

UMA ANALISE LOGICO-LINGUISTICA DOS
TRABALHOS DE QUANTIFICAÇÃO DA LEI
DO EFEITO *

Jorge Mendes de Oliveira Castro Neto,
João Cláudio Todorov e
Nelson Gonçalves Gomes
Universidade de Brasília

RESUMO - A partir de argumentações logicamente legítimas, analisa-se a literatura referente à quantificação da lei do efeito e conclui-se que: (a) a equação proposta por Herrnstein está baseada em premissa que pressupõe o princípio de igualação; (b) essa pressuposição não se sustenta, e o critério para aceitar ou não a equação é empírico e não um critério lógico. O princípio de igualação constitui uma sentença empírica não dedutível das premissas adotadas e deve ser submetido a teste empírico. Reformulações da equação de Herrnstein são revistas e conclui-se que a equação generalizada de igualação proposta por Baum tem valor preditivo.

A REVIEW OF THE LOGIC - LINGUISTIC
LITERATURE ON THE QUANTIFICATION OF THE
LAW OF EFFECT

ABSTRACT- A review of the literature on the quantification of the law of effect was conducted searching for logically legitimate arguments. It is concluded that: (a) Herrnstein's equation is based on a premise which presupposes the matching principle, and (b) that this presupposition is untenable. The matching principle is an empirical statement which is not deducible from the adopted premises and therefore should be submitted to empirical test. Reformulations of Herrnstein's equations are reviewed and it is concluded that Baum's generalized matching equation has predictive value.

Em trabalhos anteriores (Oliveira Castro, 1984; Oliveira Castro; Gomes e Todorov, no prelo), demonstrou-se o teorema:

"Existe um limite máximo de respostas para a função que descreve a relação entre taxa total de respostas e taxa total de reforços, em esquemas de reforçamento de intervalo variável, porém este limite máximo difere do limite máximo possível, deduzindo logicamente das premissas adotadas" (Oliveira Castro, 1984, p. 17).

* Este trabalho é baseado em parte da dissertação apresentada por J. M. Oliveira Castro Neto à Universidade de Brasília, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Ciências (Psicologia). J. M. Oliveira Castro Neto contou com o apoio do CNPq.

No presente trabalho demonstra-se (1) que essas diferenças nos limites são logicamente necessárias, porque (2) todo comportamento é um comportamento de escolha. Discutem-se também propostas alternativas para a descrição de relações quantitativas entre comportamento e conseqüências.

COMPORTAMENTO DE ESCOLHA E ESQUEMAS CONCORRENTES DE REFORÇAMENTO

A partir da tese empírica:

1.1. "A freqüência total de respostas, mantidas sob um esquema de intervalo variável, aumenta com acréscimos na freqüência total de reforços programados, até um limite máximo possível" (Oliveira Castro, 1984, p. 15), pode-se afirmar que a taxa de respostas (bicadas de um pombo em um disco plástico, por exemplo) é diretamente proporcional à taxa absoluta de reforços programados por um esquema de intervalo variável. Essa relação crítica, que pode ser descrita por:

$$P = KR \quad (1)$$

onde P refere-se à taxa de respostas, R à taxa de reforços e K é uma constante, apresentada anteriormente por Skinner (1938, p. 130), quando discutiu uma quantidade chamada razão de extinção. Note-se, entretanto, que segundo a Equação 1, se a taxa de reforços for aumentada indefinidamente (tender ao infinito), a taxa de respostas também aumentará indefinidamente (tenderá ao infinito). Esta conclusão contradiz a tese empírica 1.1, a qual afirma haver um limite máximo possível para a freqüência de respostas. Portanto, a Equação 1 não é suficiente para descrever a relação entre taxa de respostas e taxa de reforços.

Esquemas concorrentes de reforçamento são programados independentemente e simultaneamente. Nestes esquemas, duas ou mais respostas incompatíveis (não podem ser emitidas ao mesmo tempo) com rápida alternância são mantidas por diferentes esquemas de reforçamento (Catania, 1966). No caso de esquemas concorrentes de intervalo variável - intervalo variável (CONC. VIVI), dois esquemas de reforçamento de intervalo variável são programados independentemente e simultaneamente, para duas respostas diferentes. Estas respostas podem ser, por exemplo, bicadas em duas chaves que difiram em localização (Ferster e Skinner, 1957) ou bicadas numa mesma chave com coloração diferente (Findley, 1958). No primeiro caso, respostas na chave da direita são reforçadas de acordo com um esquema de intervalo variável A e respostas na chave da esquerda são reforçadas de acordo com outro esquema de intervalo variável B (note-se que A pode ser igual a B). No segundo caso, respostas na chave com coloração A são mantidas por um esquema de intervalo variável A' e respostas na chave com coloração B são mantidas por um esquema de intervalo variável B' (note-se que A = B e A' pode ser igual a B'). Os resultados de alguns experimentos que investigaram o desempenho mantido por CONC. VIVI (Catania, 1963; 1966; Findley, 1958; Herrnstein, 1961; Reynolds, 1963) demonstram um "contraste" (Herrnstein, 1970), ou seja, a taxa de respostas para a alternativa 1 é diretamente proporcional à taxa de reforços programados para esta alternativa 1 e inversamente proporcional à taxa de

reforços programados para a outra alternativa 2. Esta relação foi expressa pela equação (Catania, 1966; Herrnstein, 1961)

$$P_1 = \frac{K R_1}{R_1 + R_2} \quad (2)$$

onde P_1 é a taxa de respostas na alternativa 1, R_1 , a taxa de reforços para a alternativa 1, R_2 , a taxa de reforços para a alternativa 2, e K é uma constante. Apesar da Equação 2 estar de acordo, pelo menos qualitativamente, com a literatura concorrente (Herrnstein, 1970), ela contradiz logicamente a tese empírica do presente discurso, na medida em que, segundo a Equação 2, no caso de haver apenas uma alternativa (esquema isolado-intervalo variável), a seguinte equação seria deduzida:

$$P_1 = K \quad (3)$$

Portanto, para esquemas isolados de reforçamento, a Equação 2 prevê que a taxa de respostas permanece inalterada com mudanças na taxa de reforços programados, o que contradiz o item 1.1.

Como ressaltado por Herrnstein (1970), a Equação 3 "... é o resultado de uma suposição gratuita, a qual assume que, tendo o experimentador programado apenas uma alternativa de resposta, existe, de fato, apenas uma. Uma suposição mais defensável é a de que a cada momento de ação possível, o animal confronta-se com um conjunto de alternativas, de tal modo que cada ação pode ser considerada como o produto de uma escolha... De fato, parece seguro assumir que todos os ambientes demandam continuamente escolhas neste sentido, mesmo embora, em muitos casos, o problema de identificar e medir as alternativas possa ser insotúvel. O problema é, entretanto, do experimentador, não do sujeito" (p. 254-255). Baseando-se nas colocações de Herrnstein (1970), adota-se no presente discurso a seguinte premissa metodológica:

1.2 Todo comportamento é um comportamento de escolha, isto é, a cada momento um organismo pode emitir uma determinada resposta z ou não a emitir, sendo que a não emissão da resposta z implica a emissão de uma outra resposta diferente da resposta z .

Como conclusão da premissa 1.2, pode-se afirmar que mesmo uma situação de esquema isolado (apenas uma chave de respostas e reforços programados para respostas nesta chave) é uma situação de escolha, pois ainda que o experimentador só registre, por exemplo, as bicadas à chave, outros comportamentos ocorrem na situação. Estas outras respostas estão necessariamente relacionadas a estímulos (Oliveira Castro, 1984), sobre os quais, geralmente, o experimentador, não tem controle. Se estas respostas ocorrem e não diminuem de frequência até desaparecerem do repertório do organismo, elas necessariamente produzem estímulos reforçadores (Oliveira Castro, 1984). Baseado numa premissa semelhante à premissa 1.2, Herrnstein (1970) propõe, reconhecendo, entretanto, a possibilidade de outras fontes de reforçamento, que a Equação 2 seja reescrita, para uma situação de esquema isolado, nos seguintes termos:

$K R_1$

$$P_1 = \frac{K R_1}{R_1 + R_0} \quad (4)$$

na qual Ro é desconhecida e representa reforços para as outras alternativas. O parâmetro K representaria a assíntota da taxa de respostas e seria igual ao número máximo possível de respostas, quando não houvesse outra fonte de reforçamento, a não ser aquela programada pelo experimentador para uma resposta específica. Quando outras fontes de reforçamento estiverem presentes na situação, K mede a freqüência total de todas as respostas, em unidades comensuráveis com a medida da resposta observada (Herrnstein, 1974).

Aceitando-se a premissa 1.2, estaria desfeita a contradição apresentada no teorema, poisos limites seriam diferentes devido à existência de fontes alternativas de reforçamento não controladas na situação.

Seria importante ressaltar que a Equação 4, proposta por Herrnstein (1970), não é a única existente na literatura, na tentativa de descrever a freqüência total de respostas, como função da freqüência total de reforços em esquemas isolados. Uma outra equação foi proposta por Catania (1963), a qual estipula que:

$$P = K RB \quad (5)$$

onde P e R representariam a freqüência de respostas e a freqüência de reforços respectivamente, e K e B seriam parâmetros obtidos empiricamente (Catania sugere que $B = 1/6$).

De Villiers e Herrnstein (1976) compararam a variância dos resultados de 23 estudos, explicada pelas Equações 4 e 5. Embora as duas equações expliquem grande parte da variância dos dados, de Villiers e Herrnstein (1976) demonstram que a Equação 4 apresenta, em média, um ajuste melhor que a Equação 5. No entanto, os autores afirmam que não é apenas o critério de ajuste das equações que faz da Equação 4 um melhor modelo, mas, também, o fato desta equação estar de acordo (logicamente dedutível) com o princípio de igualação para o comportamento de escolha.

O princípio de igualação estabelece que a freqüência relativa de respostas e/ou o tempo gasto respondendo em cada uma das alternativas, em esquemas concorrentes de reforçamento, igualam a freqüência relativa de reforços para as alternativas concorrentes (Herrnstein, 1970; Baum e Rachlin, 1969). Na sua forma mais geral, o princípio de igualação afirma que, em situações de escolha,

P1 Tt R1

$$\frac{P_1 + P_2}{T_1 + T_2} = \frac{R_1 + R_2}{T_1 + T_2} \quad (6)$$

onde P, T e R representam a freqüência de respostas, tempo gasto respondendo e freqüência de reforços, respectivamente, e 1 e 2 designam as alternativas do par concorrente.

Portanto, a argumentação apresentada por de Villiers e Herrnstein (1976) para optar pela equação 4 ao invés, por exemplo, da equação 5, está baseada na premissa que pressupõe o princípio de igualação (equação 6).

Todorov (1983), desenvolvendo a Equação 5 para esquemas múltiplos e concorrentes, demonstra que as extensões desta equação são logicamente compatíveis com o princípio de igualação. Esta informação refuta parcialmente o critério de opção pela Equação 4, adotado por de Villiers e Herrnstein (1976), ficando a decisão, portanto, baseada apenas no critério de ajuste das equações aos dados existentes na literatura, ou seja, um critério empírico e não um critério lógico.

Sendo empírico o critério, faz-se necessária uma reanálise dos dados para que uma decisão seja tomada com relação à adequação das equações. Na ausência de tal reanálise, o presente trabalho não privilegia nenhuma das duas equações, visto que esta decisão não compromete logicamente o discurso subsequente.

O Princípio de Igualação

No presente discurso, o princípio de igualação (Equação 6) constitui uma sentença empírica não dedutível das premissas adotadas, devendo, portanto, ser submetida a teste empírico. Staddon (1968) e Baum e Rachlin (1969), ao analisarem os dados de seus experimentos de acordo com a Equação 6, não encontraram as regularidades esperadas. No entanto, quando os autores consideraram a razão de respostas entre as alternativas, como função da razão dos reforçamentos obtidos entre as alternativas, os dados mostraram-se mais ordenados (Baum, 1974 a).

A relação de igualação, expressa em termos de razões, seria:

$$P1 \text{ Ti } R1 \quad \frac{\quad}{P2} \text{ ou } \frac{\quad}{T2} = \frac{\quad}{R2} \quad (7)$$

a qual é algebricamente equivalente à Equação 6. Baum (1974 a) propõe o testar a aplicabilidade da Equação 7, se trace graficamente o logaritmo de razão de respostas (ou o logaritmo da razão de tempo) como uma função do logaritmo da razão de reforços. A equação referente a esta função é:

$$\log (P1/P2) \text{ ou } \log (TVT2) = a \log (R1/R2) + \log K \quad (8)$$

onde a, a inclinação, e log K, a intersecção, são encontrados empiricamente.

Expressa em termos aritméticos, a Equação 8 seria representada por:

$$P1 \text{ Tt } R! \quad \frac{\quad}{P2} \text{ ou } \frac{\quad}{T2} = K \left(\frac{\quad}{R2} \right)^a \quad (9)$$

Esta equação tem sido chamada de lei generalizada de igualação. Comparando-se as Equações 7 e 9 verifica-se que a Equação 7 é um caso particular da equação 9, isto é, quando a e K são iguais a 1,00, as equações são idênticas. Ora, se a Equação 6 é algebricamente equivalente à Equação 7, vale dizer que: o princípio de igualação é corroborado toda vez que a e K são iguais a 1,00, e é refutado, quando a e/ou K são diferentes de 1,00. Logicamente, este poderia ser um critério para testar empiricamente o princípio da igualação. Entretanto, alguns problemas surgem na adoção deste critério, decorrentes tanto de mudanças nas posições assumidas dentro da literatura sobre esquemas concorrentes, como da falta de especificidade do próprio critério. Estes problemas são apresentados a seguir.

Baum (1974 a) propõe interpretações para os parâmetros da Equação 9, sendo que a constante a, o expoente, seria uma medida de sensibilidade da taxa relativa de respostas a variações na distribuição de reforçamento. A constante K, ponto central do trabalho de Baum (1974 a), seria interpretado como uma medida de viés. Se K for maior ou menor que 1,00, existe uma preferência enviesada por

assimetrias entre as alternativas. O autor cita quatro possíveis fontes de viés, a saber: a) diferenças entre os dois "operanda"; b) discrepância entre reforçamentos obtidos e programados; c) reforçadores qualitativamente diferentes; e d) esquemas qualitativamente diferentes. Com a proposta de Baum (1974 a), igualação passa a ser indicada apenas pelo valor do expoente a (quando a for igual a 1,00 ocorre igualação), sendo descartados os desvios apresentados pelo coeficiente K. Esta mudança invalida, necessariamente, o critério apresentado anteriormente para este teste empírico do princípio de igualação, na medida em que o próprio conceito de igualação sofreu revisão. Portanto, o princípio de igualação seria reescrito da seguinte maneira: "ao se calcular a função linear entre o logarítmo da razão de respostas (ou o logaritmo da razão de tempo) e o logaritmo da razão de reforços, numa situação de escolha, a inclinação da reta resultante é igual a 1,00", ou, simplesmente, numa situação de escolha

$$\frac{P1}{P2} \text{ ou } \frac{T1}{T2} = K \left(\frac{R1}{R2} \right)^a,$$

sendo a = 1,00. Logo, vale dizer que o princípio de igualação é corroborado toda vez que a é diferente de 1,00.

A partir da reformulação do princípio de igualação e a conseqüente modificação no critério de verificação empírica do mesmo, dever-se-ia poder testá-lo. No entanto, qual seria o nível de precisão exigido para tal critério? Um expoente a igual a 0,99 seria considerado igual ou diferente de 1,00? Como seria possível uma decisão sobre a amplitude de variação do valor do expoente a ser considerada como próxima de 1,00? Neste ponto do discurso, faz-se necessário distinguir entre a lei generalizada de igualação (a Equação 9) e o princípio de igualação (o expoente na Equação 9). A primeira diz respeito à adequação da Equação 9 para a descrição dos dados sobre situações de escolha. O segundo concerne à previsão de qual seria o valor do expoente da Equação 9, em situações de escolha. Qual seria a importância de tal distinção? Ora, se o expoente está incluído na Equação 9, se a Equação 9 é descartada (o critério de adequação será discutido posteriormente), conclui-se que o expoente é descartado, ou seja, não faz sentido fazer previsões sobre os valores do expoente, se a equação não for adequada para a análise dos dados.

Portanto, testar a adequação da Equação 9 para descrever os dados em situações de escolha é um passo anterior ao teste empírico do princípio de igualação. Como seria possível testar a adequação da equação?

De Villiers (1977) calculou o melhor ajuste da reta de regressão obtida pelo método dos mínimos quadrados (Equação 8) para todos os dados de todos os experimentos sobre esquemas CONC. VIVI publicados, nos quais, pelo menos, três diferentes razões de frequência de reforçamento foram utilizadas. Para avaliar a Equação 9 o autor utilizou a percentagem de variância dos dados na variável dependente explicada (coeficiente de determinação- r²) pelas retas encontradas. Observa-se, nos valores obtidos por de Villiers (1977), que a Equação 9 explica mais que 80% da variância dos dados para 21 dos 23 sujeitos, para o cálculo da razão de respostas; mais que 85% da variância dos dados para todos os sujeitos, quando a razão de tempo entre as alternativas foi considerada como variável dependente; e mais que 85% da variância para os dados de grupo, tanto para razão de respostas, como para razão de tempo.

Baum (1979) realizou o mesmo tipo de análise conduzida por de Villiers (1977), para 103 grupos de dados referentes a experimentos sobre esquemas CONC. VIVI, publicados até março de 1976. Para 92 das 103 análises realizadas, a Equação 9 explica mais que 80% da variância dos dados.

Baseando-se nas informações anteriormente expostas, o presente trabalho aceita que:

1.3. A Equação 9 é adequada (explica mais que 80% da variância observada na variável dependente, em mais de 89% dos casos) para a descrição dos resultados provenientes de experimentos CONC. VIVI, nos quais pelo menos cinco diferentes razões de frequência de reforçamento são utilizados¹.

Destaca-se que, pressupondo-se verdadeira a sentença 1.3, nova modificação do princípio de igualação passa a ser necessária. A sentença 1.3, afirma a adequação da Equação 9 para experimentos CONC. VIVI e não para situações de escolha. "Experimento CONC. VIVI" constitui um subconjunto de "situações de escolha". O princípio de igualação, por sua vez, refere-se a situações de escolha. Aceitando-se que:

- só faz sentido prever o valor do expoente a da Equação 9 para o conjunto A de situações, para as quais a equação 9 é adequada, ou para subconjuntos de A; e que

- a Equação 9 é adequada para "experimentos CONC. VIVI", (a partir de 1.3.), pode-se concluir que:

- só faz sentido prever o valor do expoente a da Equação 9, para o conjunto "experimentos CONC. VIVI", ou para subconjuntos de "experimentos CONC. VIVI".

Pressupondo-se verdadeira esta última conclusão, e admitindo-se que:

- não acontece o caso de o princípio de igualação² prever o valor do expoente a da Equação 9, para conjunto "experimentos CONC. VIVI", ou para subconjuntos de Experimentos CONC. VIVI", conclui-se que:

-o princípio de igualação não faz sentido.

Portanto, partindo da sentença 1.3, e da argumentação exposta anteriormente, o princípio de igualação seria reformulado e, na sua forma mais geral, enunciado da seguinte maneira: em experimentos CONC. VIVI, nos quais, pelo menos, cinco diferentes razões de frequência de reforçamento são utilizadas,

$$\frac{P_1}{P_2} \text{ ou } \frac{T_1}{T_2} = K \left(\frac{R_1}{R_2} \right)^a, \text{ sendo } a = 1,00.$$

Restaria ainda resolver o problema da especificidade do critério, isto é, definir qual seria a amplitude de variação em torno de 1,00, que poderia ser considerada como próxima de 1,00. Para respondera este problema, poder-se-ia citar o trabalho de Baum (1979), no qual o autor pressupõe que "assim como ocorre com o

1 Uma reta de regressão calculada com pelo menos cinco pontos é mais confiável que uma calculada com três (número mínimo) ou quatro. O número cinco foi escolhido arbitrariamente. A afirmação "89% dos casos" está baseada na exigência de pelo menos, cinco pontos e, portanto, no trabalho de Baum (1979), no qual os cálculos foram realizados com pelo menos cinco pontos (92 de 103 = 89%).

2 No presente trabalho considera-se como "princípio de igualação" a última reformulação apresentada, seguindo a própria seqüência do discurso.

expoente das leis de potência psicofísicas, pode-se esperar que o expoente avarie de um experimento para outro, como resultado do erro aleatório... a variaria, portanto, para ambos os lados de sua tendência central, a qual a relação de igualação requer que seja igual a 1,0" (Baum, 1979, p. 270). A partir deste pressuposto, o autor realiza análises estatísticas da variação dos valores do expoente, obtidos em 103 grupos de dados diferentes (os mesmos citados anteriormente), e conclui que valores de 0,90 a 1,11 podem ser considerados como próximos de 1,00. Aceitando-se as sugestões de Baum (1979), reformula-se, novamente, o princípio de igualação, da seguinte maneira: em experimentos CONC VIVI, nos quais pelo menos cinco diferentes razões de freqüência de reforçamento são utilizadas,

$$\frac{P1}{P2} \text{ OU } \frac{T1}{T2} = K \left(\frac{Rt}{R2} \right)^a, \text{ sanrin } a = 1,00$$

No presente trabalho, considera-se a sentença anterior a enunciação definitiva do princípio de igualação, sendo portanto necessário submetê-la a teste empírico³. Para testar tal princípio, dever-se-ia analisar os resultados provenientes de experimentos CONC. VIVI, que utilizaram pelo menos cinco diferentes razões de freqüência de reforçamento, de acordo com a Equação 9. Obtendo-se os valores do expoente 9 verificar-se-ia se (acontece) $0,90 < a < 1,11$. Cabe relevar que apenas um caso no qual não (acontece) $0,90 < a < 1,11$ é suficiente para refutaro princípio de igualação.

Analisando-se os 103 valores de a apresentados por Baum (1979 - Tabela 1), verifica-se que 64 valores não se encontram entre 0,90 e 1,11. Logo, conclui-se no presente trabalho, que a sentença "em experimentos CONC. VIVI nos quais pelo menos cinco diferentes razões de reforçamento são utilizadas,

$$\frac{P1}{P2} \text{ OU } \frac{T1}{T2} = K \left(\frac{Rt}{R2} \right)^a, \text{ sendo } 0,90 < a < 1,11 \text{ é falsa,}$$

isto é, refuta-se o princípio de igualação.

Algumas objeções à refutação anterior poderiam vir a ser apresentadas, na medida em que alguns autores consideram que mais especificações seriam, pertinentes, com relação às condições necessárias para a observação de igualação. Poder-se-ia citar, por exemplo, o trabalho de de Villiers (1977): "...A relação de igualação, entretanto, acontece apenas sob certas condições. Um COD⁴ de duração suficiente precisa ser usado para cada sujeito, e os esquemas de reforçamento devem ser conduzidos em ordem balanceada, entre as duas chaves, para deixar óbvio os efeitos de ordem" (p. 243). Não fica claro no trabalho de de Villiers, se as condições citadas são condições necessárias, condições suficientes

3 Alguns autores (Baum, 1979; de Villiers, 1977; Herrnstein, 1961; Herrnstein, 1970) consideram que outras especificações das condições para se obter igualação são necessárias. Isto será discutido posteriormente.

4 COD é abreviação de "Changeover delay" e pode ser traduzido como "atraso para respostas de mudança". Neste ponto do discurso, cumpre ressaltar apenas que COD pode ser um elemento no procedimento experimental adotado.

ou condições necessárias e suficientes para a observação do fenômeno. No entanto, numa frase posterior ao trecho citado, de Villiers (1977) afirma: "... Desde que a maioria dos fatores conhecidos que levam a desvios sistemáticos da igualação levam a subigualação⁵ (Baum, 1974 a), este resultado será obtido em experimentos que falham em controlá-los". Ora, se o autor refere-se a outros fatores diferentes dos dois citados anteriormente, pode-se concluir que os dois fatores citados constituem condição necessária e não condição suficiente. Além disso, o autor remete o leitor ao trabalho de Baum (1974 b), no qual uma outra possível variável causadora de desvios de igualação é apresentada, qual seja - privação dos sujeitos experimentais, o que corrobora a interpretação de que o discurso de de Villiers (1977) considera a utilização do COD e o balanceamento dos esquemas de reforçamento como condições necessárias e não suficientes. Se uma condição é considerada condição necessária para a ocorrência de determinado fenômeno, pode-se afirmar que na ausência de tal condição o fenômeno não ocorre. Aceitando-se a argumentação apresentada, talvez seja possível verificar, se as condições consideradas necessárias são, de fato, condições necessárias. Para tal, bastaria verificar se acontece igualação em algum experimento que não possua tais condições. Reitera-se que apenas um exemplo seria suficiente para refutar a sentença que afirma serem aquelas condições necessárias.

Com relação à utilização do COD, o exemplo pode ser encontrado no próprio trabalho de de Villiers (1977). Na Tabela 1 (p. 240), verifica-se que os dados de grupo do trabalho de Baum (1974 b), no qual não foi utilizado COD, apresentaram igualação ($a = 1,03$). Portanto, a utilização de um COD no procedimento não é condição necessária para a ocorrência de igualação.

No que se refere ao balanceamento dos esquemas de reforçamento, pode ser citado o trabalho de Todorov e Oliveira Castro (1983), no qual os autores mantiveram, durante várias condições experimentais, um mesmo esquema de reforçamento com maior densidade de reforços programados, em uma das alternativas. Os resultados obtidos demonstram que ocorreu igualação para os três sujeitos utilizados. Portanto, o balanceamento dos esquemas de reforçamento, entre as alternativas do par concorrente, não constitui condição necessária para a ocorrência de igualação.

As objeções passíveis de serem apresentadas à refutação - refutação esta que se aceita no presente discurso - do princípio de igualação diriam respeito à especificação das condições necessárias para a ocorrência do evento. Sublinha-se que a emissão das condições citadas na literatura não reflete negligência por parte do presente trabalho, mas deve-se ao fato de estarem estas condições em contradição com dados da literatura (como demonstrado anteriormente) e/ou confusamente formuladas⁶.

Caberia assinalar, entretanto, que parece haver uma diferença entre o enfoque adotado no presente trabalho e aquele apresentado por Baum (1974a),

5 Termo utilizado para descrever os desvios do expoente a para valores menores que 1,00 ($a < 1,00$). Os desvios para valores maiores que 1,00 são chamados de superigualação ($a > 1,00$).

6 Um exemplo de formulação confusa pode ser encontrado no trabalho de Baum (1979) quando o autor explica como as pausas assimétricas afetam a igualação. Para explicar os desvios do expoente a (variável dependente), o autor analisa as variações das pausas (variável independente), sem mencionar qualquer variável independente. O que afeta as pausas? Ou seja, apesar de parecer uma explicação, o trecho do discurso apenas adia a resposta, mudando o nível de análise.

Baum (1979) e de Villiers (1977). No presente trabalho, o princípio de igualação é uma sentença empírica, a ser testada empiricamente.

Enquanto sentença empírica, afirma que algum evento ocorre na "realidade". Enquanto sentença empírica, dentro de um discurso científico, deve ser passível de teste. Para tanto, deve especificar sob que condições o evento ocorre, pois do contrário seria uma sentença não testável (ou seja, irrefutável). A título de ilustração, com relação ao princípio de igualação, seria uma sentença como: numa situação de escolha, a taxa relativa de respostas de um organismo iguala a taxa relativa de reforços para as alternativas na situação. Ora, baseando-se na premissa 1.2, pode-se concluir que qualquer situação é uma situação de escolha. Logo, valeria dizer que: a taxa relativa de respostas de um organismo iguala a taxa de reforços na situação. Como testar esta sentença? Baseado na argumentação exposta, o presente trabalho considera que:

1.4. Apenas pertencem ao conjunto "sentenças empíricas passíveis de teste" aquelas sentenças que especificam as condições, sob as quais ocorre o evento que afirmam ocorrer (premissa metodológica).

Aceitando-se a premissa metodológica 1.4, analisa-se, a seguir, o enfoque adotado por Baum (1974a, 1979) e de de Villiers (1977). Cita-se um trecho do trabalho de Baum (1974a): "... Separar viés de subigualação pode clarificar os problemas de encontrar as condições e medidas ótimas para igualação ocorrer..." (p. 241). Pode-se concluir que, segundo o autor, igualação ocorre, faltando, apenas, encontrar as condições sob as quais o evento ocorre. Como saber se o evento ocorre, não sabendo em que condições ele ocorre?

De Villiers (1977) afirma (como citado anteriormente) que subigualação não será obtida em experimentos que falham em controlar os fatores geradores de desvios da igualação. Esta sentença é logicamente verdadeira e poderia ser entendida da seguinte maneira: os experimentos que não estabelecem as condições necessárias para obtenção de igualação não obtêm igualação. Em sendo logicamente verdadeira, esta sentença não afirma nada sobre a realidade, ou seja, cotidianamente falando, esta é uma sentença óbvia. Num trecho posterior de seu trabalho, de Villiers (1977), referindo-se à frequência e magnitude de reforçamento, afirma: "... Em suma, estes estudos sugerem que frequência de reforçamento pode ter um maior efeito do que magnitude, na escolha em esquemas concorrentes, com CODs curtos, porém a relação de igualação aplica-se para o total de reforçamento recebido, quando procedimentos de esquemas concorrentes adequados são empregados" (p. 251). Poder-se-ia perguntar: procedimentos adequados para quê? Quais seriam as condições adequadas?

O presente trabalho considera que, por si sós, os procedimentos experimentais não são inadequados, ou seja, não são os experimentos que falham em controlar as condições, mas falham estes, sim, os trabalhos que afirmam a ocorrência do fenômeno de igualação, sem especificarem as condições sob as quais o fenômeno pode ser observado. Aceitando-se a premissa 1.4, conclui-se, no presente estudo, que as sentenças, anteriormente analisadas, do trabalho de Baum (1974a) e de de Villiers (1977) não são sentenças empíricas passíveis de teste.

Considerando-se que, no presente discurso, o princípio de igualação foi refutado, e que a Equação 9 foi considerada adequada para descrever as relações entre medidas comportamentais relativas e frequências relativas de reforçamento, poder-se-ia indagar da utilidade da Equação 9.

Ao refutar-se o princípio de igualação, não se espera que o valor do expoente a da Equação 9 seja necessariamente constante, em todas as situações para as quais a equação venha a ser adequada. Variações no valor de a são aceitáveis. Qual seria a utilidade deste enfoque? O expoente passaria a ser considerado uma variável dependente (sensibilidade à distribuição de reforços), que seria afetada por outras variáveis. A identificação das variáveis independentes, que afetam o valor do expoente, possibilitaria a predição do valor de a para diferentes condições, o que seria equivalente a prever, parcimoniosamente, as mudanças na distribuição de respostas, isto é, as mudanças no comportamento. Por conseguinte, a utilização da Equação 9 tem um valor preditivo: conhecendo-se as condições, saber-se-á prever o valor do expoente a .

Alguns trabalhos na literatura concorrente têm apresentado o tipo de enfoque defendido no presente estudo. Taylor e Davison (1983), analisando os resultados de 18 experimentos CONC. VIVI, encontraram diferenças significativas no valor do expoente, de acordo com a forma de programação do esquema VI. Observaram os autores que a sensibilidade à distribuição de reforços (expoente a), considerando a distribuição de respostas como variável dependente, foi menor quando progressões aritméticas, ao invés de exponenciais, foram utilizadas para produzir os esquemas de VI. Importa realçar que os autores não aconselham o leitor a utilizar progressões exponenciais (situação na qual os valores de a foram mais próximos de 1,00), pois o objetivo não é encontrar igualação, mas identificar que variáveis afetam o valor do expoente. Como ilustração, cita-se a última sentença do trabalho: "... Está claro que o parâmetro de sensibilidade da lei generalizada de igualação pode englobar precisamente diferenças de esquemas, e a implicação pode ser a de que a sensibilidade aumenta com aumentos na variância do tempo entre reforçamentos" (p. 197).

Todorov, Oliveira Castro, Hanna, Bittencourt de Sá, e Barreto (1983) demonstram que o expoente a , tanto para distribuição de respostas como para tempo, tende a diminuir com o aumento do número de condições experimentais, e a aumentar com o número de sessões por condição. Analisando os dados da literatura, os autores sugerem que a variabilidade encontrada pode ser explicada, em parte, pela utilização de sujeitos com ou sem experiência prévia nos diferentes experimentos, e em parte, pela variabilidade do número de condições experimentais e número de sessões por condição. O referido trabalho conclui com a seguinte sentença: "... Quanto mais aumenta o número de condições, maiores números de sessões são requeridos antes que os efeitos da experiência prévia cessem de interferir com a sensibilidade à distribuição de reforçamento". (p. 107).

REFERÊNCIAS

BAUM, W. M. (1974). On two types of deviation from the matching law: undermatching. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 22, 231-242 (a).

BAUM, W. M. (1974). Choice in free-ranging wild pigeons. *Science*, 185, 7 (b).

7 Enquanto variável dependente, o valor do expoente resume uma série de informações sobre as relações específicas, entre distribuição de respostas e reforços, ou seja, tem utilidade na medida em que aumenta a parcimônia do discurso.

- BAUM, W. M. (1979). Matching, undermatching, and overmatching in studies of choice. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 32, 269-281.
- BAUM, W. M., & RACHLIN, H. C. (1969). Choice as time aWocaWon. *Journal of Experimental Analysis of Behavior*, 12, 861-874.
- CATANIA, A. C. (1963). Concurrent performances: Reinforcement interaction and response independence. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 6, 253-263.
- CATANIA, A. C. (1966). Concurrent operants. Em W. K. Honig (Ed.), *Operant behavior: Areas of research and application*. Englewood Cliffs, N. J.: Prentice Hall.
- DE VILLIERS, P. A. (1977). Choice in concurrent schedules and a quantitative formulation of the law of effect. Em W. K. HONIG & J. E. R. STADDON (Eds.), *Handbook of Operant behavior* (233-287). Englewood Cliffs, N. J.: Prentice-Hall.
- DE VILLIERS, P. A., & HERRNSTEIN, R. J. (1976). Toward a law of response. *Psychological Bulletin*, 83, 1131-1153.
- 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.
- 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. (1970). On the law of effect. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 13, 243-266.
- HERRNSTEIN, R. J. (1974). Formal properties of the matching law. *Journal of Experimental Analysis of Behavior*, 21, 159-164.
- OLIVEIRA CASTRO, J. M. NETO. (1984). *Frequência e magnitude de reforços em esquemas concorrentes: uma análise lógico-linguística*. Dissertação de Mestrado, Universidade de Brasília, Brasília.
- OLIVEIRA CASTRO, J. M. NETO, GOMES, N. G., & TODOROV, J. C. (1984). *Estrutura lógica de um discurso da psicologia comportamental*. Leopoldianum.
- REYNOLDS, G. S. (1963). On some determinants of choice in pigeons. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 6, 53-59.
- SKINNER, B. F. (1938). *The behavior of organisms: An experimental analysis*. New York: Appleton - Century - Crofts.

- STADDON, J. E. R. (1968). Spaced responding and choice: A preliminary analysis. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 11, 669-682.
- TAYLOR, R., & DAVISON, M. (1983). Sensitivity to reinforcement in concurrent arithmetic and exponential schedules. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 39, 191-198.
- TODOROV, J. C. (1983). Response rate as a function of reinforcement rate. TRABALHO NÃO PUBLICADO.
- TODOROV, J.C, & OLIVEIRA CASTRO, J.M. (1983). Order of experimental conditions and the matching law. Trabalho apresentado na IX Reunião Anual da Association for Behavior Analysis, Milwaukee.
- TODOROV, J. C, OLIVEIRA CASTRO J. M., HANNA, E. S., BITTENCOUR N., & BARRETO, M. Q. (1983). Choice, experience, and the generalized matching law. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 40, 99-111.

Artigo recebido em agosto de 1985