R. L. (1956). Traumatic avoidance learning: The effects of CS-US interval with a delayed-conditioning procedure in a free-responding situation. Journal of Comparative and Physiological Psychology, 49, 301-308.
- Church, R. M., Getty, D. J., y Lerner, N. D. (1976). Duration discrimination by rats. Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes, 3, 216-228.
- DeCasper, A. J. y Zeiler, M. D. (1974). Time limits for completing fixed-ratios: III stimulus variables. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 22, 285-300.
- DeCasper, A. J. y Zeiler, M. D. (1977). Time limits for completing fixed-ratios: IV Components of the ratio. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 27, 235-244.
- Dews, P. B. (1970) La teoría de la respuesta de intervalo fijo. En W. N. Schoenfeld (Ed.) La teoría de los programas de reforzamiento. New York: Appleton-Century-roids, pp. 15-64.

- Dukich, T. D. y Lee, A. E. (1973). A comparison of measure of responding under fixed-interval schedules. Journal of the the Experimental Analysis of Behavior, 20, 281-290.
- Felton, M. y Lyon, D. O. (1966). The postreinforcement pause. Journal of the Experimental Analysis of Behavior. 9, 2, pp. 131-134.
- Ferster, C. B. y Skinner, B. F. (1957). Schedules of Reinforcement. New York: Appleton-Century-Crofts, Inc.
- Fraisse, P. (1963). The psychology of time. New York: Harper & Row.
- Gentry, G. d., Weiss, B. y Laties, V. G. (1983). The microanalysis of fixed-interval responding. Journal of the Experimental Analysis of Behavior. 39 (2), 327-343.
- Gibbon, J. (1971). Scalar timing and semi-Markov chains in free-operant avoidance. Journal of Mathematical Psychology, 8, 109-138.
- Gibbon, J. (1972). Timing and discrimination of shock density in avoidance. Psychological review, 79, 68-92.
- Gibbon, J. (1977). Scalar Expectancy Theory and Weber's Law in Animal Timing. Psychological Review. 84, 3, 279-325.
- Gibbon, J. (1981a). On the form and location of the psychometric bisection function for time. Journal of Mathematical Psychology, 24, 58-86.
- Gibbon, J. (1981b). Two kinds of ambiguity in the study of psychological time. En M. L. Commons y J. A. Nevin (Eds.) Quantitative Analysis of Behavior. Cambridge, MA: Ballinger. 157-189.
- Gibbon, J. (1991). Origins of Scalar Timing. Learning and Motivation, 22, 3-38.
- Guilford, J. P. (1954). Psychometric Methods. London: McGraw-Hill.
- Harzem, P. y Harzem, A. L. (1981). Discrimination, Inhibition, and Simultaneous Association of Stimulus Properties: A Theoretical Analysis of Reinforcement. En P. Harzem y M. D. Zeiler, (Eds). Advances in Analysis of Behavior, Vol. 2 Predictability, Correlation, and Contiguity. Chichester: Wiley. 81-124.
- Hearst, E., Besley, S. y Farthing, G. W. (1970). Inhibition and the stimulus control of operant behavior. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 14, 373-409.

- Herrnstein, R. J. (1961). Relative and absolute strength of response response as a function of frequency of reinforcement. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 4, 267-272.
- Killeen, P. (1969). Reinforcement frequency and contingency as factors in fixed-ratio behavior. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 12, 391-395.
- LaBarbera, J. D. y Chuch, R. M. (1974). Magnitude of fear as a function of expected time to an aversive event. Animal Learning and Behavior, 2, 199-202.
- López, F. (1989). Entrenamiento inicial y conducta en estado estable. en un programa de intervalo fijo. Revista Latinoamericana de Psicología, 21, 1, 23-41.
- López, F. (1991). Reforzamiento periódico: Organización temporal y fortaleza de la respuesta. Proyecto de Tesis Doctoral (inédito). México, D.F.:U.N.A.M.
- López, F. y Pereira, C. (1985). Constraining response-output on conjunctive fixed-ratio 1 fixed-time reinforcement schedules: effects on the post-reinforcement pause. Behavioural Processes, 10, 249-264.
- Lowe, C. F., Harzem, P., y Spencer, P.T. (1979). Temporal control of behavior and the power law. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 31, 3, 333-343.
- Lowe, C. F. y Wearden, J. H. (1981). Weber's law and the Fixed-interval Post-reinforcement Pause. Behaviour Analysis Letters, 1, 27-32.
- Mazur, J. E. (1982). A molecular approach to ratio schedule performance. En M. L. Commons, R. J. Herrnstein, y H. Rachlin (Eds.), Quantitative Analyses of Behavior, Vol. 2. Matching and maximizing accounts. Cambridge, MA: Ballinger. 153-165.
- McGill, W. J. Stochastic latency mechanisms. En R. D. Luce, R. R. Bush y E. Galanter. (Eds.), Handbook of mathematical psychology, Vol. 1, New York: Wiley, 1963.
- McGill, W. J. y Gibbon, J. (1965). The general-gamma distribution and reaction times. Journal of mathematical psychology, 2, 1-18.
- Mintz, D. E., Mourer, D. J. y Gotseyeff, M. (1967). Sequential effects in fixed-ratio post-reinforcement pause duration. Psychonomic Science, 9, 387-388.

- Neuringer, A. J. y Schneider, E. A. (1968). Separating the effects of inter-reinforcement time and number of interreinforcement responses. Journal of the Experimental Analysis of Behavior. 11, 661-667.
- Perone, M. y Courtney, K. (1992). Fixed-ratio pausing: joint effects of past reinforcer magnitude and stimuli correlated with upcoming magnitude. Journal of the Experimental Analysis of Behavior. 57, 1, 33-46.
- Perone, M., Perone, Ch. L. y Baron, A. (1987). Inhibition by reinforcement: effects of reinforcer magnitude and timeout on fixed-ratio pausing. The Psychological Record. 37, 227-238.
- Platt, J. R. (1979). Temporal differentiation and the psychophysics of time. En: M. D. Zeiler y P. Harzem (Eds.). Advances in Analysis of Behavior, Vol. 1, Reinforcement and the Organization of Behavior. Chichester: Wiley. 1-30.
- Powell, R. W. (1968). The effect of small sequential changes in fixed-ratio size upon the post-reinforcement pause. Journal of the Experimental Analysis of Behavior. 11, 5, 589-593.
- Powell, R. W. (1969). The effect of reinforcement magnitude upon responding under fixed-ratio schedules. Journal of the Experimental Analysis of Behavior. 12, 4, 605-608.
- Rider, D. P. y Kametani, N. N. (1984). Interreinforcement time, work time, and postreinforcement pause. Journal of the Experimental Analysis of Behavior. 42, 2, 305-319.
- Schneider, E. A. (1969). A two-state analysis of fixed-interval responding in the pigeon. Journal of the Experimental Analysis of Behavior. 12, 5, 677-687.
- Shull, R. L. (1979). The Postreinforcement Pause: Some Implications for the Correlational Law of Effect. En M.D. Zeiler y P. Harzem (Eds.) Advances in Analysis of Behavior, vol. 1, Reinforcement and the Organization of Behavior. Chichester: John Wiley and Sons. 193-221.
- Shull, R. L. y Brownstein, A. J. (1975). The relative proximity principle and the postreinforcement pause. Bulletin of the Psychonomic Society. 5, 2, 129-131.
- Shull, R., Guilkey, M. y Witty, W. (1972). Changing the response unit from a single peck to a fixed number of pecks in fixed-interval schedules. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 17, 193-200.

- Spencer, P. T. (1981). Temporal control of behaviour and the law of Effect: a description of fixed interval performance. Behaviour Analysis Letters, 1, 325-329.
- Staddon, J. E. R. (1972) Temporal Control and the Theory of Reinforcement Schedules. En Reinforcement Behavioral Analysis. Gilbert, R. M. y Millenson, J. R. (Eds.) New York: Academic Press. 209-262.
- Staddon, J. E. R. e Innis, N. K. (1966). An effect analogous to frustration on interval reinforcement schedule. Psychonomic Science, 4, 287-288.
- Staddon, J. E. R. y Simmelhag, V. L. (1971). The "Superstition" experiment: A re-examination of its implications for the principles of adaptative behavior. Psychological Review, 78, 3-43.
- Stevens, S. S. (1957). On the psychophysical Law. Psychological Review, 64, 153-181.
- Stubs, D. A. (1979). Temporal discrimination and psychophysic. En: M. D. Zeiler y P. Harzem (Eds.) Advances in analysis of Behavior, vol. 1, Reinforcement and organization of behavior. New York: Wiley, 341-370.
- Shull, R. L. (1979). The Postreinforcement Pause: Some Implications for the Correlational Law of Effect. En M.D. Zeiler y P. Harzem (Eds.) Advances in Analysis of Behavior. vol. 1, Reinforcement and the Organization of Behavior. New York: John Wiley and Sons. 193-221.
- Treisman, M. (1963). Temporal discrimination and the indifference interval: Implications for a model of the "Internal Clock". Psychological Monographs, 7.
- Wearden, J. H. (1979). Periodicities within a fixed-interval session. Journal of the Experimental Analysis of Behavior. 31,3, 345-350.
- Wearden, J. H. y Lowe, C. F. (1983). Fixed-interval performance: the dynamics of behavior and the interval lenght. Journal of the Experimental Analysis of Behavior. 39, 2, 323-326.
- Zeiler, M. D. (1979) Output Dynamics. En M. D: Zeiler y P. Harzem (Eds.) Advances in Analysis of Behavior. Vol. 1: Reinforcement and the Organization of Behavior. Chichester: Wiley, 79-116.

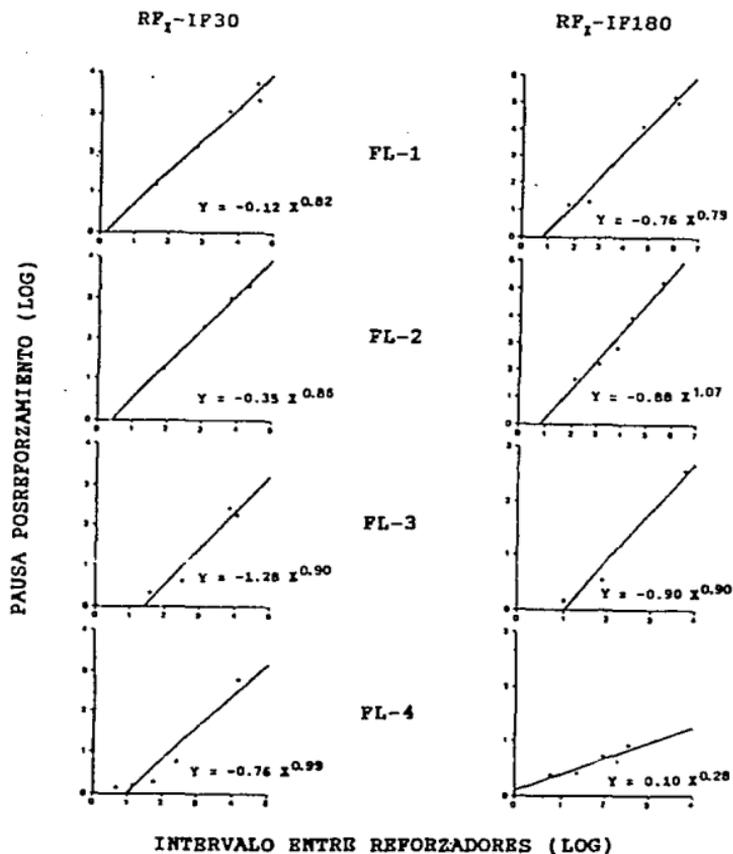
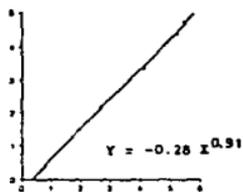


Fig. 1

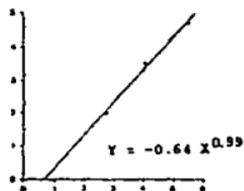
El logaritmo de la pausa posreforzamiento en función del logaritmo del intervalo entre reforzadores, obtenidos en cada uno de los cinco valores de RF programados. Las líneas representan la función lineal de mejor ajuste.

IP_r-RP15IP_r-RP35

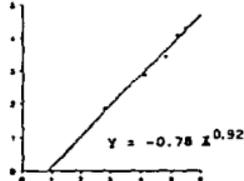
PAUSA POSREFORZAMIENTO (LOG)



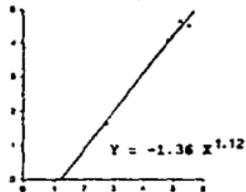
FL-5



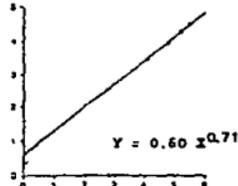
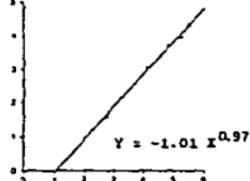
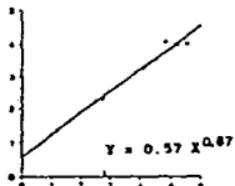
FL-6



FL-7



FL-8



INTERVALO ENTRE REFORZADORES (LOG)

Fig.2

El logaritmo de la pausa posreforzamiento en función del logaritmo del intervalo entre reforzadores, obtenidos en cada uno de los cinco valores de IF programados. Las líneas representan la función lineal de mejor ajuste.

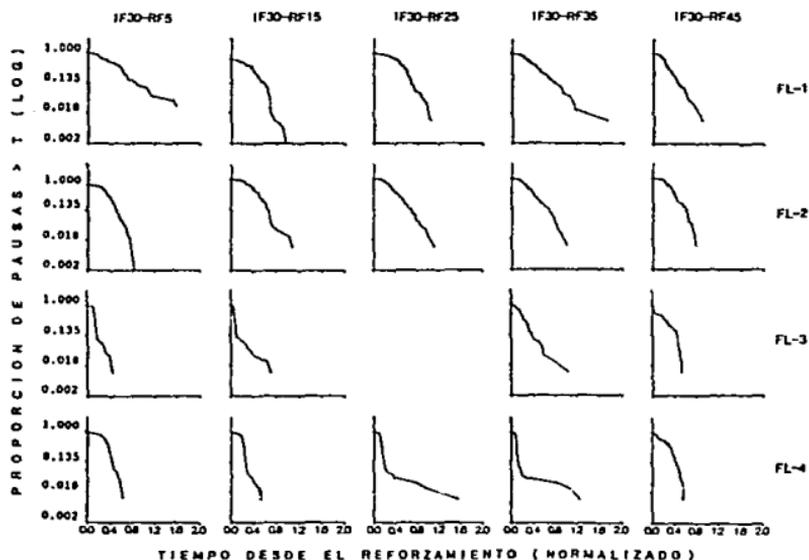


Fig. 3
 Proporción de pausas mayores que t (en décimas de segundo) como función del tiempo desde el reforzamiento (normalizado), para cada uno de los cinco valores de RF programados. La ordenada se presenta en escala logarítmica.

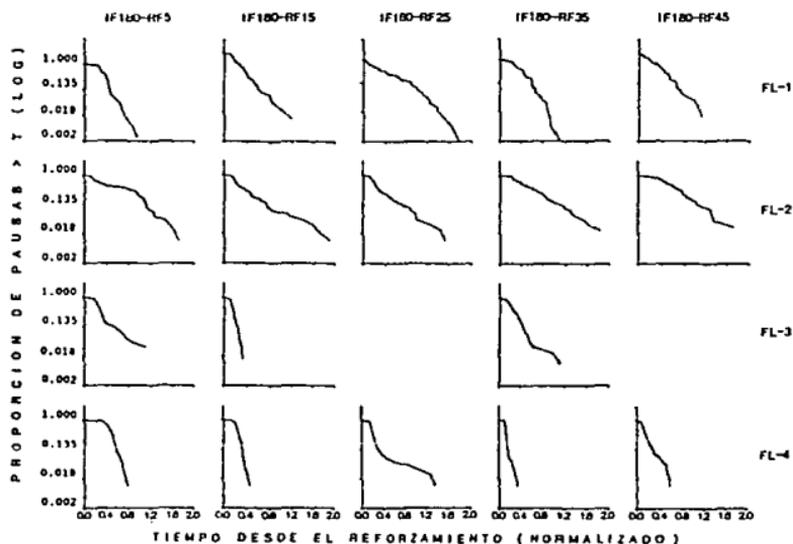


Fig. 4

Proporción de pausas mayores que t (en décimas de segundo) como función del tiempo desde el reforzamiento (normalizado), para cada uno de los cinco valores de RF programados. La ordenada se presenta en escala logarítmica.

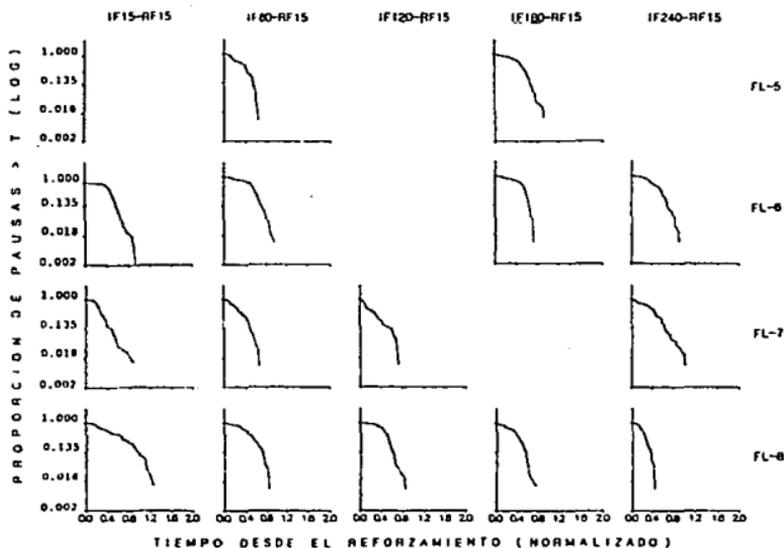


Fig. 5

Proporción de pausas mayores que t (en décimas de segundo) como función del tiempo desde el reforzamiento (normalizado), para cada uno de los cinco valores de IF programados. La ordenada se presenta en escala logarítmica.

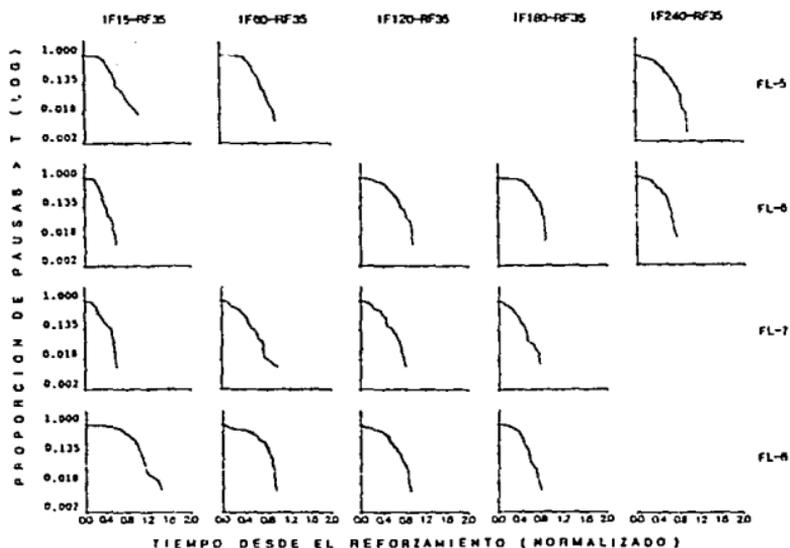


Fig.6
 Proporción de pausas mayores que t (en décimas de segundo) como función del tiempo desde el reforzamiento (normalizado), para cada uno de los cinco valores de IF programados. La ordenada se presenta en escala logarítmica.

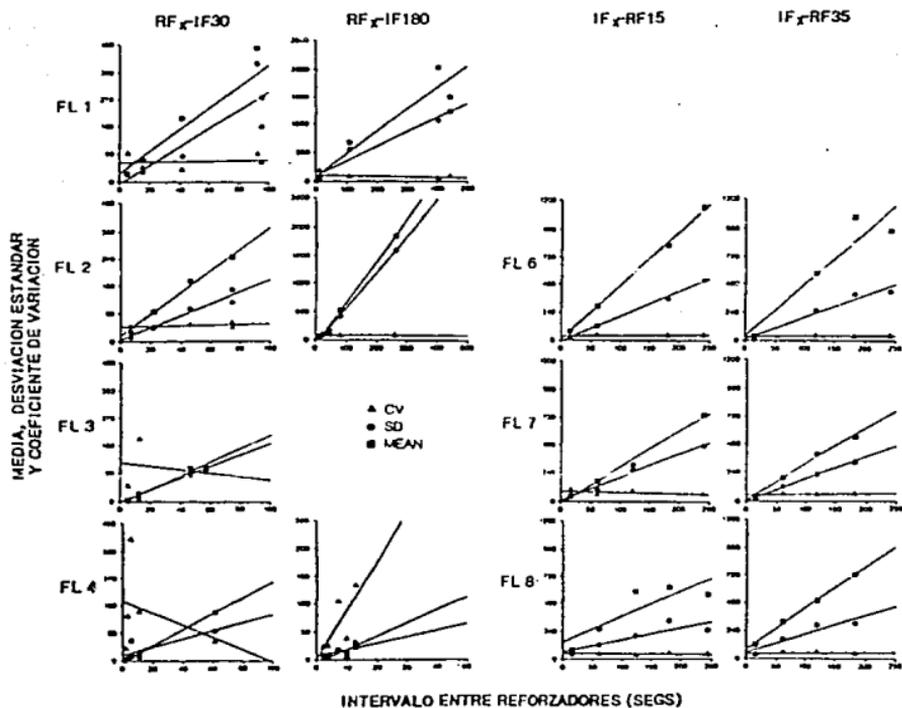


Fig. 7

Ajustes lineales de la media, la desviación estándar y el coeficiente de variación, para todos los sujetos, en todas las condiciones.

TABLA 1. ORDENAMIENTO DE CONDICIONES EXPERIMENTALES PARA CADA SUJETO. SE COMBINARON DOS VALORES EXTREMOS DE IF (30 Y 180 SEGS) CON CINCO VALORES DE RF (5, 15, 25, 35 Y 45 RESPUESTAS). EL NUMERO ENTRE PARENTESIS INDICA EL NUMERO DE SESIONES EN CADA CONDICION.

FASE	FL 1	FL 2	FL 3	FL 4
I	IF 30 RF 35 (66)	IF 180 RF 45 (71)	IF 180 RF 5 (37)	IF 30 RF 5 (28)
II	IF 30 RF 25 (22)	IF 30 RF 45 (20)	IF 180 RF 35 (36)	IF 180 RF 25 (20)
III	IF 180 RF 15 (18)	IF 180 RF 35 (18)	IF 30 RF 35 (24)	IF 180 RF 5 (15)
IV	IF 180 RF 45 (24)	IF 30 RF 35 (13)	IF 30 RF 5 (20)	IF 30 RF 15 (16)
V	IF 30 RF 15 (16)	IF 30 RF 25 (15)	IF 30 RF 15 (26)	IF 180 RF 15 (16)
VI	IF 30 RF 45 (27)	IF 180 RF 5 (17)	IF 180 RF 15 (15)	IF 30 RF 25 (16)
VII	IF 180 RF 5 (25)	IF 30 RF 15 (16)	IF 30 RF 45 (28)	IF 180 RF 45 (17)
VIII	IF 180 RF 35 (32)	IF 180 RF 25 (17)		IF 30 RF 35 (21)
IX	IF 180 RF 25 (30)	IF 30 RF 5 (18)		IF 180 RF 35 (16)
X	IF 30 RF 5 (17)	IF 180 RF 15 (15)		IF 30 RF 35 (23)

TABLA 2. ORDENAMIENTO DE CONDICIONES EXPERIMENTALES PARA CADA SUJETO. SE COMBINARON DOS VALORES EXTREMOS DE RF (15 Y 35 RESPUESTAS) CON CINCO VALORES DE IF (15, 60, 120, 180 Y 240 SEGS.). EL NUMERO ENTRE PARENTESIS INDICA EL NUMERO DE SESIONES EN CADA CONDICION.

FASE	FL 5	FL 6	FL 7	FL 8
I	IF 15 RF 35 (24)	IF 240 RF 35 (37)	IF 15 RF 15 (16)	IF 180 RF 15 (44)
II	IF 60 RF 35 (32)	IF 240 RF 15 (33)	IF 15 RF 35 (26)	IF 180 RF 35 (19)
III	IF 60 RF 15 (24)	IF 120 RF 35 (20)	IF 120 RF 15 (16)	IF 60 RF 15 (19)
IV	IF 240 RF 35 (28)	IF 180 RF 35 (85)	IF 60 RF 15 (15)	IF 240 RF 15 (17)
V	IF 180 RF 15 (19)	IF 15 RF 15 (19)	IF 60 RF 35 (25)	IF 120 RF 35 (24)
VI		IF 60 RF 15 (25)	IF 240 RF 35 (16)	IF 60 RF 35 (40)
VII		IF 15 RF 35 (23)	IF 120 RF 35 (24)	IF 120 RF 15 (28)
VIII		IF 180 RF 15 (25)	IF 240 RF 15 (17)	IF 15 RF 15 (27)
IX			IF 180 RF 35 (17)	IF 15 RF 35 (33)
X			IF 180 RF 15 (16)	IF 240 RF 35 (33)

TABLA 3. VALORES DE LOS PARAMETROS DEL AJUSTE DE PODER. PARA LOS DATOS DE RAZON FIJA E INTERVALO FIJO. EL * INDICA RESULTADO NO SIGNIFICATIVO. EEE ES EL ERROR ESTANDAR DE LA ESTIMACION. A ES LA ORDENADA AL ORIGEN Y B LA PENDIENTE. P ES LA PROBABILIDAD ASOCIADA AL ESTADISTICO T PARA EL VALOR DE B. CUANDO SE PRUEBA QUE B NO DIFIERE SIGNIFICATIVAMENTE DE 1.

IF30-RF_x

SUJETO	R ²	EEE	a	b	t	P
FL-1	0.971	0.202	-0.118	0.818	-2.25	0.025
FL-2	0.997	0.060	-0.355	0.863	-4.72	> 0.025*
FL-3	0.934	0.338	-1.278	0.901	-0.58	0.025
FL-4	0.901	0.409	-0.757	0.793	-1.36	0.025

IF180-RF_x

SUJETO	R ²	EEE	a	b	t	P
FL-1	0.977	0.350	-0.765	0.987	-0.15	0.025
FL-2	0.966	0.306	-0.877	1.075	0.65	0.025
FL-3	0.969	0.320	-0.902	0.902	-0.61	0.025
FL-4	0.831	0.107	0.097	0.284	-9.67	> 0.025*

IF_x-RF15

SUJETO	R ²	EEE	a	b	t	P
FL-5	-	-	-	-	-	-
FL-6	0.999	0.052	-0.278	0.908	-3.83	0.025
FL-7	0.982	0.154	-0.782	0.919	-1.14	0.025
FL-8	0.936	0.220	0.574	0.666	-3.34	> 0.025*

IF_x-RF35

SUJETO	R ²	EEE	a	b	t	P
FL-5	0.902	0.170	-0.639	0.991	-0.10	0.025
FL-6	0.983	0.225	-1.365	1.121	1.16	0.025
FL-7	0.997	0.064	-1.014	0.975	-0.86	0.025
FL-8	0.998	0.037	0.605	0.708	-17.18	> 0.025*

TABLA 3A. VALORES DE LOS PARAMETROS DEL AJUSTE LINEAL, PARA LOS DATOS DE RAZON FIJA E INTERVALO FIJO. EL * INDICA RESULTADO NO SIGNIFICATIVO. EEE ES EL ERROR ESTANDAR DE LA ESTIMACION. A ES LA ORDENADA AL ORIGEN Y B LA PENDIENTE. P ES LA PROBABILIDAD ASOCIADA AL ESTADISTICO t. PARA EL VALOR DE B.

IF30-RF_y

SUJETO	R ²	EEE	a	b	t	P
FL-1	0.862	6.717	3.474	0.347	4.327	0.023
FL-2	0.986	1.501	2.293	0.351	14.386	0.001
FL-3	0.893	2.066	0.287	0.192	4.076	0.055
FL-4	0.993	0.638	0.049	0.266	20.975	0.000

IF180-RF_y

SUJETO	R ²	EEE	a	b	t	P
FL-1	0.935	25.392	6.157	0.398	6.545	0.007
FL-2	0.995	6.409	-6.973	0.742	24.436	0.000
FL-3	0.998	0.457	0.061	0.303	20.781	0.031
FL-4	0.854	0.189	1.212	0.092	4.183	0.025

IF_y-RF15

SUJETO	R ²	EEE	a	b	t	P
FL-5	-	-	-	-	-	-
FL-6	0.998	2.526	1.642	0.465	33.283	0.001
FL-7	0.981	4.644	-1.308	0.323	12.514	0.001
FL-8	0.723	13.260	16.219	0.204	2.799	0.068

IF_y-RF35

SUJETO	R ²	EEE	a	b	t	P
FL-5	0.996	5.038	3.460	0.458	15.428	0.041
FL-6	0.876	19.595	4.779	0.440	3.759	0.064
FL-7	0.993	2.628	1.380	0.307	21.281	0.000
FL-8	0.997	1.953	9.799	0.345	32.433	0.000

TABLA 4. AJUSTES LINEALES A LOS CV PARA TODOS LOS SUJETOS, EN TODAS LAS CONDICIONES. SE PRESENTAN VALORES DE PENDIENTE (a), ORDENADA AL ORIGEN (b), t Y P.

IF30-RF_x

SUJETO	R ²	EEE	a	b	Valor de t para a	Significancia de a
FL-1	0.024	26.786	0.085	62.226	0.272	0.803
FL-2	0.185	6.854	0.092	46.857	0.324	0.470
FL-3	0.042	80.098	-0.537	123.677	-0.294	0.796
FL-4	0.121	154.192	-1.973	193.776	-0.644	0.566

IF180-RF_x

SUJETO	R ²	EEE	a	b	Valor de t para a	Significancia de a
FL-1	0.137	59.284	-0.096	108.093	-0.689	0.540
FL-2	0.012	9.228	-0.008	87.763	-0.188	0.863
FL-3	-	-	-	-	-	-
FL-4	0.556	38.885	3.746	2.703	1.936	0.148

IF_x-RF15

SUJETO	R ²	EEE	a	b	Valor de t para a	Significancia de a
FL-5	-	-	-	-	-	-
FL-6	0.623	5.070	0.051	34.484	1.817	0.211
FL-7	0.287	17.044	-0.091	86.336	-0.897	0.464
FL-8	0.170	9.710	-0.042	53.282	-0.783	0.491

IF_x-RF35

SUJETO	R ²	EEE	a	b	Valor de t para a	Significancia de a
FL-5	-	-	-	-	-	-
FL-6	0.381	4.844	0.032	35.893	1.109	0.383
FL-7	0.273	5.939	0.041	54.026	0.867	0.477
FL-8	0.050	13.178	0.034	43.985	0.324	0.777

TABLA 5. MEDIAS, DESVIACIONES ESTANDAR Y CV PARA LOS SUJETOS EN TODAS LAS CONDICIONES.

CONDICION	SUJETO	MEDIA	DESV. EST.	CVA
IF30-RF5	FL-1	28,706	26,367	91,852
IF30-PF15	FL-1	73,157	34,223	46,794
IF30-R125	FL-1	209,529	84,990	40,562
IF30-RF35	FL-1	442,070	392,508	88,789
IF30-R147	FL-1	279,200	150,206	64,544
IF30-RF5	FL-2	31,558	15,118	47,660
IF30-RF15	FL-2	98,294	45,757	46,551
IF30-R125	FL-2	198,506	107,640	54,225
IF30-RF35	FL-2	277,271	169,169	61,012
IF30-RF45	FL-2	279,052	126,149	45,201
IF30RF5	FL-3	7,035	3,814	49,900
IF30-RF15	FL-3	14,165*	28,874	203,840
IF30-RF35	FL-3	110,341	91,923	83,308
IF30-RF45	FL-3	112,529	104,680	93,025
IF30-RF5	FL-4	6,663	2,854	40,300
IF30-RF15	FL-4	8,365*	12,082	144,435
IF30-RF25	FL-4	17,047*	67,985	398,800
IF30-RF35	FL-4	15,965*	25,482	159,612
IF30-RF45	FL-4	158,690	98,542	62,097
IF180-RF5	FL-1	25,824	11,601	44,923
IF180-RF15	FL-1	48,128*	88,204	183,270
IF180-RF25	FL-1	683,176	567,614	83,085
IF180-RF35	FL-1	2036,235	1077,088	52,896
IF180-RF45	FL-1	1497,142	1229,077	82,760
IF180-RF5	FL-2	53,224	42,069	79,041
IF180-RF15	FL-2	89,812	88,804	98,578
IF180-RF25	FL-2	165,988	150,136	90,450
IF180-RF35	FL-2	535,353	431,611	80,622
IF180-RF45	FL-2	1861,471	1608,890	86,431
IF180-RF5	FL-4	10,776	2,518	23,367
IF180-RF15	FL-4	10,365	2,581	24,901
IF180-RF25	FL-4	18,918*	19,721	104,243
IF180-RF35	FL-4	13,612	5,231	38,429
IF180-RF45	FL-4	24,329*	32,358	133,002

* indica que el valor de la media es inferior al de su desviación estandar.

TABLA 5B. MEDIAS, DESVIACIONES ESTANDAR Y CV PARA LOS SUJETOS EN TODAS LAS CONDICIONES.

CONDICION	SUJETO	MEDIA	DESV. EST.	CVA
IF15-RF15	FL-6	81.667	25.169	30.300
IF60-RF15	FL-6	295.511	127.174	43.000
IF180-RF15	FL-6	822.644	361.938	44.000
IF240-RF15	FL-6	1147.622	521.126	45.400
IF15-RF15	FL-7	52.211	49.701	95.200
IF60-RF15	FL-7	174.348	107.004	61.400
IF120-RF15	FL-7	310.172	264.177	85.200
IF240-RF15	FL-7	742.675	473.535	63.800
IF15-RF15	FL-8	86.254	51.357	59.500
IF60-RF15	FL-8	262.258	127.313	48.500
IF120-RF15	FL-8	586.778	205.038	34.900
IF180-RF15	FL-8	614.465	325.635	53.000
IF240-RF15	FL-8	554.205	247.013	44.600
IF15-RF35	FL-6	45.311	15.738	34.700
IF120-RF35	FL-6	222.772	261.545	44.900
IF180-RF35	FL-6	1060.533	398.955	37.600
IF240-RF35	FL-6	940.574	416.763	44.300
IF15-RF35	FL-7	43.011	21.592	50.200
IF60-RF35	FL-7	202.910	128.609	63.400
IF120-RF35	FL-7	398.867	225.775	57.400
IF180-RF35	FL-7	544.542	329.813	60.600
IF15-RF35	FL-8	125.852	43.396	34.500
IF60-RF35	FL-8	317.400	173.666	54.700
IF120-RF35	FL-8	502.483	291.216	58.000
IF180-RF35	FL-8	732.382	305.005	41.600