SOBRE A LEI DO EFEITO[1]

ON THE LAW OF EFFECT[2]

R. J. Herrnstein

UNIVERSIDADE DE HARVARD, USA

RESUMO

Experimentos sobre esquemas de reforçamento simples, múltiplos e concorrentes encontram várias correlações entre a taxa de resposta e a taxa ou magnitude de reforço. Para esquemas concorrentes (*i.e.*, procedimentos de escolha simultânea), ocorre igualação entre as freqüências relativas de resposta e reforço; para esquemas múltiplos (*i.e.*, procedimentos de discriminação sucessiva), ocorrem efeitos de contraste entre o responder em cada componente e o reforçamento nos outros; e, para esquemas simples, encontra-se uma família de relações monotônicas crescentes entre a taxa de resposta e a taxa de reforço. Todos esses resultados, em conjunto com outros, podem ser explicados por um sistema coerente de equações, entre as quais a mais geral afirma que taxa absoluta de qualquer resposta é proporcional ao reforço relativo associado a ela.

Palavras-chave: lei do efeito, esquemas de reforço, escolha, igualação, freqüência relativa de respostas, freqüência relativa de reforços.

ABSTRACT

Experiments on single, multiple, and concurrent schedules of reinforcement find various correlations between the rate of responding and the rate or magnitude of reinforcement. For concurrent schedules (i.e., simultaneous choice procedures), there is matching between the relative frequencies of responding and reinforcement; for multiple schedules (i.e., successive discrimination procedures), there are contrast effects between responding in each component and reinforcement in the others; and for single schedules, there are a host of increasing monotonic relations between the rate of responding and the rate of reinforcement. All these results, plus several others, can be accounted for by a coherent system of equations, the most general of which states that the absolute rate of any response is proportional to its associated relative reinforcement.

Key words: Law of effect, reinforcement schedules, choice, matching, relative frequency of response, relative frequency of reinforcement

Uma revisão das evidências empíricas que sustentam a lei do efeito poderia rapidamente revelar que a simples noção de "estampagem" (Thorndike, 1911, e.g., p. 283) não é suficiente. Animais não apenas repetem o primeiro ato bem sucedido; eles tendem a aperfeiçoá-lo até que encontrem o desempenho ótimo. Na caixa-problema de Thorndike, no labirinto, ou na caixa de condicionamento operante de Skinner, animais tendem na direção de movimentos mais rápidos e mais fáceis, a não ser quando os desempenhos são virtual-

[1] Artigo originalmente publicado em 1970 no *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 13* (2), 243-266, que autorizou a publicação da tradução (Copyright 1970 by the Society for the Experimental Analysis of Behavior, Inc.). A presente tradução foi realizado por Cristiano Coelho, Universidade Católica de Goiás.

[2] A preparação deste artigo e o trabalho original descrito nele foram apoiados por recursos da National Science Foundation, the National Institute of Mental Health (NIMH-15494) and the National Institutes of Health (NIH-GM-15258) concedidos à Universidade de Harvard. Este artigo é dedicado a B. F. Skinner em seu sexagésimo sexto aniversário, como um pagamento parcial por uma dívida intelectual incorrida na última década e meia. Há também muitas outras dívidas recentes a serem reconhecidas, o que faço com gratidão. J. A. Nevin e H. S. Terrace generosamente disponibilizaram dados não publicados, alguns dos quais foram incluídos no artigo. W. M. Baum e J. R. Schneider criticaram e indubitavelmente melhoraram o artigo, tanto em conteúdo quanto em estilo. Separatas podem ser obtidas com o autor, Pschological Laboratories, William James Hall, Harvard University, Cambridge, Massachusetts 02138.

mente ótimos desde o início. Embora alguns teóricos encontrem estereotipia suficiente para sugerir um processo quase mecânico de estampagem (e.g., Guthrie & Horton, 1946), outros têm se mantido céticos (e.g., Tolman, 1948). Algo mais que a forma estática da lei do efeito é necessário para uma teoria realmente persuasiva. A tentação de cair no senso comum e concluir que os animais são adaptativos, isto é, que fazem aquilo que lhes beneficia mais, tem sofrido resistência, uma vez que a adaptação é na melhor das hipóteses uma questão e não uma resposta. Não é difícil também encontrar evidência que viole tanto o princípio da estampagem de Thorndike quanto as noções de adaptação do senso comum, como mostram os dois exemplos que seguem.

Ferster e Skinner (1957) relataram que, quando mudava-se de um esquema de intervalo para um esquema de razão, um animal tipicamente mostrava uma mudança na sua taxa de respostas. De acordo com a estampagem, a taxa deveria permanecer inalterada porque esquemas de razão reforçam todas as taxas de resposta com igual probabilidade (Morse, 1966). Embora o desvio da teoria seja grande e replicável, sua direção é algo imprevisível. Por Exemplo, em um experimento com pombos (Ferster & Skinner, 1957, pp. 399-407), a taxa de respostas de um sujeito aumentou enquanto a do outro praticamente cessou, quando o esquema foi modificado de intervalo variável para razão variável que igualava o número de respostas por reforço. Enquanto ambos os resultados – tanto o aumento quanto a diminuição na taxa de respostas na mudança de esquema de intervalo para razão – violam a lei do efeito de Thorndike, apenas o aumento poderia ser visto como adaptativo. Ao responder mais rápido no esquema de razão, um animal aumentou seus reforços por unidade de tempo, mas, da mesma forma, o outro reduziu sua taxa de reforço por responder mais lentamente. Se a aceleração é adaptativa, então a desaceleração não é, e os dois achados são bastante substanciais.

Um achado relacionado, que também viola tanto a lei do efeito de Thorndike quanto a noção de adaptação, tem sido obtido com esquema conjugado, diagramado na Figura 1. Este gráfico apresenta nas coordenadas de um registro cumulativo a área na qual as respostas não são reforçadas. No esquema conjugado, esta área corresponde ao plano inteiro, menos a área sombreada no ângulo superior direito. Em outras palavras, o esquema conjugado reforça a primeira resposta após a ocorrência de um certo número de respostas (n na figura) e a passagem de um certo período de tempo (t). O esquema é especificado por seus membros componentes: intervalo fixo e razão fixa no presente exemplo. O esquema conjugado na Figura 1 poderia ser chamado um "conjugado intervalo fixo t, razão fixa n + 1." No esquema simples de intervalo fixo, o responder rápido é implicitamente penalizado, uma vez que o responder mais rápido aumentar o trabalho por reforço. Em contraste, esquemas de razão não impõem este tipo de penalidade para um responder rápido, porque a quantidade de trabalho por reforço é mantida constante. De fato, esquemas de razão devem favorecer um rápido responder por programar uma proporcionalidade direta entre a taxa de respostas e a taxa de reforço. O esquema conjugado concatena essas características dos esquemas de razão e intervalo, visto que a taxa de reforço é diretamente proporcional à taxa de respostas apenas para taxas de respostas não maiores que n/t, além da qual a taxa de respostas covaria com as respostas por reforço.

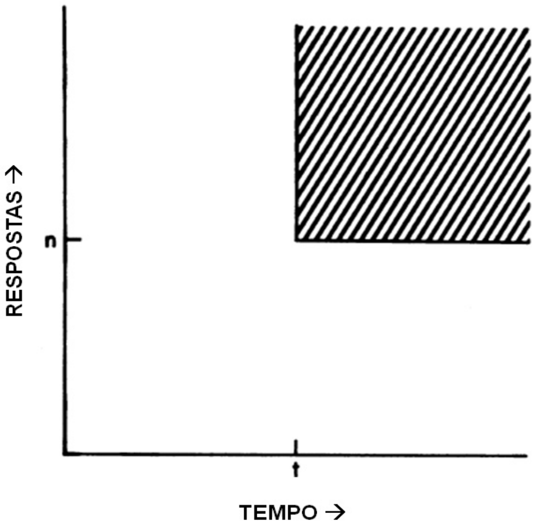

Figura 1. A área sombreada mostra a região do responder reforçado em um esquema conjugado de reforço. A ordenada representa o responder acumulado; a abscissa mostra o tempo transcorrido.

O achado relevante foi obtido em um experimento (Herrnstein & Morse, 1958) que manteve o componente de intervalo constante em 15 min, mas variou o componente de razão de zero (que é um esquema simples de intervalo fixo) a 240. A Figura 2 mostra a relação entre a taxa de respostas e o número requerido de respostas imposto pelo componente de razão. Embora os pombos estivessem respondendo mais que 300 vezes por reforço em média no esquema de intervalo fixo, um requisito de respostas tão pequeno quanto 10 (para um dos pombos) ou 40 (para ambos) produziu um decréscimo visível no responder. A amplitude da taxa de respostas em intervalos fixos individuais é suficientemente ampla de modo que mesmo razões pequenas como 10 e 40 fazem contato com o comportamento. Razões maiores resultaram em diminuições progressivamente maiores no responder. Este decréscimo na taxa de respostas reduziu a taxa de reforço, como mostra a Figura 3. Para os dois pombos, a figura apresenta os tempos médios entre reforços em função do aumento na razão de resposta. Para o esquema de intervalo fixo, o intervalo entre reforços foi tão pequeno quanto o procedimento permitia, isto é, 15 min. Mesmo as menores razões produziram alguma redução na taxa de reforços. Para um pombo, a taxa de reforços caiu muito rapidamente quando o número de respostas do esquema de razão foi aumentado; para o outro, o declínio foi mais gradual, mas em qualquer caso, o tamanho da razão desempenhou seu papel ao longo do experimento.

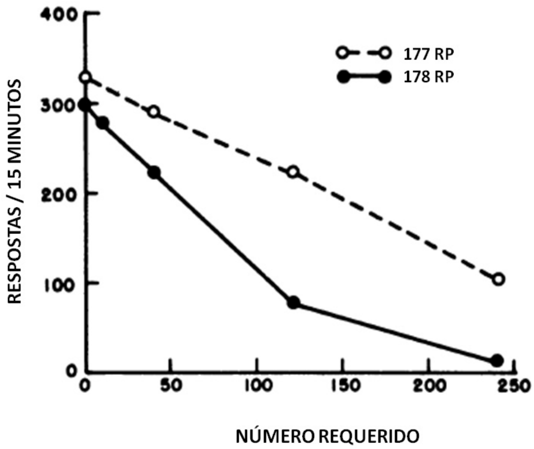

Figura 2. Taxa de respostas para dois sujeitos como função do tamanho da razão em um esquema conjugado com o requisito de tempo constante de 15min.

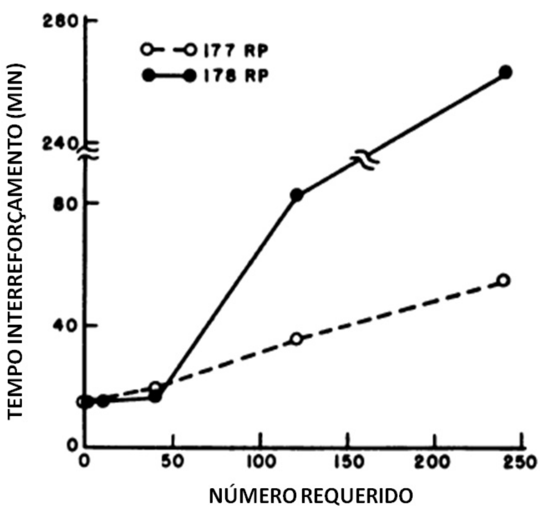

Figura 3. Tempo entre reforços para dois sujeitos como função do tamanho da razão em um esquema conjugado com o requisito de tempo constante de 15min.

O esquema conjugado dificilmente leva a uma análise thorndikiana, pois o que poderia ser estampado quando o responder e a razão de resposta variam inversamente? Além disso, o esquema conjugado faz pouco sentido no que concerne ao interesse do animal, uma vez que ele pode emitir substancialmente mais comportamento no esquema de intervalo fixo (na Figura 2 era 30 vezes mais) do que a razão demanda e, no entanto, o comportamento decresce.

Esses casos podem ser problemáticos somente nos limites da teoria. Em uma esfera mais ampla do senso comum, o reforço afeta o que poderia ser denominado de "força" do comportamento, refletida em sua taxa. Por exemplo, considere a mudança de esquemas de intervalo para esquemas de razão. Se o primeiro efeito é uma maior taxa de reforço, a taxa de resposta deveria aumentar. Mas isto poderia posteriormente aumentar a taxa de reforço, "fortalecendo" ainda mais o responder, levando a aumentar ainda mais o que novamente eleva a taxa de reforço e assim por diante. Se, por outro lado, o primeiro efeito é uma menor taxa de reforço, então a taxa de resposta deveria cair. A taxa de reforço então cairia mais, consequentemente enfraquecendo ainda mais o responder, e assim por diante. Este processo dinâmico ocorre com esquemas de razão, e não de intervalo, porque apenas o esquema de razão programa uma proporcionalidade entre a taxa de reforços e a taxa de respostas. A proporcionalidade é a base para uma instabilidade no esquema de razão que poderia produzir tanto responder máximo ou nenhuma resposta, uma implicação que é confirmada pela tendência do responder em razão "oscilar entre dois valores" (Ferster & Skinner, 1957, cap. 4).

O esquema conjugado exemplifica de forma similar a noção de força. Embora o requisito de respostas aumente ligeiramente o intervalo entre reforços, deveria reduzir a força, e assim o produto, o responder. Se a força do responder é suficientemente reduzida de forma que a taxa de resposta seja menor que n/t (ver Figura 1), então o esquema conjugado se torna idêntico a um esquema de razão, e pode-se esperar que o responder desapareça, como ocorre com razões muito grandes. De fato, um dos pombos na Figura 2 virtualmente parou de responder com a maior razão estudada, embora o número de respostas exigidas fosse menor que as respostas por reforço emitidas livremente no esquema simples de intervalo fixo.

Esses dois exemplos e outros similares mostram que nem estampagem, nem adaptação, nem os dois juntos, podem explicar o que aqui está sendo chamado de força do comportamento. Este artigo especifica mais formalmente do que antes a forma deste conceito intuitivamente óbvio, ao mesmo tempo que permanece dentro dos limites gerais da lei do efeito.

Reforço como fortalecimento

Reforço como fortalecimento não está sendo oferecido como uma nova idéia, visto que "reforçar" significa fortalecer, e apenas por metáfora, fortalecer o comportamento. O primeiro uso psicológico do termo relacionava-se ao condicionamento Pavloviano, no qual "reforço" de um reflexo em um sentido fisiológico já era familiar no trabalho clássico sobre facilitação e inibição. O uso de "reforço" no vocabulário da aprendizagem instrumental foi promovido em meados da década de 1930, particularmente por Skinner e inicialmente como substituto para o termo tradicional "recompensa", que por longa data vinha sendo contaminada com a suspeita de mentalismo. A despeito do mentalismo, "recompensa" era mais neutro que reforçar, uma vez que, enquanto recompensa simplesmente nomeia uma classe de eventos que têm algum efeito sobre o organismo, "reforço" implica qual é o efeito, isto é, o fortalecimento. A conotação extra seria tolerável apenas enquanto não fosse contrária aos fatos, o que não ocorreu. Os principais defensores da lei do efeito – Thorndike, Skinner e outros – falaram desde o início em termos de um "fortalecimento" do comportamento.

O que, então, significa fortalecer o comportamento? A resposta de Thorndike foi a noção de estampagem, a qual pode, de fato, ser adequada para a aquisição de um comportamento novo. Mas para o comportamento já aprendido, estampagem parece inapropriada. A forma da resposta não está mais se modificando, e, contudo, como os exemplos da seção anterior mostraram, o reforço ainda estava afetando o que poderia ser considerado a força do comportamento. As respostas de outros, como Skinner e Hull, remetiam-se de modo sensível, mesmo que não bem sucedido, ao problema fundamental subjacente, que é o da medida. Dizer que o comportamento é fortalecido é indicar alguma dimensão do comportamento ao longo da qual ele muda quando sua força muda.

O problema da medida é empírico, não conceitual, o que não significa negar o valor do pensamento claro e original. Particularmente, ele assinala que o único argumento persuasivo para qualquer medida de força de resposta é mostrar relações ordenadas entre os parâmetros do reforço – sua freqüência, quantidade, qualidade e assim por diante – e o parâmetro do comportamento utilizado. As medidas tradicionais de resposta – probabilidade, taxa, amplitude (*i.e.*, trabalho ou esforço), latência, resistência à extinção – têm todas falhado em prover suporte inequívoco simplesmente falta de dados ordenados com significância *quantitativa* e *geral*. Embora não exista dúvida de que o comportamento é afetado por suas conseqüências, a lei do efeito é ainda expressa qualitativamente, e não como uma relação entre variáveis mensuráveis, a qual deve certamente ser em algum nível de análise.

A noção de probabilidade de resposta se mostra próxima de ser uma medida de força geral, perpassando, como ela o faz, teorias tão diversas como as de Tolman (1938) e Hull (1943), Brunswik (1955) e Skinner (1953). Mas a concordância é mais aparente do que real, visto que a abstração de "probabilidade" mascara a diversidade de métodos usados para sua extração. Por exemplo, em alguns experimentos, particularmente aqueles interessados na aquisição, as mudanças na probabilidade de resposta são estimadas pela proporção de sujeitos que fazem alguma coisa ao longo de pontos sucessivos no treino. Em outros experimentos, sujeitos individuais são a base para estimar probabilidade pela integração de diferentes tentativas. Ainda em outros, a probabilidade é estimada pela proporção de tentativas, ou proporção de sujeitos, que apresentam a escolha de uma alternativa de resposta dentre um conjunto conhecido de alternativas. Nem mesmo o uso de freqüências relativas – a medida na moderna teoria da probabilidade– é comum a todos os teóricos, visto que de acordo com Skinner, a taxa de respostas é a estimativa adequada da probabilidade de resposta de um organismo. Ela não é um avaliador no sentido formal – uma probabilidade matemática é uma quantidade adimensional entre 0 e 1,0 e a taxa de resposta não é nem adimensional, nem restrita em princípio – mas sim um índice da disposição do animal para responder dentro de um intervalo de tempo. Dado o presente estado de conhecimento, esta abundância de medidas possivelmente confunde mais do que enriquece.

Para reduzir a confusão, e na esperança de avançar o estado de conhecimento, a presente abordagem foca inicialmente em uma medida simples de freqüência relativa como um índice de força. Nenhuma "probabilidade" será inferida simplesmente porque fazer isso sugere uma equivalência com outras medidas empíricas para as quais não há evidência. A medida é exemplificada por um experimento no qual pombos tinham dois discos para bicar (Herrnstein, 1961). Os discos estavam disponíveis continuamente durante as sessões experimentais e bicadas eram reforçadas de acordo com dois esquemas de intervalo variável, mutuamente independentes e operando simultaneamente. A freqüência relativa é obtida dividindo-se o número de bicadas em um disco pela soma em ambos os discos. No contexto do condicionamento operante, isto é um esquema concorrente, mas é claramente uma versão do familiar experimento de "escolha". Ele é, contudo, diferente em dois aspectos significativos. Primeiramente, ele utiliza exposição contínua às alternativas, em vez de tentativas discretas. Em segundo lugar, reforços vêm em esquemas de intervalos em vez de razão. No experimento típico de escolha, como nas apostas de cassinos, a probabilidade total de ganho é constante para uma dada jogada (ou alternativa de resposta), de forma que o número de ganhos é proporcional ao número de jogadas. Com esquemas de intervalo, não há esta proporcionalidade, como notado anteriormente. Pelo contrário, a probabilidade de ganho em uma dada jogada é inversamente relacionada à taxa de jogadas (resposta), e o número de ganhos é virtualmente independente do número de jogadas, dada uma taxa de jogo suficientemente alta.

Os pombos, então, tinham um par de discos para bicar e o experimento recompensava seus esforços, em intervalos irregulares, com um breve acesso à comida. Os esquemas determinaram uma taxa máxima de reforço durante todo o experimento em 40 por hora, mas o número alocado a um disco ou outro foi sistematicamente variado, para ver como a distribuição de respostas seria afetada. A questão era se, para usar o vocabulário deste artigo, a força da resposta como freqüência relativa seria alguma função plausível da freqüência de reforços. A resposta foi tanto plausível como atrativamente simples, como mostrado na Figura 4. O eixo das ordenadas é a proporção de respostas no disco esquerdo; o eixo das abscissas é a proporção de reforços obtidos. Os pontos se localizam próximo à diagonal, que é o local de perfeita igualação entre a distribuição de respostas e de reforços. Uma equação simples sumariza o achado (P é o número de bicadas, R é o número de reforços, e os subscritos denotam as duas alternativas.

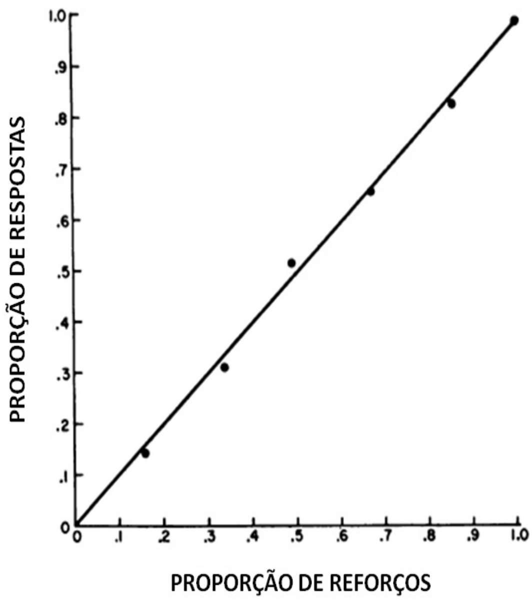

Figura 4. Frequência relativa de respostas a uma das alternativas em um procedimento de duas escolhas como função da freqüência relativa de reforços. Esquemas de intervalo variável programavam os reforços para ambas as alternativas. A linha diagonal mostra a igualação entre as freqüências relativas. Extraída de Herrnstein (1961).

$$\frac{P_L}{P_L + P_R} = \frac{R_L}{R_L + R_R} \qquad (1)$$

A não ser que o número de bicadas exceda bastante o número de reforços, a equação de igualação (Equação 1) é trivialmente verdadeira.

Por exemplo, se os esquemas de intervalo variável estivessem disponibilizando reforços aos dois discos mais rapidamente do que os pombos bicavam, então toda bicada seria reforçada. Os pontos dos dados necessariamente cairiam na diagonal, mas o resultado teria pouco significado empírico. Se os reforços estivessem sendo disponibilizados à taxa de um para cada duas respostas ou um para cada três respostas, a faixa possível de variação para os pontos seria ainda restrita em torno da diagonal, e os achados poderiam ainda ser essencialmente obvios. De fato, a possível amplitude de variação é exatamente fixada pelos reais números de reforços e respostas. Desde que haja pelo menos tantas respostas em cada disco quanto reforços, a menor freqüência relativa de respostas para uma dada freqüência de reforços RL/(RL + RR) é

$$\frac{R_L}{P_L + P_R} \qquad (2)$$

Esta fração se aproxima de RL/(RL + RR) à medida que o número total de respostas se aproxima do número total de reforços. A maior freqüência relativa de respostas para uma dada freqüência relativa de reforços também depende do fato de que não é possível ter menos respostas que reforços. Assim, a razão de respostas para uma dada RL/(RL + RR) não pode ser maior que 1,0 menos o menor valor para o outro disco – RR/(PL + PR) – que pode ser escrita como

$$\frac{P_L + P_R - R_R}{P_L + P_R} \qquad (3)$$

Esta fração também irá se aproximar de RL/(RL + RR) à medida que o número total de respostas se aproxima do número total de reforços, o que quer dizer que as respostas em cada disco iguala seus respectivos reforços. O resultado, então, é que à medida que o número de respostas se aproxima do número de reforços, a possível amplitude de variação para a razão de respostas converge para a relação de igualação da Figura 4. No caso do experimento resumido anteriormente, contudo, a razão de respostas por reforços foi aproximadamente 100. Na abscissa 0,5, portanto, a possível amplitude de variação de respostas seria de 0,005 a 0,995. Em outros valores de abscissa, a possível amplitude seria comparavelmente ampla. A conformidade entre a relação de igualação e a distribuição de respostas diz algo, dessa forma, sobre o animal e não apenas sobre o procedimento em si. O que isto significa, e como opera em uma variedade de situações, ocupará o restante deste artigo.

Força da resposta e escolha

O experimento resumido na Figura 4 tinha um artifício adicional no procedimento. Cada vez que o pombo mudava de um disco para o outro, havia um breve período de tempo durante o qual qualquer reforço disponível pelo esquema de intervalo variável era atrasado. Este "atraso para resposta de mudança" (COD[3]) durava 1,5 s e foi imposto para prevenir que os pombos alternassem após virtualmente todas as respostas. Foi encontrado, sem o COD, que a distribuição de respostas tendia a se manter em torno de 50-50 independente da distribuição de reforços. Se a relação de igualação fosse um acidente da duração do COD, ela dificilmente seria um princípio da força de resposta ou de escolha. O teste mais direto do COD está contido em um experimento no qual ele foi sistematicamente variado para se verificar se a relação de igualação seria uma peculiaridade de

[3] Sigla do inglês *changeover delay*. Devido a seu uso extenso na literatura em português, optou-se por manter a sigla original (NT)

apenas uma certa amplitude de duração.

O experimento, realizado por Shull e Pliskoff (1967), variou várias outras condições além da duração do COD. Em vez de pombos, seu experimento utilizou ratos albinos. O reforçador, em vez de um breve acesso a comida para um animal faminto, era a oportunidade do rato receber uma corrente elétrica no seu cérebro na região do hipotálamo posterior. Um reforço consistia da iluminação de uma pequena lâmpada na presença da qual o rato poderia pressionar a barra 20 vezes, cada vez obtendo 125 milissegundos de ondas senoidais de 100-Hz com 150 a 300 microamperes, por eletrodos implantados na sua cabeça. O esquema de intervalo variável reiniciava ao final do último disparo de corrente. O esquema por si consistiu de uma variação do esquema concorrente simples, que foi descrito originalmente por Findley (1958). Ao invés de um par de alternativas de respostas associadas com um par de esquemas de intervalo variável, o procedimento de Findley tinha os dois intervalos variáveis associados com um par de estímulos, porém respostas em apenas uma das duas barras poderiam produzir reforço. Em cada momento, apenas um dos dois estímulos estava presente, e enquanto ele estava presente, estariam disponíveis apenas os reforços do intervalo variável a ele associado. A segunda barra na caixa mudava de um estímulo para outro, juntamente com o esquema de intervalo variável associado a cada estímulo. Na verdade, os dois programadores de intervalo variável funcionavam concorrentemente e continuamente, assim como funcionam no procedimento concorrente tradicional. Shull e Pliskoff variaram o COD, que é o intervalo mínimo possível entre uma resposta na barra de mudança e a primeira resposta reforçada. Eles relataram que a relação de igualação ocorria assim que a duração do COD fosse maior que uma certa duração mínima, como foi encontrado no estudo anterior, contudo, além daquele valor, a igualação foi mantida independente da duração do COD na amplitude examinada (0 a 20 segundos). Porém, à medida que o COD se torna mais longo, ele começa a afetar sensivelmente as taxas de reforços ao interagir com os próprios esquemas, como poderia ser esperado. Igualação sempre diz respeito a taxas de reforços obtidas, em vez de taxas pré-especificadas.

O experimento de Shull e Pliskoff estendeu a generalidade da relação de igualação, mais do que meramente mostrar que o COD não é a variável de controle. Ele estendeu os achados a ratos, ao procedimento de Findley, e a estimulação intracraniana como o reforçador. Outros estudos têm estendido ainda mais a relação de igualação. Reynolds (1963a) demonstrou igualação com três alternativas de respostas, em vez de duas. Holz (1968) encontrou igualação mesmo quando cada uma das respostas era punida com choque elétrico, enquanto continuavam sendo reforçadas pelos esquemas de intervalo variável regulares. Holz variou a intensidade da punição até que ela fosse tão severa que os pombos pararam completamente de responder. Contudo, enquanto eles estavam respondendo e a punição para as duas respostas era igualmente intensa, a distribuição de respostas igualava a distribuição de reforços. Catania (1963a) e Neuringer (1967b) encontraram igualação relacionada à quantidade total de comida quando os dois reforçadores diferiam não em sua taxa de ocorrência, mas nos gramas de comida por reforço. Em outro estudo (Catania, 1963b), utilizando o procedimento de Findley, obteve igualação tanto para a proporção de respostas quanto para a proporção de tempo gasto em cada um dos estímulos. Baum e Rachlin (1969) mostraram igualação (corrigindo-se um viés de posição) quando as "respostas" consistiam em permanecer em um lado da caixa ou em outro. Encontrou-se que a proporção de tempo gasto em cada localidade distribuiu-se conforme a proporção de reforços associada. Paralelamente a essas linhas, Brownstein e Pliskoff (1968) encontraram que o procedimento de Findley pode ser ainda modificado para que quando o animal selecionar uma ou outra condição de estímulo, reforços sejam apresentados independentemente de qualquer resposta. Os pombos nessa condição escolhem entre uma taxa de reforço ou outra. Seus achados são também descritos em termos de relação de igualação, adequadamente adaptados. A proporção de tempo gasto em cada condição de estímulo é igual à proporção de reforços recebidos em cada uma delas. Nevin (1969) notou que a igualação é obtida em estudos psicofísicos com humanos nos quais a proporção de respostas "sim" é apresentada em relação à proporção de tentativas que contêm um sinal ou ao tamanho relativo do pagamento (i.e., a freqüência ou magnitude do reforço). Shimp (1966) e o presente autor em um trabalho não publicado encontraram igualação em diferentes tipos de procedimentos de tentativa discreta.

A lista dos estudos confirmatórios poderia ser estendida, mas sem benefício além deste ponto. Tem sido consistentemente encontrado que o responder é distribuído proporcionalmente à distribuição de reforços desde que o responder e o reforço entre as alternativas não sejam qualitativamente diferentes. Dessa forma, não seria esperada a relação de igualação se o reforçador para uma resposta fosse um alimento preferido e se para a outra resposta fosse um reforçador não preferido, a não ser que escalas de valor para os reforçadores expressassem quantitativamente as diferenças. Ela também não seria esperada se as duas respostas diferissem em algum aspecto importante, por exemplo, que uma envolvesse um esforço consideravelmente maior que a outra. De fato, a relação de igualação poderia ser usada para construir equivalência entre respostas ou reforços qualitativamente diferentes, embora este autor desconheça tal empreendimento. Contudo, seria possível escalonar reforçadores, um em relação a outros, ou respostas uma em relação a outras, assumindo-se que o sujeito deveria se conformar à relação de igualação sempre que estiver em uma situação de escolha do tipo geral empregado nestes experimentos, pelo ajuste apropriado das medidas de resposta ou reforço.

A principal oposição à relação de igualação é encontrada na literatura da assim chamada "aprendizagem de probabilidade". Se um experimento programa uma dada probabilidade de reforço (excluindo-se 1,0, 0,5 e 0) para cada resposta de um par de alternativas e se o sujeito distribui suas respostas proporcionalmente às probabilidades pré-fixadas, então a relação de igualação, como definida aqui é violada. Imagine que as duas probabilidades são 0,4 e 0,1. Em uma seqüência de 100 respostas, aprendizagem de probabilidade requer 80 respostas para a melhor alternativa e 20 respostas para a pior delas. O número de reforços seria 80 x 0,4 = 32 para uma, e 20 x 0,1 = 2 para a outra. Com relação à formula da igualação isto é uma violação, de forma que

$$\frac{80}{80+20} \neq \frac{32}{32+2} \tag{4}$$

A literatura, porém, não reivindica estrita conformidade à aprendizagem de probabilidade. Ao contrário, o responder é geralmente confinado exclusivamente a uma ou a outra alternativa, geralmente à alternativa com a maior probabilidade de reforço. Mas mesmo quando as probabilidades das duas alternativas são iguais, o responder tende a se tornar exclusivo em uma das escolhas. Estes desvios da aprendizagem de probabilidade são tidos como exemplos de "otimização" ou "maximização", visto que preferência exclusiva é a estratégia ótima no sentido que o sujeito irá, em média, maximizar seus ganhos se ele permanecer com a melhor aposta. Mesmo quando as duas probabilidades são iguais, nada é perdido por uma preferência exclusiva, e talvez algo seja ganho, visto que o sujeito está desse modo economizando o esforço de mudar de uma alternativa para a outra.

Maximização no experimento de probabilidade se conforma à presente função de igualação. A Equação 1 é satisfeita quando todas ou nenhuma das respostas e todos ou nenhum reforço ocorrem em uma das alternativas, sendo assim consistente com todos os experimentos que desviam da aprendizagem de probabilidade e, por sua vez, encontram maximização. Nem todos os experimentos, contudo, encontram preferência exclusiva, e não está claro se aparentemente pequenos fatores de procedimento estejam inadvertidamente afetando os resultados, como alguns têm sugerido (Bush & Mosteller, 1955), ou se existe, além disso, um fator filogenético. Bitterman (1965) argumentou que os organismos superiores tendem a maximizar, enquanto os inferiores, como peixes e pombos, tendem a "aprender probabilidade". Contudo, os experimentos de Bitterman e seus associados geralmente usam procedimentos com características, tais como tentativas forçadas às alternativas, o que complica o cálculo das freqüências de reforços obtidas, e talvez até o processo psicológico em curso. De qualquer forma, não é sempre que pombos mostram aprendizagem de probabilidade; Herrnstein (1958) mostrou maximização em pombos expostos a escolha entre diferentes probabilidades de reforço.

Em outras palavras, não está claro o quanto da literatura de aprendizagem de probabilidade realmente viola a Equação 1, um vez que não está claro o quanto desta literatura pode ser tomada como evidência contundente para aprendizagem de probabilidade. Ainda assim, suponhamos, a título de argumentação, que haja alguma evidência válida para a aprendizagem de probabilidade, o que significa dizer que as respostas estão na mesma razão das *probabilidades* de reforço. Como isto difere dos achados com taxa de reforço, nos quais as respostas estão na mesma razão dos *números* de reforços? Os dois achados se mostram estar rigorosamente relacionados matematicamente, como o próximo conjunto de equações mostra, iniciando com a equação de aprendizagem de probabilidade:

$$\frac{P_L}{P_R} = \frac{\frac{R_L}{P_L}}{\frac{R_R}{P_R}} \qquad \textbf{(5a)}$$

$$P_L^2 R_R = P_R^2 R_L \qquad \textbf{(5b)}$$

$$P_L \sqrt{R_R} = P_R \sqrt{R_L} \qquad \textbf{(5c)}$$

$$P_L \sqrt{R_R} + P_L \sqrt{R_L} = P_R \sqrt{R_L} + P_L \sqrt{R_L} \qquad \textbf{(5d)}$$

$$\frac{P_L}{P_L + P_R} = \frac{\sqrt{R_L}}{\sqrt{R_L} + \sqrt{R_R}} \qquad \textbf{(6)}$$

Natapoff (1970) mostrou que a igualação de freqüência de respostas à freqüência de reforços (Equação 1) é apenas uma, e em certo sentido a mais simples, de uma família de funções que podem relacionar essas duas variáveis sob os pressupostos de escolhas simétricas, o que implica assumir que os fatores que afetam a escolha operam invariavelmente entre as alternativas.

Outra função fortemente relacionada, de acordo com Natapoff, poderia ser a Equação 6, de acordo com a qual a igualação se dá entre freqüência de respostas e a raiz quadrada das freqüências de reforços. Este último achado é, como o argumento matemático demonstra, meramente outra versão da aprendizagem de probabilidade. Embora nós não saibamos com certeza se, e quando, aprendizagem de probabilidade ocorre de fato em procedimentos simples de escolha, pode ser eventualmente útil relacionar matematicamente os dois tipos de igualação.

O único outro desvio da igualação conhecido pelo presente autor é um experimento com pombos (Herrnstein, 1958) no qual o reforço era dependente de um número requerido de respostas nos dois discos. A soma dos dois requisitos era mantida constante em 40, mas os dois componentes variavam: 2, 38; 5, 35; 10, 30; e, 20, 20. Nenhuma outra restrição era imposta na ordem ou maneira na qual os requisitos eram atingidos. Os pombos podiam trabalhar em qualquer sequência de alternação entre os dois discos, e podiam emitir qualquer número além do requerido em um dos discos, mas, ao atingir um requisito, ele era reforçado tão logo atingisse o do outro. A Figura 5 apresenta a proporção de respostas no disco da esquerda como uma função da proporção do requisito total nesse disco. Ela também mostra a proporção de reforços nesse disco. O procedimento claramente produziu um tipo de igualação, mas não à distribuição de reforços, uma vez que a proporção de reforços variou muito mais que a proporção de respostas. Em vez de igualação com a distribuição de reforços, os pombos responderam de forma a minimizar o número de respostas (e provavelmente também o tempo) por reforço.

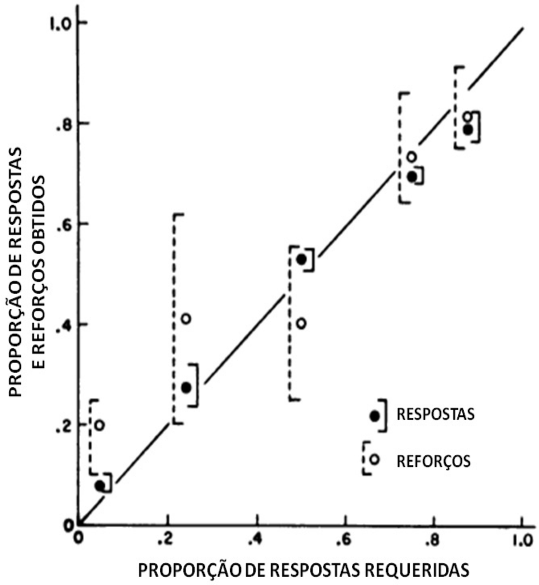

Figura 5. Os círculos cheios e os colchetes sólidos mostram a média e a variação da freqüência relativa de respostas a uma das alternativas em um procedimento de duas escolhas. O reforço se tornava disponível para ocorrência de pelo menos um número mínimo de respostas a cada uma das duas alternativas. O eixo das abscissas mostra a fração do requisito total de respostas que era alocado às alternativas apresentadas no gráfico. Os círculos abertos e os colchetes tracejados indicam a freqüência relativa de reforços para as mesmas abscissas. A linha diagonal mostra igualação entre abscissas e ordenadas. Extraído de Herrnstein (1958).

Existem indubitavelmente diversos outros procedimentos que poderiam fornecer semelhantes desvios da igualação. Por exemplo, se o reforço fosse tornado condicional a um par de taxas de respostas nos dois discos (em vez de um par de números de respostas), provavelmente haveria alguma acomodação no responder e a igualação no presente sentido seria provavelmente violada. Tais procedimentos não necessitam ser particularmente complicados, como nos dois exemplos anteriores. Por exemplo, considere um procedimento que simplesmente reforçasse a alternância de respostas para esquerda e direita, com o reforço ocorrendo apenas para respostas na direita. A distribuição de respostas nesse caso se aproximaria de 50-50, mas a distribuição de reforços seria 0-100. Este último exemplo é instrutivo, por sugerir porque a igualação não ocorre nem deveria ser esperada em casos como este. O reforço para alternância provavelmente não provê duas respostas separadas, mas sim uma única, embora bifásica – responder-esquerda - responder direita – que é reforçada cada vez que ocorre. No caso mais complexo resumido na Figura 5, há um problema similar de definição de resposta, como há em qualquer procedimento no qual o reforço é condicional a combinações de respostas entre as alternativas.

Assim, um procedimento que reforce respostas multifásicas entre as alternativas não é apropriadamente descrito pelos cálculos das freqüências individuais de respostas. Em vez de várias respostas na esquerda e diversas respostas na direita, existiriam várias alternâncias esquerda-direita ou equivalentes. O aspecto importante a ser notado provavelmente está no fato de que a igualação depende do COD em alguns os procedimentos (mas não em todos). Se as alternativas de respostas estão proximamente situadas, as sequências esquerda-direita ou direita-esquerda podem ser reforçadas de forma adventícia. Se assim for, o cálculo usual de respostas esquerda e direita perpassa as classes de respostas que realmente estão sendo mantidas pelo reforço, e igualação, no sentido ordinário não mais é a expectativa apropriada. Interpondo um atraso entre uma resposta a uma alternativa e o reforço para a outra, o COD desencoraja esses aglomerados acidentais de respostas.

Em virtualmente todos os experimentos publicados que mostraram igualação, as respostas alternativas eram reforçadas por esquemas que diferiam apenas no parâmetro de reforço, seja freqüência ou magnitude. Contudo, isto pode não ser necessário. Por exemplo, ainda precisa ser demonstrado se a igualação seria encontrada em um esquema concorrente que utilizasse um esquema de intervalo variável competindo com uma razão variável. O procedimento é peculiar não apenas por essa assimetria, mas também porque é intermediário no que diz respeito ao grau no qual o comportamento do sujeito governa a distribuição de reforços, sendo então de algum interesse geral. Com dois esquemas de intervalo variável, a distribuição de reforços provavelmente não deve ser afetada pela distribuição de respostas, dadas as taxas de respostas prevalentes. Por outro lado, com dois esquemas de razão variável, a distribuição está quase totalmente sob o controle do sujeito. No procedimento combinado, o animal controla a freqüência de reforços em uma alternativa, mas não em outra, novamente assumindo-se que a taxa de resposta seja suficientemente alta. Finalmente, o experimento é peculiar porque igualação, embora bem estabelecida para esquemas de intervalo e seus análogos, não pode ocorrer para esquemas de razão, exceto trivialmente. Por exemplo, suponha que razões de 50 e 200 estão programadas para duas alternativas. A Equação 1, a função de igualação, pode ser satisfeita apenas se o animal cessa o responder a uma das alternativas, assim recebendo todos os seus reforços na outra alternativa. Os esquemas de razão asseguram que a distribuição de respostas seguirá a relação:

$$\frac{P_L}{P_L + P_R} = \frac{50R_L}{50R_L + 200R_R} \tag{7}$$

Os coeficientes da freqüência de reforços expressam o fato de que os esquemas de razão fixam uma proporcionalidade entre número de respostas e número de reforços. No presente exemplo, a Equação 7 está de acordo com a Equação 1 apenas quando RL ou RR se aproximam de zero. No geral, a conformidade pode ser obtida apenas nesses valores limites, além do valor de 50% quando as duas razões são iguais. Em contraste, o presente experimento, combinando esquemas de intervalo e de razão, permite igualação em todos os valores, como se segue:

$$\frac{P_L}{P_L + P_R} = \frac{rR_L}{rR_L + xR_R} \tag{8}$$

Aqui, r é a proporcionalidade requerida para a alternativa com o esquema de razão. Para a outra alternativa reforçada conforme um esquema de intervalo variável não há proporcionalidade requerida. Ao responder mais rápido ou mais devagar, o sujeito pode nesse caso emitir mais ou menos respostas por reforço (x). Para obter uma conformidade entre a Equação 8 e a Equação 1, o sujeito deveria ajustar sua taxa de respostas no esquema de intervalo variável de forma que r = x.

Um experimento que combinou os dois esquemas foi realizado com quatro pombos. Como no estudo anterior, havia um atraso para respostas de mudança (2 s) entre as duas alternativas. Responder em uma alternativa era reforçado de acordo com esquemas de intervalo variável que mudavam de tempos em tempos (variando de 15 s. a 2 min.). Responder na outra alternativa era reforçado em esquemas de razão variável, também modificadas de tempos em tempos (na amplitude de 20 a 160). Uma vez que a distribuição de reforços era afetada pela distribuição de respostas em todas as taxas de respostas, os valores dos dois esquemas não fixavam uma distribuição particular de reforços. A freqüência relativa de reforços, a variável independente nominal, dependia amplamente de cada sujeito. Para a maioria dos pares de valores, os achados praticamente confirmaram a igualação, ao prover um responder exclusivo a uma ou outra alternativa. Este também tem sido o resultado quando ambas as alternativas eram esquemas de razão variável (Herrnstein, 1958). Contudo, para alguns pares de valores o responder era distribuído entre as duas alternativas com algo entre preferência exclusiva e total abstinência. A Figura 6 mostra a proporção de respostas a uma das duas alternativas (o disco de intervalo variável) como uma função da proporção de reforços realmente obtidos naquele disco. A média dos dados de quatro pombos foi tomada aqui, mas os pontos individuais não foram sistematicamente diferentes. Este achado representa que, mesmo quando as duas alternativas reforçam de acordo com esquemas diferentes, a distribuição de respostas ainda obedece à regra da igualação, ou algo próximo a ela. O agrupamento dos pontos na parte inferior da função parece ser um resultado confiável do procedimento. Ele indica que as preferências pela alternativa de intervalo

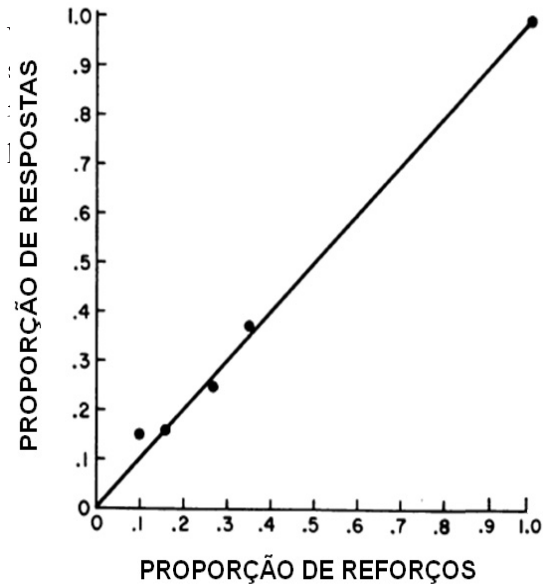

Figura 6. Freqüência relativa de respostas a uma das alternativas em um procedimento de duas escolhas como função da freqüência relativa de reforços. Para uma alternativa o reforço era programado em esquema de intervalo variável enquanto para a outra era programado em esquema de razão variável. A alternativa de intervalo variável é apresentada no eixo das ordenadas. A diagonal mostra igualação entre ordenadas e abscissas.

A igualação na Figura 6 é surpreendente não apenas por causa do procedimento peculiar, mas também a luz dos efeitos bem conhecidos de cada tipo de esquemas sobre o responder. O responder em razão variável é tipicamente bem mais rápido que o responder em intervalo variável, sob freqüências de reforços iguais (Herrnstein, 1964). No presente experimento, as taxas momentâneas de responder eram aproximadamente duas vezes mais altas nos esquemas de razão do que nos de intervalo. Mesmo assim, cada um dos sujeitos manteve aproximadamente a invariância de respostas por reforços requerida entre os esquemas de razão e intervalo (ver Equação 8) mesmo quando os valores dos parâmetros de ambos os esquemas eram modificados.

Escolha como comportamento e vice versa

Intuitivamente, a força da resposta deveria covariar de uma maneira razoavelmente ordenada com os parâmetros do reforço. Esta seção apresenta o argumento para substituir a intuição pela freqüência relativa de respostas. O argumento é simplesmente que, se o responder relativo é tão diretamente controlado pelo reforço relativo, o primeiro é a medida adequada dos efeitos do último. A investigação sobre força não necessita, contudo, parar aqui. Diversos teóricos (Neuringer, 1967a; Shimp, 1966) têm argumentado que igualação não é fundamental, mas que deve ser explicada como o produto de uma interação mais molecular entre comportamento e suas conseqüências, de alguma forma baseada em "maximização" no mesmo sentido de aprendizagem de probabilidade. Os desenvolvimentos ao longo desta linha não serão examinados extensivamente porque um argumento persuasivo para uma ou outra direção ainda precisa ser formulado. É suficiente notar que não há garantia lógica de que este tipo de reducionismo possa explicar alguma coisa. A questão é empírica, e é possível que o comportamento seja mais (ou mais simplesmente) ordenado no nível da relação de igualação que no nível de tempos entre respostas ou de sequências de escolhas, que é onde as teorias moleculares operam. Em contraste, a lógica demanda que se a freqüência relativa é governada pela freqüência de reforço, esta deve também governar de certa forma a taxa absoluta de respostas. Uma vez que as freqüências relativas no procedimento de operante-livre são meramente razões de taxas de respostas, uma delas dificilmente seria afetada sem que a outra também fosse.

O elo entre a simples emissão do comportamento e o que é usualmente chamado "escolha" fica claramente evidente com o método do operante-livre. Em experimentos convencionais de escolha que usam tentativas discretas, o número total de respostas é um subproduto trivial do procedimento, dependendo simplesmente do número de tentativas por unidade de tempo. Quando o experimentador estipula qual o comportamento gerado pelo procedimento, é pouco provável que ele encontre algo interessante. No paradigma operante, contudo, no qual o produto pode variar tão livremente como qualquer outra coisa, senão mais, então ele se torna uma variável dependente interessante e inevitável. Outra vez a relação de igualação se sustenta tanto com procedimentos de responder contínuo quanto de tentativa-discreta. No primeiro, a questão da simples emissão não pode ser honestamente desconsiderada; no segundo, a questão é impossibilitada pelo procedimento. Visto que parece improvável que as duas situações possam ser fundamentalmente diferentes quando ambas produzem igualação, "escolha" no procedimento de tentativa-discreta deveria ser explicada da mesma forma que o produto do comportamento no procedimento de operante-livre. É difícil se ver escolha como nada mais que uma forma de inter-relacionar as observações que alguém faz do comportamento, e não um processo psicológico ou um tipo especial de comportamento em si. Nos procedimentos de responder contínuo, a correspondência entre escolha e comportamento é clara, visto que a medida de escolha é justamente a razão entre os produtos simples em cada alternativa de resposta.

O que, então, pode ser dito sobre estas taxas simples de respostas? No primeiro esquema concorrente considerado acima (ver Figura 4), as duas respostas eram operantes ocorrendo livremente, reforçados conforme esquemas de intervalo-variável, e a relação de igualação era a razão de suas taxas de ocorrência. A Figura 7 mostra as taxas absolutas de respostas cuja razão foi utilizada para derivar a relação de igualação. Para taxas absolutas de respostas há duas vezes mais graus de liberdade que para taxas relativas, uma vez que as duas chaves fornecem valores separadamente no primeiro exemplo, mas complementarmente no último. Ainda que as funções na Figura 7 não estejam tão firmemente demonstradas como na Figura 4, a tendência dos dados é clara. (Um ponto de um sujeito do experimento original foi omitido, visto que há razões para acreditar que ele era anômalo.) A taxa absoluta de respostas em cada chave é diretamente proporcional à taxa absoluta de reforços. Esta relação elegantemente simples pode ser expressa na equação

$$P = kR \qquad (9)$$

Note que esta relação é consistente com a relação básica de igualação, como ela deveria ser, a menos que algo estivesse errado. Se cada alternativa de resposta estivesse obedecendo esta regra, então qualquer combinação de respostas com a mesma proporcionalidade de reforço (*i.e.*, o mesmo k) deveria apresentar igualação, como a álgebra simples prova:

$$\frac{P_L}{P_L + P_R} = \frac{kR_L}{kR_L + kR_R} = \frac{R_L}{R_L + R_R} \qquad (10)$$

A equação 9 fornece uma lei fundamental de força de resposta plausível e impressionantemente simples. Seu maior problema é que ela já foi tentada anteriormente e falhou, porque em outra forma, ela meramente reafirma a primeira sugestão publicada de Skinner sobre força de resposta (1938, p. 130f), quando ele expressou a constância do que ele chamou de razão de extinção. Em seu trabalho inicial, ele supôs que o número de respostas por reforço em esquemas de intervalo deveria ser uma constante, o que é a Equação 9 resolvida para k. Assim, se a resposta do animal fosse reforçada a cada 5 min. ele deveria responder duas vezes mais rápido que quando a resposta fosse reforçada a cada 10 min., e assim por diante. Os próprios dados de Skinner falharam em apoiar este princípio básico, e mais tarde (1940) ele revisou o princípio geral de "reserva de reflexo", de forma que a constância da razão de extinção não era mais de qualquer importância teórica em seu sistema. O conjunto de dados coletados desde então não mostra uma relação como a da Equação 9 em procedimentos de respostas simples, como Catania e Reynolds (1968) demonstraram mais exaustivamente.

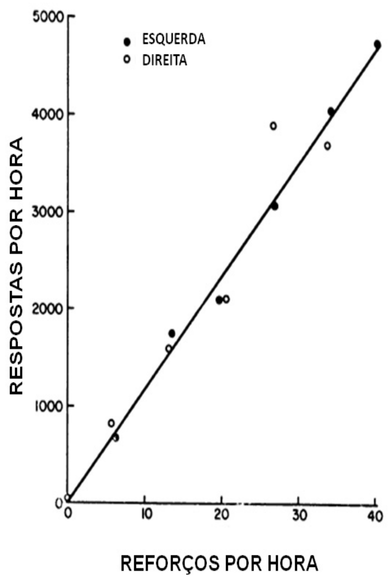

Figura 7. Taxas de respostas para cada uma das duas alternativas de um procedimento de duas escolhas como função da taxa de reforço para cada alternativa. Esquemas de intervalo variável foram usados em ambas as alternativas. Extraído de Herrnstein (1961).

No experimento resumido na Figura 7, a freqüência total de reforço foi mantida constante a 40 por hora enquanto a proporção alocada a cada uma das alternativas foi variada. Quando o número total de reforços (R_L + R_R) é constante, não há como distinguir em um experimento simples entre a predição da Equação 9 e a seguinte:

$$P_L = \frac{kR_L}{R_L + R_R} \qquad (11)$$

Quando a soma $R_L + R_R$ é uma constante, a Equação 11 é equivalente à Equação 9, com a única diferença de que o valor de k é uma constante arbitrária em ambos os casos. Assim, com respeito à Figura 7, a Equação 11 é tão boa quanto a Equação 9. As duas equações fazem previsões divergentes apenas quando $R_L + R_R$ não é uma constante, o que é realmente mais típico em procedimentos concorrentes. A diferença é que a Equação 11 prediz um efeito de "contraste", que consiste de uma relação recíproca entre os reforços para uma alternativa e as respostas para a outra, ao passo que a Equação 9 prediz independência de respostas em uma alternativa e os reforços para a outra. Os dados apoiam inequivocamente a Equação 11, visto que efeitos de contraste são confiavelmente encontrados em procedimentos concorrentes (Catania, 1966).

Embora a Equação 11 se conforme pelo menos qualitativamente à literatura sobre procedimentos concorrentes, ela aparenta, como a Equação 9, apresentar problemas com situações de respostas simples, visto que quando há apenas uma alternativa de resposta sendo reforçada, a equação se reduz à constância seguinte:

$$P = k \qquad (12)$$

O responder em situações de respostas simples é notoriamente insensível a variações nos parâmetros do reforço, mas não é totalmente insensível. A Equação 12, porém, é o resultado de um pressuposto gratuito, se bem que facilmente negligenciado. Ela assume que pelo fato do experimentador ter provido apenas uma alternativa de respostas, existe, de fato, apenas uma. Uma suposição mais defensável é que a cada momento de ação possível, um conjunto de alternativas confronta o animal, de modo que se pode dizer que cada ação do animal é o resultado de uma escolha. Mesmo em uma ambiente simples como uma caixa de condicionamento operante de resposta única, a ocorrência da resposta é entrelaçada com outras respostas, embora desconhecidas, cujas freqüências relativas devem se conformar às mesmas leis gerais em funcionamento sempre que existem múltiplas alternativas. De fato, parece seguro assumir que todos os ambientes continuamente demandam escolhas neste sentido, mesmo que em muitos casos o problema de identificar e mensurar as alternativas seja insolúvel. O problema é, contudo, do experimentador, não do sujeito. Não importa quão empobrecido seja o ambiente, o sujeito irá sempre ter distrações disponíveis, outras coisas para engajar sua atividade e atenção, mesmo que estas sejam não mais que seu próprio corpo, com suas coceiras, irritações e outras necessidades de ocupação.

A noção que se iniciou nesta seção, de que escolha não é um mecanismo psicológico, mas uma certa medida extraída de observações do comportamento, tem um complemento. Se escolha não é nada além de comportamento em relação a outro comportamento não há como evitar algo como um contexto para qualquer resposta. Uma taxa absoluta de resposta está ocorrendo dentro de um dado contexto, mesmo que o experimentador saiba ou não quais são as demais alternativas e seus reforços. Com isto em mente, a Equação 11 pode ser reescrita para uma situação nominal de resposta única, mas reconhecendo a possibilidade de outras fontes de reforço, como se segue:

$$P = \frac{kR}{R + R_o} \qquad (13)$$

Na qual R_o é o reforço agregado desconhecido para as outras alternativas. Em termos práticos, Ro é um segundo parâmetro livre a ser extraído dos dados, mas tem uma interpretação empírica definida. A questão é se a Equação 13 se ajusta aos dados.

A Figura 8 é um teste da Equação 13 com dados obtidos por Catania e Reynolds (1968). Os seis pombos do experimento foram submetidos a esquemas de intervalo-variável com taxas de reforço que variaram de 10 a aproximadamente 300 reforços por hora. Os efeitos sobre o desempenho foram variados, como os pontos na Figura 8 mostram. Contudo, com raras exceções, os pontos ficaram próximos ou sobre as curvas ajustadas, derivadas da Equação 13. Os valores dos parâmetros para sujeitos individuais são mostrados em cada painel, primeiro *k* e em seguida R_o, com *k* em respostas por minuto e R_o em reforços por hora. O ajuste dos dados à função para cada animal mostra que a formula matemática da Equação 13 é adequada para situação de resposta única, a despeito de sua origem no contexto de experimentos de escolha. A variação nos valores dos parâmetros mostra ainda que a variabilidade intersujeitos é também passível de descrição nestes termos formais. Aparentemente não há outra expressão matemática comparavelmente simples para descrever a relação entre *input* e *output* absolutos para resposta única e repetitiva e também para predizer a distribuição de escolhas entre múltiplas alternativas.

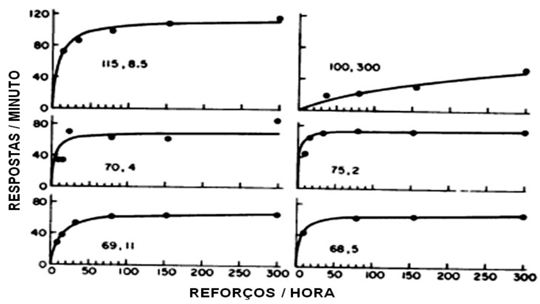

Figura 8. Taxa de respostas como função da taxa de reforços para cada um dos seis sujeitos em esquemas de intervalo variável. O primeiro número em cada painel é k em respostas por minuto e o segundo é Ro em reforços por hora para as várias curvas ajustadas. Extraído de Catania e Reynolds (1968).

A Figura 9 é outro teste para a Equação 13, mostrando os resultados de um procedimento incomum para variar a freqüência de reforço. Os valores dos parâmetros são novamente *k* em respostas por minuto e R_o em reforços por hora,

[4] Esta mesma equação para taxa absoluta de respostas em situações de resposta única pode ser encontrada em Norman (1966), exceto que Norman oferece a equação como uma aproximação em vez de uma relação exata entre as variáveis. A análise de Norman não parece aplicável a situações com múltiplas respostas e sua interpretação dos parâmetros é completamente diferente da presente. As duas abordagens são, dessa forma, prontamente distintas, apesar da convergência neste ponto.

nessa ordem. Chung (1966) reforçou as respostas de seus pombos após uma dada duração ter se passado desde a primeira resposta após o último reforço – na terminologia de esquemas de reforço, um tandem razão fixa 1, intervalo fixo de várias durações. De tempos em tempos a duração era modificada, dando uma nova determinação de taxa de respostas. A taxa real de reforço foi substancialmente controlada pelos sujeitos, de forma que quanto mais cedo após o reforço os animais respondiam, mais cedo o intervalo de tempo requerido poderia se iniciar. O experimento de Chung é digno de nota aqui não apenas porque o procedimento é incomum, mas porque ele atingiu taxas de reforço de aproximadamente 2000 por hora, sete vezes o máximo de Catania e Reynolds (1968). Ainda assim, os resultados de Chung são bem descritos pela Equação 13, embora o valor do parâmetro para R_o (180) seja substancialmente maior nesse caso do que para cinco dos seis sujeitos de Catania e Reynolds.

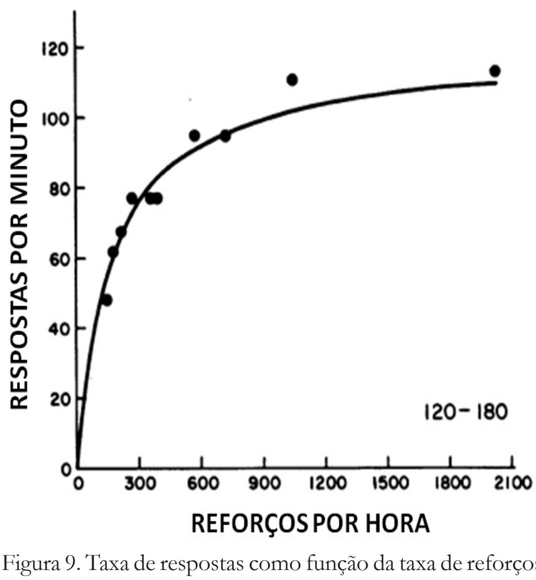

Figura 9. Taxa de respostas como função da taxa de reforços para sujeitos em um esquema Tandem Razão Fixa, Intervalo Fixo. O primeiro número é k em respostas por minuto e o segundo é Ro em reforços por hora para a curva ajustada. Extraído de Chung 1966.

A Equação 13 é prontamente expandida em um princípio geral de distribuição do responder, independentemente de se a resposta está presumivelmente isolada ou não. A relação de igualação pode ser derivada levando-se em consideração o reforço para ambas alternativas.

$$\frac{P_L}{P_L + P_R} = \frac{\dfrac{kR_L}{R_L + R_R + R_o}}{\dfrac{kR_L}{R_L + R_R + R_o} + \dfrac{kR_R}{R_L + R_R + R_o}} = \frac{R_L}{R_L + R_R} \qquad (14)$$

Ela assume que k e R_o são os mesmos para as respostas sob observação, uma suposição razoável à medida que as respostas são equivalentes em forma e esforço. Se a escolha fosse, contudo, assimétrica – por exemplo, se uma resposta fosse pressionar uma barra enquanto a outra fosse puxar uma corrente – nem a equivalência de k nem talvez a de Ro poderia ser assumida. A igualação não seria prevista, mas a presente formulação se aplicaria em princípio. Em experimentos recentes sobre escolha, o pressuposto da simetria tem sido confirmado, o que significa dizer que a relação de igualação tem sido obtida. A próxima questão é se as taxas absolutas de respostas também se conformam à presente formalização. A Equação 14 contém as expressões para as taxas absolutas de respostas, reapresentada aqui por conveniência (para a chave esquerda):

$$P_L = \frac{kR_L}{R_L + R_R + R_o} \qquad (15)$$

Para o primeiro estudo sobre igualação (Herrnstein, 1961), a concordância entre os fatos e a teoria é clara, uma vez que este foi o início da discussão (ver Figura 7). Quando o reforço total é mantido constante, como foi o caso nesse experimento, a taxa absoluta de respostas deveria ser diretamente proporcional à taxa absoluta de reforços. Quando as taxas totais de reforços não são constantes, deveria haver efeitos de “contraste”, com a taxa de respostas em cada alternativa variando diretamente com a taxa de reforços associada, mas inversamente com as taxas dos outros reforços.

O trabalho de Catania (1963b) provê uma avaliação quantitativa da Equação 15. Catania utilizou pombos no procedimento de Findley. As duas alternativas consistiam de esquemas de intervalo variável, cada um sinalizado por uma cor particular na chave de resposta. Os intervalos variáveis corriam concorrentemente, mas conforme o procedimento de Findley, havia apenas uma cor (e, assim, apenas um intervalo variável) fazendo contato direto com o sujeito a qualquer momento. Uma bicada no segundo disco modificava a cor do primeiro disco e colocava o segundo esquema de intervalo variável em contato com o sujeito. A diferença entre este tipo de esquema concorrente e o tipo mais familiar está na resposta de "mudança": no procedimento de Findley ela é a bicada de um disco para o outro, o que na realidade é a mudança entre os discos. A Figura 10 mostra que a diferença não afeta a relação de igualação. Tanto a proporção de respostas quanto a proporção de tempo se igualam à proporção de reforços para cada alternativa.

A Equação 15, contudo, requer taxas absolutas de respostas, não proporções, e essas estão lançadas na Figura 11. Foram empregadas duas séries de taxas de reforço no experimento. Em uma, a soma das taxas de reforços para as duas alternativas era sempre 40 por hora, assim como na Figura 7 (Herrnstein, 1961). Na outra, a soma variava, mas para um dos esquemas era mantida constante a 20 por hora. A Equação 15 prediz uma proporcionalidade direta para a primeira condição e uma relação curvilínea para a segunda. O lado esquerdo da Figura 11 mostra o responder como uma função do reforço quando a taxa total de reforço foi mantida constante a 40 por hora. Para cada alternativa, os pontos se aproximaram de uma linha reta passando pela origem, como a teoria prevê. A linha selecionada tem os parâmetros k = 75 (respostas por minuto) e Ro = 9 (reforços por hora). Note que estes valores estão facilmente dentro da amplitude obtida na Figura 8 para uma situação de resposta única envolvendo esquemas de intervalo variável. O painel do lado direito mostra o responder como uma função da taxa de reforço no Disco 1[5] para a segunda série, quando o reforço para um disco (Disco 2) foi mantido constante a 20 por hora enquanto os reforços do Disco 1 variaram de 0 a 40 por hora. O efeito de contraste é a taxa decrescente no Disco 2 à medida que o reforço no Disco 1 aumenta. As curvas novamente representam a Equação 15 com os mesmos parâmetros a k = 75 e Ro = 9. As cruzes no painel direito mostram os resultados de um segundo procedimento com os mesmos três pombos. O responder ao Disco 2 foi novamente reforçado 20 vezes por hora, enquanto o reforço para o Disco 1 foi novamente variado de 0 a 40 por hora. A alteração é que os pombos alternavam para o Disco 1 apenas quando uma luz sinalizava que o reforço estava disponível ali, de forma que o número de respostas ao Disco 1 foi virtualmente igual ao número de reforços. Exceto por isso, o procedimento era o mesmo do anterior. Como a taxa de respostas decrescente do Disco 2 mostra, e a Equação 15 sugere, o contraste depende do reforço na outra alternativa, não do responder nela. As cruzes podem de fato desviar levemente dos círculos cheios, por razões que serão consideradas na próxima seção, mas exceto por isso, os dados de Catania fornecem uma confirmação substancial para a Equação 15 e o sistema do qual ela emerge.

[5] Com o procedimento de Findley, as designações "Disco 1" e "Disco 2" não identificam dois discos de respostas separados. Eles representam dois estados possíveis do disco no qual respostas são reforçadas.

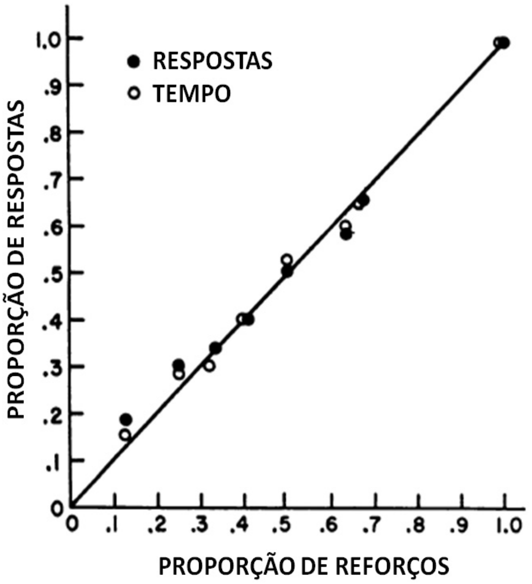

Figura 10. Número relativo de respostas emitidas (círculos cheios) e quantidade relativa de tempos gastos (círculos abertos) em uma alternativa em um procedimento de duas escolhas como função da freqüência relativa de reforços. A diagonal mostra igualação entre ordenadas e abscissas. Extraída de Catania (1963b)

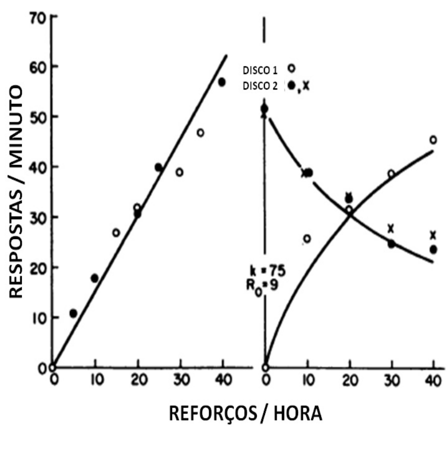

Figura 11. Taxa de respostas como função da taxa de reforços para cada alternativa em um procedimento de duas escolhas. Para o painel da esquerda, a freqüência total de reforços foi mantida em 40 reforços por hora, enquanto variava complementarmente para ambas as alternativas. Cada ponto é lançado acima da taxa de reforços na qual foi obtido. Para o painel da direita, a freqüência de reforços para a Disco 2 foi mantida constante em 20 reforços por hora, enquanto variava entre 0 e 40 para a Disco 1. Os pontos foram lançados acima da taxa de reforços na Disco 1 no momento em que ele era obtido. Os valores de k e Ro foram usados para as curvas regularizadas em ambos os painéis. Extraída de Catania (1963b).

Catania explicou seus resultados com uma função potência entre o responder absoluto e o número relativo de reforços como se segue:

$$P_1 = \frac{kR_1}{(R_1 + R_2)^{5/6}} \qquad (16)$$

Como a Equação 15, esta também prediz igualação quando k e os denominadores podem ser cancelados, ou seja, quando a escolha é entre quaisquer outras alternativas equivalentes. Dada a variabilidade nos dados seria difícil escolher entre a Equação 16 e a presente formulação, como contida na Equação 15. A diferença mais facilmente testável entre a hipótese de Catania e a presente refere-se ao responder em situações de resposta única, para as quais a Equação 16 se reduz a uma função potência com um expoente de 1/6, enquanto a Equação 15 se reduz à Equação 13. Os dados, entre os quais os melhores são os de Catania e Reynolds (1968), distintivamente favorecem à última alternativa, uma vez que nenhuma função potência descreve os dados de pombos individuais em procedimentos de resposta única, enquanto a Equação 13 resulta em um ajuste plausível, como mostrado nas Figuras 8 e 9.

A Equação 13 é para procedimentos de resposta única; a Equação 15, para procedimentos de duas respostas. O caso geral para uma situação contendo n fontes alternativas de reforço é

$$P_1 = \frac{kR_1}{\sum_{i=0}^{n} R_i} \qquad (17)$$

Esta forma matemática não é usada extensivamente porque ela oculta Ro, o parâmetro no denominador. Contudo, ela revela as implicações mais gerais da teoria. Igualação vai acontecer em qualquer conjunto de alternativas de respostas para as quais k e $\sum R$ sejam fixadas, como nos procedimentos típicos de escolha, por exemplo. Inversamente, quando igualação não é obtida, as alternativas ou têm diferentes taxas assintóticas (k) ou estão operando dentro de diferentes contextos de reforço ($\sum R$), ou ambos. Não é difícil conceber situações que exibem uma ou ambas dessas assimetrias, embora elas sejam de certa forma não familiares em experimentos de escolha. A próxima seção sumariza a pesquisa em um campo que mostra a última assimetria, ausência de um contexto fixo de reforço.

A idéia de "contexto" de reforço é fundamental para a presente análise porque isto é o que o denominador faz melhor. A Equação 17 afirma que a taxa absoluta de respostas é uma função de seu reforço, mas apenas no contexto dos reforços totais que ocorre em uma dada situação. Quando o total é nada mais que o reforço para a resposta sendo estudada, então o responder será relativamente insensível, porque a razão $R_1 / \sum R_i$ tenderá a 1,0. Isso explica, pelo menos em parte, porque durante mais de três décadas, relações funcionais interessantes entre reforço e respostas tem sido tão escassas. Os experimentadores tem naturalmente tentado tornar o comportamento que eles estavam observando importante para o sujeito, e provavelmente tem sido bem sucedidos. Se a resposta fosse reforçada com comida ou água, então o estado de privação, o tamanho do reforçador, e o isolamento experimental do sujeito teria provavelmente garantido que $\sum R$ fosse apenas marginalmente maior que R_1. Fazer de outra forma, ou seja, tornar $\sum R$ substancialmente maior que R_1, é arriscar variabilidade inexplicada, pois então P_1 ficaria à mercê de flutuações em outros reforçadores (usualmente desconhecidos) na situação. Investigadores têm tomado uma decisão tácita em favor de estabilidade, mas ao custo da sensibilidade à variável independente.

A Equação 17 explica a vantagem ímpar dos esquemas concorrentes. Pelo fato de que a $\sum R$ e k são eliminados quando respostas comparáveis são mensuradas como freqüências relativas, o dilema estabilidade-sensibilidade é evitado. A discrepância peculiar entre situações com uma única resposta ou com respostas múltiplas tem sido notada, com uma obstinadamente insensível e a outra gratificantemente ordenada e interessante (Catania, 1963a; Chung & Herrnstein, 1967). Tem sido mostrado para magnitude, freqüência e atraso do reforço como regra é a igualação com procedimentos de respostas múltiplas e virtual insensibilidade em procedimentos de resposta única. A discrepância é um corolário da Equação 17, que implica que respostas a comparáveis níveis de força, como em experimentos de escolhas simétricos, serão não apenas sensíveis a mudanças no reforço entre elas, mas serão igualmente afetadas por mudanças não controladas nos reforços estranhos e, dessa forma, relativamente ordenadas uma em relação a outra.

Interação à distância

A Equação 17 afirma que a freqüência de respostas é proporcional a seu reforço relativo. O tempo necessário para a ocorrência dessas respostas e reforços tem sido desconsiderado. Na escolha simples, esse tempo é a própria sessão experimental, que geralmente é homogênea com relação às taxas de reforços e respostas. A literatura do condicionamento operante contém, contudo, diversos experimentos nos quais nem o comportamento nem suas conseqüências são uniformemente distribuídos ao longo das sessões, e muitos desses experimentos mostram interações entre condições sucessivas (bem como simultâneas) de reforço. Um exemplo inicial e claro foi o experimento de Reynolds (1961a), no qual a taxa de respostas de pombos de acordo com um esquema de intervalo variável aumentava quando o esquema se alternava com um período de não reforço. O procedimento começava com alternação entre luz vermelha e verde no disco de resposta a cada 3 min, mas o responder era reforçado em esquema de intervalo variável durante todo tempo. Como esperado, a taxa de resposta manteve-se aproximadamente estável. Quando o reforço foi descontinuado durante, digamos, os períodos de luz vermelho, o responder durante os períodos com luz verde aumentou em aproximadamente 50%, embora a taxa de reforço tenha se mantido sem alteração. Em outra parte do experimento, um esquema de razão-variável foi usado em vez de um esquema de intervalo-variável, com resultados comparáveis.

Este efeito de "contraste", como Reynolds o denominou, tem sido amplamente confirmado, sob diversas circunstâncias. Para os propósitos da presente discussão, a questão é se tais mudanças na taxa de respostas se enquadram ou não na explicação de força de resposta. Para antecipar a resposta, a conclusão será afirmativa: o efeito de contraste é amplamente, se não inteiramente, derivável de uma adaptação da Equação 17.

Se Reynolds tivesse usado um esquema concorrente, em vez de um esquema múltiplo, um efeito de contraste teria sido obtido. Com um esquema de intervalo variável de 3 min (VI 3-min) para respostas em cada disco, a taxa de respostas é governada pela equação (medindo em reforços por hora)

$$P = \frac{k20}{40 + R_o} \qquad (18)$$

Com extinção no outro disco, a taxa nesse disco deveria aumentar, visto que ela seria agora governada por

$$P = \frac{k20}{20 + R_o} \qquad (19)$$

Se R_o, os reforço estranhos não programados, for infimamente pequeno, o efeito de contraste é uma duplicação, isto é, 100%. Quanto maior é R_o, menor é o efeito de contraste. No experimento de Reynolds, o efeito de contraste foi de aproximadamente 50%, o que implica que R_o = 20 reforços por hora, assumindo-se, por ora, que as equações 18 e 19 são apropriadas. Embora R_o possa ter tido essa extensão em seus experimentos, a amplitude mais típica para pombos em caixas padrão é de 1 a 10, com apenas alguns exemplos infreqüentes fora destes valores. Esta e outras considerações sugerem que o esquema múltiplo, no qual as alternativas se sucedem umas às outras, difere de algum modo de escolhas simultâneas no que se refere à análise de força de resposta.

Para escolhas simultâneas, se assume que cada fonte de reforço exerce um efeito completo sobre cada alternativa de resposta. Embora esse pressuposto seja plausível para esquemas concorrentes, ele o é menos para esquemas múltiplos, nos quais as várias fontes de reforço não operam simultaneamente. À medida que os componentes de um esquema múltiplo se tornam mais separados, a interação entre componentes provavelmente diminui; no caso limite, diminui até não haver mais interação. Assim, se os componentes alternam lentamente e são sinalizados por estímulos diferentes, a interação poderia ser menor do que se a alternação fosse rápida e os estímulos semelhantes.

Há muitas maneiras de traduzir este contínuo de interações em uma expressão formal, mas uma das mais simples é assumir que o reforço em um componente afeta o responder no outro por alguma fração constante de seu efeito completo. Para o esquema múltiplo de dois componentes, então, a taxa de respostas em um componente poderia ser dada por:[6]

$$P_1 = \frac{kR_1}{R_1 + mR_2 + R_o} \qquad (20)$$

Isto é idêntico à equação para uma das alternativas em um procedimento de duas escolhas (Equação 15), exceto pelo parâmetro adicional, *m*, que poderia variar entre 0 e 1,0, dependendo do grau de interação entre os componentes. A Equação 15 pode, de fato, ser considerado um caso especial da Equação 20, onde *m* = 1.

O restante desta seção é uma consideração dos esquemas múltiplos na direção implicada pela Equação 20. Deveria ser notado de início que esta equação é apenas uma maneira de estender a presente formulação a situações em que interações são submáximas. Como a seção que se segue mostra, os dados não estão totalmente ajustados para confirmar a Equação 20 ou para justificar uma alternativa. Para os propósitos presentes, contudo, é suficiente demonstrar que muitos dos efeitos de procedimentos múltiplos e concorrentes derivam de uma concepção simples de força da resposta.

A Equação 20 assume não apenas que um mecanismo simples governa o grau de interação, mas ela tacitamente descreve o tipo mais simétrico de esquemas múltiplos, como mostrado pela ausência de subscritos nos parâmetros *k*, *m* e R_o. Isto é equivalente a assumir que as alternativas de respostas têm taxas assintóticas iguais (*k*), que a interação em uma direção é a mesma que a interação na outra (m), e que o reforço não programado é o mesmo durante os dois componentes (R_o). Em outras palavras, isto se refere a um esquema múltiplo com a mesma forma de resposta em ambos os componentes (*k*), com a mesma regra de alternação de um componente para o outro, bem como para a alternação contrária (*m*), e com os fatores extra-experimentais mantidos constantes (R_o). É possível violar qualquer uma dessas condições, mas isso apenas complicaria a análise, não a modificaria. O experimento de Reynolds parece satisfazer essas restrições, e seus resultados seriam derivados da equação 20 se *m* estivesse entre 0,55 e 0,75, assumindo-se R_o entre 1 e 10 reforços por hora.

A Equação 20 afirma que o efeito de contraste é dependente do reforço no outro componente. O próprio Reynolds abordou essa questão em um estágio inicial (1961b). Ele mostrou contraste quando um período de "*timeout*" (suspensão discriminada da contingência de reforço) substituiu extinção. Durante um *timeout*, os pombos não bicam o disco e, no experimento de Reynolds, eles não recebiam reforços. *Timeout* e extinção deveriam ter os mesmos efeitos sobre o responder no outro componente se ambos

[6] Note que o tempo base para calcular a taxa de respostas em esquemas múltiplos é a duração do componente durante o qual o responder pode ocorrer. Para esquemas concorrentes, a base temporal é toda a sessão experimental (excluindo-se ciclos de alimentação, suspensão discriminada da contingência de reforço, etc.). No geral, a base temporal para calcular a taxa de respostas deveria ser o tempo durante o qual o responder pode ocorrer, o que difere como indicado em procedimentos de esquemas múltiplos e concorrentes. Além disso, note que a quantidade Ro na Equação 20 representa uma composição de reforços estranhos durante um componente (Componente 1 no exemplo do texto) mais os reforços estranhos no outro componente, com este último apropriadamente reduzido pelo fator multiplicativo m. Em uma abordagem mais completa, Ro deveria ser escrito como Ro1 + mRo2. Tais detalhes são claramente prematuros neste ponto.

reduzissem a zero a taxa de reforços no componente com o qual eles interagem, e se a Equação 20 estiver correta. Reynolds prosseguiu então na demonstração de que enquanto o reforço for mantido no componente em interação com ou sem respostas, o contraste é evitado. Em outro procedimento o reforço dependia de um período de 50 s sem respostas, uma técnica que suprime o responder, mas não elimina o reforço. O contraste não foi observado. Como Reynolds concluiu, e como a Equação 20 implica, "A freqüência de reforços na presença de um dado estímulo *relativa à freqüência durante todos os estímulos que controlam sucessivamente o comportamento de um organismo*, determina em parte a taxa de respostas que este estímulo controla." (p. 70, itálico no original).

A importância da taxa de reforços é claramente mostrada no estudo de Bloomfield com dois esquemas múltiplos (1967a). Um esquema múltiplo consistiu de alternações de 2 min entre VI 1-min e DRL, este último um procedimento no qual a resposta é reforçada apenas após períodos específicos (variado de 5 a 15 segundos) de ausência de resposta. No outro esquema, VI 1-min se alternava com um esquema de razão fixa (variado de 10 a 500). As duas metades do experimento compartilhavam um esquema de intervalo variável padrão que se alternavam com um esquema que gerava várias taxas de reforços diferentes. Além disso, tanto para o esquema de razão fixa quanto para o DRL, a taxa de reforços dependia simultaneamente da taxa de respostas emitidas e do parâmetro experimental. Contudo, a diferença é que as funções são opostas, porque no esquema de razão fixa a taxa de reforços é proporcional à taxa de respostas, ao passo que no DRL, a taxa de reforços é inversamente relacionada à taxa de respostas dados os níveis de respostas obtidos por Bloomfield. Ainda assim, ambos os esquemas múltiplos de Bloomfield suportam a dedução da Equação 20, de que a taxa de reforços determina o contraste. A taxa de respostas durante o componente de intervalo variável foi uma função inversa da taxa de reforços no outro componente, independente de se o outro componente era razão fixa ou DRL. Nem adireção nem a magnitude do efeito de contraste foram aparentemente afetadas pela taxa de respostas ou o esquema per se no componente alternativo.

A questão agora é se a dependência do contraste ao reforço está em concordância quantitativa, bem como qualitativa, com a Equação 20. Reynolds (1961c), utilizando esquemas múltiplos VI FR, concluiu não apenas que a taxa relativa de respostas seria uma função da taxa relativa de reforços, mas também que a função seria linear, com um intercepto positivo e inclinação menor que 1,0. Isto é diferente de esquemas concorrentes, onde a relação de igualação prevalece (inclinação = 1,0; intercepto = 0).

A relação linear de Reynolds se ajusta à variância da Equação 20. A relação predita entre a freqüência relativa de respostas e a freqüência relativa de reforço é consideravelmente mais complexa que a linear, como se segue:[7]

$$\frac{P_1}{P_1 + P_2} = \frac{\dfrac{kR_1}{R_1 + mR_2 + R_o}}{\dfrac{kR_1}{R_2 + mR_2 + R_o} + \dfrac{kR_2}{R_2 + mR_1 + R_o}} = \frac{1}{1 + \dfrac{R_2(R_1 + mR_2 + R_o)}{R_1(R_2 + mR_1 + R_o)}} \qquad (21)$$

[7] Assume-se que as quantidades P1 e R1 são números absolutos tomados em períodos iguais de tempo ou são as próprias taxas.

Como uma função da freqüência relativa de reforços, $R_1/(R_1 + R_2)$, esta expressão resulta em uma distribuição de dados como uma família de funções na forma de S invertido, cuja curvatura depende das magnitudes relativas de $R_{1,2,}$ R_0 e m. Dada esta complexidade, ela seria ainda maior sem os pressupostos de simetria que qualificam a Equação 20. A formulação mais geral não será, contudo, explicada aqui, visto que aparentemente não há virtualmente dados para testá-la. A Figura 12 apresenta uma amostra representativa da família expressa na Equação 21. O eixo das ordenadas representa a taxa relativa de respostas em um componente de um esquema múltiplo e o eixo das abscissas representa a taxa relativa de reforços nesse componente. Quando a interação entre os componentes encontra-se ausente, isto é, quando não há efeito de contraste, então o parâmetro $m = 0$. Quando a interação é máxima, como nos esquemas concorrentes, $m = 1{,}0$. A forma da função depende conjuntamente do grau de interação (m) e de R_0, que consiste do reforço de fontes diferentes do próprio esquema múltiplo. Se tanto esta quantidade quanto o termo de interação, m, tendem a zero, então a taxa relativa de respostas durante um componente será insensível a mudanças na taxa relativa de reforços. Para qualquer valor de m, a função se torna mais íngreme quanto maiores os valores de R_0. Enquanto m for menor que 1,0, a função se aproxima assintoticamente da linha de igualação (7) a medida que R_0 aumenta. Por outro lado, com $m = 1{,}0$, a linha de igualação é obtida a despeito do valor de R_0. O efeito de R_0 quando $m < 1{,}0$ depende das magnitudes relativas de R_0 e das taxas totais de reforços programadas, que é de 12 reforços por unidade de tempo na Figura 12. Quando R_0 é relativamente pequeno ele exerce menor efeito do que quando ele é relativamente grande.

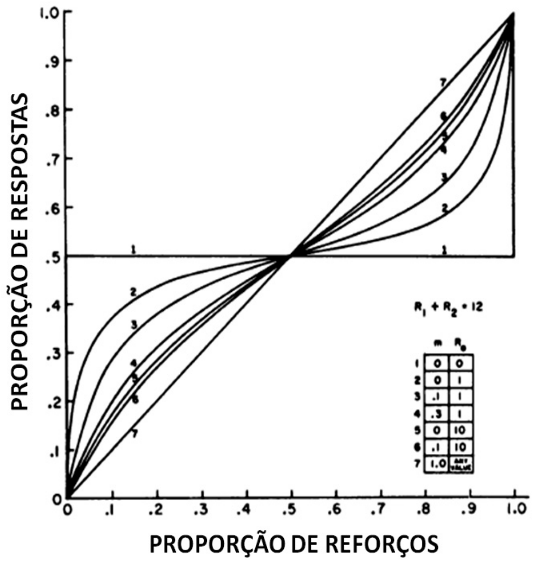

Figura 12. Curvas hipotéticas relacionando a freqüência relativa de respostas e a freqüência relativa de reforços em um esquema múltiplo de dois componentes. A soma das taxas de reforços nos dois componentes é assumida como constante em 12 reforços por unidade de tempo, enquanto os demais parâmetros variam, como indicado na figura. Veja o texto para uma discussão da Equação 21.

Pontos nas funções na Figura 12 podem facilmente ser tomados como lineares, particularmente se eles se encontram no meio da amplitude, como o fez Reynolds (1961c). Um conjunto de dados mais completo para testar a Equação 21 é o do experimento de Reynolds (1963b) sobre esquemas múltiplos VI VI. Três pombos foram expostos a três sequências de valores. Na primeira, um dos esquemas era mantido constante em VI 3-min enquanto o outro variava; no segundo, ambos variavam. No último, um era novamente mantido constante, mas em VI 1,58-min. A Figura 13 mostra para cada pombo quão bem a Equação 21 lida com os dados de todas as três séries. As curvas interpoladas representam a Equação 21, com diferentes parâmetros para os três pombos. Para 37, $m = 0{,}2$; para 52, $m = 0{,}3$; e, para 53, $m = 0{,}1$. Por conveniência para os cálculos e para a apresentação, R_0 foi arbitrariamente fixado em 0 para todos os pombos. Se valores diferentes de zero para R_0 tivessem sido usados, então nenhuma única curva predita poderia ter sido traçada para cada pombo, uma vez que a freqüência total de reforços não era mantida constante, e o efeito de R_0 depende da freqüência total de reforços. Em qualquer caso, o valor típico de R_0 pode exerce apenas efeitos insignificantes sobre a taxa relativa de respostas nestas taxas de reforços. O ajuste dos pontos aos dados justifica tanto a omissão de R_0 quanto à formulação geral subjacente à Equação 21.

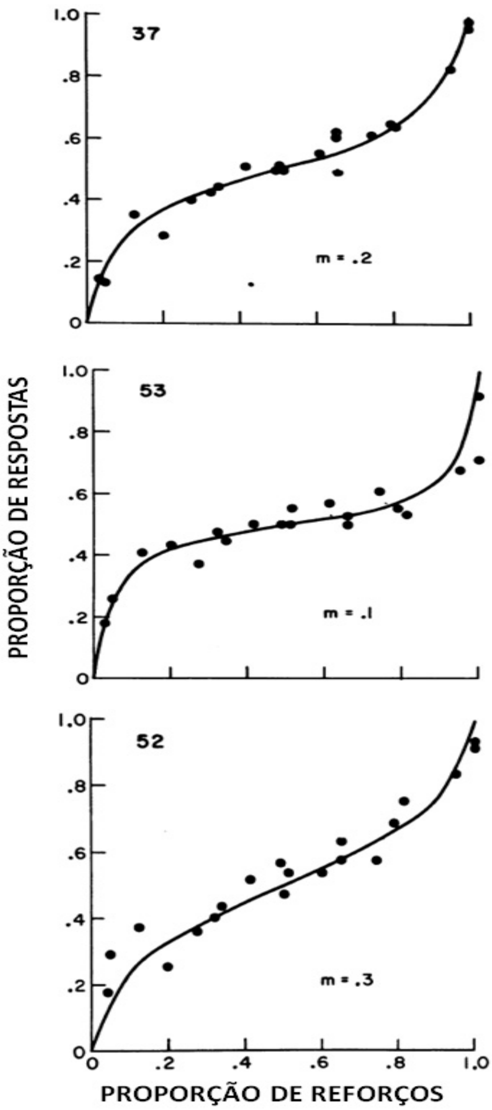

Figura 13. Frequência relativa de respostas como função da freqüência relativa de reforços em um componente de um esquema múltiplo intervalo variável, intervalo variável, para cada um dos três sujeitos. As curvas suavisadas representam as funções teóricas com $R_0 = 0$ e *m* fixado nos valores indicados. Extraída de Reynolds (1963b).

Embora o ajuste na Figura 13 sustente a presente abordagem, curvas em forma de S invertido não são necessariamente evidências de contraste. A Figura 12 mostra que curvas desta forma geral podem ser obtidas mesmo quando *m* = 0, isto é, quando o reforço em cada componente afeta o responder apenas nesse componente. Para mostrar efeito de contraste diretamente devem ser utilizadas taxas de respostas absolutas, não relativas. Apesar dos dados de taxa absoluta de Reynolds conterem evidências para contraste, eles eram muito variáveis, tanto intra quanto entre sujeitos, para permitir um teste útil da presente formulação. Os dados mais abrangentes para este objetivo parecem estar em um experimento não publicado de J. A. Nevin.

Nevin usou pombos em um esquema múltiplo de três componentes, dos quais dois eram VI 1-min e VI 3-min convencionais, sinalizados pela cor da iluminação do disco de resposta. Cada componente durava 1 minuto, após o qual as luzes da caixa eram apagadas por 30 segundos. A variável independente era a taxa de reforços durante o timeout, que era programada em cinco valores nominais, de zero a um a cada 10 segundos. A taxa absoluta de respostas durante um componente deveria se adequar à Equação 20, modificada para considerar a presença de três componentes em vez de dois. Para o componente com VI 1-min (60 reforços por hora), a equação seria, a partir de uma primeira aproximação,

$$P_1 = \frac{k\,60}{60 + m\left(\frac{20 + x}{2}\right) + R_o}; \qquad (22)$$

para o componente VI 3-min (20 reforços por hora), ela seria

$$P_2 = \frac{k\,20}{20 + m\left(\frac{60 + x}{2}\right) + R_o}. \qquad (23)$$

A quantidade, *x*, é a variável independente, isto é, a taxa de reforços durante o timeout. O termo de interação, (*m*), é a taxa média de reforços durante os dois componentes que poderia causar contraste. Essa formulação desconsidera pelo menos dois fatores que provavelmente têm algum efeito. Em primeiro lugar, tacitamente assume interações equivalentes entre o responder em um dado componente e o reforço em qualquer um dos dois outros componentes. Uma suposição mais realista seria que o componente mais próximo no tempo exerce um efeito maior, como, de fato, alguns trabalhos têm indicado (Boneau & Axelrod, 1962; Pliskoff, 1963). Segundo, ela tacitamente assume que as durações dos componentes (1 minuto em oposição a 30 segundos do timeout) são imateriais com respeito ao contraste, ao passo que um efeito do componente provavelmente aumenta com sua duração. Colocar valores nestes dois fatores complicadores seria totalmente arbitrário no momento, e de algum modo desnecessário, uma vez que se pode presumir que eles operem em direções opostas, com o componente mais próximo sendo mais breve.

A Figura 14 apresenta a média da taxa absoluta de respostas dos quatro sujeitos durante os dois componentes de intervalo variável. As duas curvas consistem de ajustes das equações 22 e 23. Faixas estreitas, em vez de linhas são desenhadas para os valores previstos por causa da variação das taxas obtidas de reforços no VI 1-min e VI 3-min nominais. O eixo das abscissas indica a soma da taxa de reforços em dois dos três componentes, omitindo o componente no qual o responder ocorria (i.e., duas vezes o termo em parênteses nas equações 22 e 23). Os números ao longo dos pontos identificam os dois valores de cada um dos cinco esquemas múltiplos estudados. De forma geral, o ponto na curva mais baixa é modificado 40 reforços por hora para a direita do ponto superior, que é a diferença entre o VI 1-min. e o VI 3-min. Estas funções decrescentes são puro contraste uma vez que as taxas de reforços eram quase constantes em cada um dos componentes de intervalo variável (exceto para o último ponto da curva inferior). As equações 22 e 23, com os parâmetros mantidos em $R_o = 3$ reforços por hora, $m = 0,5$, e $k = 80$ respostas por minuto parecem ser satisfatórias, exceto para o primeiro ponto do VI 3-min.

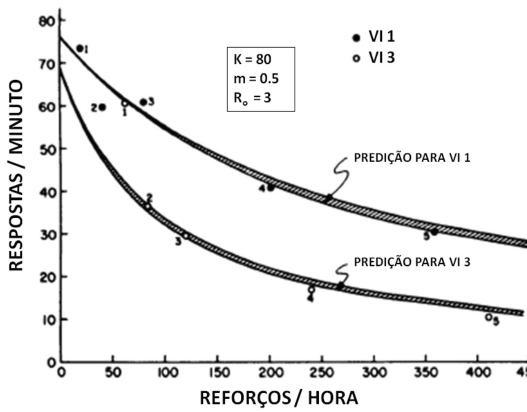

Figura 14. Taxa de respostas em um componente como função das taxas de reforços somadas em dois componentes de um esquema múltiplo de três componentes. Os círculos fechados e a curva superior referem-se ao componente mantido constante em intervalo variável de 1 min. As duas curvas desenhadas na curva inferior referem-se ao componente mantido constante em intervalo variável de 3 min. Ambas as curvas foram desenhadas com os parâmetros indicados na caixa. Retirado de Nevin (não publicado).

O contraste é geralmente mais pronunciado com taxas de reforços constantes mais baixas (e.g., Reynolds, 1963b). Assim, a função superior na Figura 12 é mais achatada que a inferior. De fato, à medida que a taxa de reforço durante o timeout aumenta, a proporção entre as taxas de respostas nos dois componentes deveriam, de acordo com as equações 22 e 23, aproximar assintoticamente a razão entre as taxas de reforços, neste exemplo em 3:1. As razões de respostas foram, da esquerda para a direita na abscissa, 1,19:1, 1,6:1; 2,24:1, 2,54:1; 2,69:1. A maior suscetibilidade ao contraste de comportamentos reforçados menos frequentemente foi notada por Bernhein e Williams (1967), bem como em vários experimentos com pombos em esquemas múltiplos. Seus achados, baseados nas taxas de corrida em rodas de atividade por ratos, servem particularmente para estender a aplicabilidade da presente análise.

Embora seja prematuro se argumentar a favor da função exata através da qual a interação entre componentes é diminuída, o simples fator multiplicativo da Equação 20 funciona bem para a maioria dos trabalhos publicados na literatura. Parâmetros foram calculados para outros três esquemas múltiplos nos quais o reforço variou através de uma amplitude grande o suficiente para permitir alguma avaliação. O ajuste dos dados à teoria não foi pior que na Figura 14, com desvio menor que seis respostas por minuto, e 15 (de 18 dados independentes), com menos de três respostas por minuto. A Tabela 1 mostra os valores dos parâmetros para os três experimentos, todos usando pombos como sujeitos. O de Lander e Irwin (1968) consistiu de um esquema múltiplo convencional de dois componentes. O de Nevin (1968) teve como variável independente a duração do não responder reforçado em um de seus dois componentes. Quanto mais curta a duração, maior a taxa de reforços. Os parâmetros predizem a taxa de respostas no outro componente, que era um intervalo variável convencional. O experimento de Rachlin e Baum (1969) utilizou dois discos, um dos quais um sempre fornecia reforço conforme VI 3-min. O reforço era 4-segundos de acesso a comida. A luz no outro disco ficava apagada exceto quando um segundo programador de VI 3-min completava o intervalo, quando então a luz era acesa até que a próxima resposta coletasse o reforço[8]. A quantidade desses reforços variava 16 vezes durante o curso do experimento. O responder no outro disco variava inversamente com a magnitude de reforço, como se quantidade e freqüência pudessem ser trocados um pelo outro na Equação 20.

Tabela 1

Valores dos parâmetros da Equação 20 para três experimentos publicados na literatura.

Publicação	k (respostas por minuto)	m	R_o (Reforços por hora)	Procedimento
Lander & Irwin (1968)	77	0,2	4	VI 3-min VI x-min
Nevin (1968)	85	0,35	2	VI 3-min DRO x
Rachlin & Baum (1969)	70	0,45	10	VI 3-min CRF (variando magnitude do reforço)

[8] Os achados de Catania (1963b) com exatamente este procedimento são apresentados como x na Figura 11. Foi notado anteriormente (ver p. 257) que os x estão levemente acima da linha estimada, que é onde elas deveriam estar se m < 1,0; de fato, m < 1,0 (m = 0,45 no estudo de Rachlin-Baum) porque a alternância das condições de reforço e estímulo tornavam a condição mais um esquema múltiplo do que um concorrente, a despeito do uso de dois discos. Assume-se que as quantidades P1 e R1 são números absolutos tomados em períodos iguais de tempo ou são as próprias taxas.

A Equação 20 parece enfrentar um problema principalmente com respeito a efeitos transitórios. Por exemplo, Terrace (1966a, 1966b) encontrou um efeito de contraste transitório quando um esquema simples de intervalo variável era mudado para o mesmo esquema de intervalo variável alternado com extinção. A Equação 20 não prevê nenhuma mudança na taxa aqui, visto que o termo de interação é zero antes e após a mudança. O procedimento de Terrace difere daquele de Reynolds, o qual partiu de um esquema múltiplo que consistia de um par de esquemas de intervalo variável igualados a um que consistia de um esquema de intervalo variável que se alternava com extinção, para o qual a Equação 20 prediz contraste. O efeito de contraste de Terrace se esvanece com a mera exposição às condições ou com repetidas alternações entre o esquema variável isoladamente e o esquema múltiplo composto de intervalo variável e extinção. Por outro lado, Bloomfield (1967b), utilizando o paradigma de Reynolds e focalizando especificamente a persistência do contraste, encontrou que o efeito não diminuiu mesmo com muitas alternações entre mult VI VI e mult VI EXT. A Equação 20, então é aparentemente consistente com efeitos em longo prazo, mas não com o contraste temporário no paradigma de Terrace.

Terrace (1966b) concluiu que o efeito de contraste temporário é emocional, baseado na aversividade da extinção. Ele notou uma correspondência ponto a ponto entre contraste e o deslocamento de pico na aprendizagem de discriminação, e também que o deslocamento do pico é frequentemente tomado como evidência de um efeito inibitório ou aversivo do não reforço. Qualquer procedimento que produza um deslocamento de pico também produz contraste; qualquer procedimento que previna ou diminua o deslocamento de pico previne ou diminui contraste, de acordo com Terrace. Aversividade como reforço negativo resolve o problema porque adicionar uma quantidade negativa ao denominador de $kR_A / (R_A + R_o)$ aumenta o valor da expressão, visto que ela permanece positiva. E há outra evidência que a extinção seja temporariamente aversiva como, por exemplo, resumida por Terrace em defesa deste ponto de vista. Também há evidência para representar aversividade como uma quantidade negativa. Brethower e Reynolds (1962) usaram um esquema mult VI VI com esquemas de reforço iguais nos dois componentes e adicionaram punição com choque elétrico a um dos componentes. Eles encontraram um efeito de contraste no qual a magnitude era uma função crescente da intensidade do choque.

Um corolário que se segue é que a equação prediz uma diferença entre a taxa em um esquema simples de intervalo variável e a taxa em um esquema múltiplo no qual cada componente usa o mesmo intervalo variável, como segue:

$$\frac{kR_A}{R_A + R_o} \geq \frac{kR_A}{R_A + mR_A + R_o} \tag{24}$$

As duas expressões serão iguais apenas se $m = 0$; caso contrário o intervalo variável isoladamente produzirá uma taxa maior. Esta predição surpreendente parece, porém, estar correta. No experimento de Bloomfield (1967b), o responder em um intervalo variável sozinho foi mais rápido que o correspondente em um múltiplo que continha dois componentes de mesmo intervalo variável, embora o experimento não tivesse sido especificamente delineado para esta comparação. Um teste direto da desigualdade acima (Equação 24) se encontra em um estudo não publicado de Terrace. Quatro pombos foram treinados inicialmente em um VI 1-min na presença de um dado estímulo. Então, quando se julgou que o responder estava estável, este estímulo passou a se alternar com um estímulo diferente a cada 1,5 min, mas o reforço foi mantido em VI 1-min. Para cada pombo, e por pelo menos várias semanas de sessões diárias, a taxa de respostas caiu durante o estímulo comum ao primeiro e ao segundo procedimento. A diminuição média foi de aproximadamente 30%, o que, para essas taxas de reforços implica que $0,31 < m < 0,36$ (mantendo-se $R_o = 0,10$). Nesse ponto, contudo, a discussão começa a extrapolar os limites definidos por dados bem estabelecidos.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Mudanças temporárias no responder requerem claramente estudos adicionais, como a seção anterior mostra. Em esquemas múltiplos ocorrem outras mudanças ainda mais curtas no responder (e.g., Bernheim & Williams, 1967; Nevin & Shettleworth, 1966; Williams, 1965), que por hora devem permanecer também nos limites da presente formulação. Outra limitação, apontada previamente, é a definição de classes de respostas (ver discussão anterior sobre respostas multifásicas). A resposta de pombos de bicar discos, por exemplo, é relativamente não ambígua, mas mesmo suas propriedades, como alguns experimentos mostram (Herrnstein, 1958), podem ficar emaranhadas com a medida de força de resposta. Apesar disso, dentro destes limites, a presente formulação é uma lei do efeito quantitativa que perpassa as distinções tradicionais entre escolha e o produto global do comportamento, assim como entre condições de trabalho simultâneas e sucessivas. O território circunscrito é considerável, passível de expansão e suscetível à mensuração precisa.

REFERÊNCIAS

Baum, W. H., & Rachlin, H. C. (1969). Choice as time allocation. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 12*, 861-874.

Bernheim, J. W., & Williams, D. R. (1967). Time-dependent contrast effects in a multiple schedule of food reinforcement. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 10*, 243-249.

Bitterman, M. E. (1965). Phyletic differences in learning. *American Psychologist, 20*, 396-410.

Bloomfield, T. M. (1967a). Behavioral contrast and relative reinforcement in two multiple schedules. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 10*, 151-158.

Bloomfield, T. M. (1967b). Some temporal properties of behavioral contrast. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 10, 159-164.

Boneau, C. A., & Axelrod, S. (1962). Work decrement and reminiscence in pigeon operant responding. *Journal of Experimental Psychology, 64*, 352-354.

Brethower, D. M., & Reynolds, G. S. (1962). A facilitative effect of punishment on unpunished behavior. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 5*, 191-199.

Brownstein, A. J., & Pliskoff, S. S. (1968). Some effects of relative reinforcement rate and changeover delay in response-independent concurrent schedules of reinforcement. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 11*, 683-688.

Brunswik, E. (1955). Representative design and probabilistic theory in a functional psychology. *Psychological Review, 62*, 193-217.

Bush, R. R., & Mosteller, F. (1955). *Stochastic models for learning.* New York: Wiley.

Catania, A. C. (1963a). Concurrent performances: a baseline for the study of reinforcement magnitude. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 6*, 299-300.

Catania, A. C. (1963b). Concurrent performances: reinforcement interaction and response independence. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 6*, 253-263.

Catania, A. C. Concurrent operants. (1966). In W. K. Honig (Ed.), *Operant behavior: Areas of research and application* (Pp. 213-270). New York: Appleton-Century-Crofts.

Catania, A. C., & 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.

Chung, S.H. (1966). *Some quantitative laws of operant behavior*. Unpublished doctoral dissertation, Harvard University.

Chung, S.H., & Herrnstein, R. J. (1967). Choice and delay of reinforcement. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 10*, 67-74.

Ferster, C. B., & Skinner, B. F. (1957). *Schedules of reinforcement*. New York: Appleton-Century-Crofts.

Findley, J. D. (1958). Preference and switching under concurrent scheduling. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 1*, 123-144.

Guthrie, E. R., & Horton, G. P. (1946). Cats in a puzzle box. New York: Rinehart.

Herrnstein, R. J. (1958). Some factors influencing behavior in a two-response situation. *Transactions of the New York Academy of Sciences, 21*, 35-45.

Herrnstein, R. J. (1961). Relative and absolute strength of response as a function of frequency of reinforcement. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 4*, 267-272.

Herrnstein, R. J. (1964). Secondary reinforcement and rate of primary reinforcement. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 7*, 27-36.

Herrnstein, R. J., & Morse, W. H. (1958). A conjunctive schedule of reinforcement. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 1*, 15-24.

Holz, W. C. (1968). Punishment and rate of positive reinforcement. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 11*, 285-292.

Hull, C. L. (1943). Principles of behavior. New York: Appleton- Century.

Lander, D. G., & Irwin, R. J. (1968). Multiple schedules: Effects of the distribution of reinforcements between components on the distribution of responses between components. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 11*, 517-524.

Morse, W. H. Intermittent reinforcement. (1966). In W. K. Honig (Ed.), Operant behavior: *Areas of research and application* (Pp. 52-108). New York: Appleton-Century- Crofts.

Natapoff, A. (1970). How symmetry restricts symmetric choice. *Journal of Mathematical Psychology, 7*(3), 444-465.

Neuringer, A. J. (1967a). *Choice and rate of responding in the pigeon*. Unpublished doctoral dissertation, Harvard University.

Neuringer, A. J. (1967b). Effects of reinforcement magnitude on choice and rate of responding. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 10, 417- 424.

Nevin, J. A. (1968). Differential reinforcement and stimulus control of not responding. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 11*, 715-726.

Nevin, J. A. (1969). Signal detection theory and operant behavior. Review of D. M. Green and J. A. Swets' Signal detection theory and psychophysics. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 12*, 475-480.

Nevin, J. A., & Shettleworth, S. J. (1966). An analysis of contrast effects in multiple schedules. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 9*, 305-315.

Norman, M. F. (1966). An approach to free-responding on schedules that prescribe reinforcement probability as a function of interresponse time. *Journal of Mathematical Psychology, 3*, 235-268.

Pliskoff, S. S. (1963). Rate-change effects with equal potential reinforcements during the "warning" stimulus. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 6*, 557-562.

Rachlin, H., & Baum, W. M. (1969). Response rate as a function of amount of reinforcement for a signalled concurrent response. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 12*, 11-16.

Reynolds, G. S. (1961a). An analysis of interactions in a multiple schedule. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 4*, 107-117.

Reynolds, G. S. (1961b). Behavioral contrast. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 4*, 57-71.

Reynolds, G. S. (1961c). Relativity of response rate and reinforcement frequency in a multiple schedule. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 4*, 179-184.

Reynolds, G. S. (1963a). On some determinants of choice in pigeons. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 6*, 53-59.

Reynolds, G. S. (1963b). Some limitations on behavioral contrast and induction during successive discrimination. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 6*, 131-139.

Shimp, C. P. (1966). Probablistically reinforced choice behavior in pigeons. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 9*, 443-455.

Shull, R. L., & Pliskoff, S. S. (1967). Changeover delay and concurrent performances: Some effects on relative performance measures. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 10*, 517-527.

Skinner, B. F. (1938). *The behavior of organisms*. New York: Appleton-Century-Crofts.

Skinner, B. F. (1940). *The nature of the operant reserve. Psychological Bulletin, 37*, 423 (abstract).

Skinner, B. F. (1953). *Science and human behavior*. New York: Macmillan.

Terrace, H. S. (1966a). Behavioral contrast and the peak shift: Effects of extended discrimination training. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 9*, 613-617.

Terrace, H. S. (1966b). Stimulus control. In W. K. Honig (Ed.), *Operant behavior: areas of research and application* (Pp. 271- 344). New York: Appleton-Century-Crofts.

Thorndike, E. L. (1911). *Animal intelligence*. New York: Macmillan.

Tolman, E. C. (1938). The determiners of behavior at a choice point. *Psychological Review, 45*, 1-41.

Tolman, E. C. (1948). Cognitive maps in rats and men. *Psychological Review, 55*, 189-208.

Williams, D. R. (1965). Negative induction in instrumental behavior reinforced by central stimulation. *Psychonomic Science, 2*, 341-342.

Tradução convidada pelo Editor
Recebida em 26 de abril de 2009

Publicação referente ao 2º. Semestre de 2008, impressa em maio de 2011