



**Universidade do Minho**  
Escola de Psicologia

João Pereira da Silva Melo Lima

**Invariância da escala temporal com  
programas de intervalos fixos misturados**

João Pereira da Silva Melo Lima Invariância da escala temporal com programas de intervalos fixos misturados

UMinho | 2010

Outubro de 2010



**Universidade do Minho**

Escola de Psicologia

João Pereira da Silva Melo Lima

## **Invariância da escala temporal com programas de intervalos fixos misturados**

Dissertação de Mestrado  
Mestrado Integrado em Psicologia  
Área de Especialização em Psicologia  
Experimental e suas Aplicações

Trabalho realizado sob a orientação do

**Professor Doutor Armando Domingos Batista Machado**

e do

**Doutor Jeremie Jozefowicz**

Outubro de 2010

## **Agradecimentos**

Aos meus orientadores, pelo apoio, incentivo e exigência que sempre tiveram para comigo no decorrer deste meu segundo ano de mestrado. Agradeço ainda a compreensão manifestada naquelas situações em que o meu desempenho parecia também ele invariante numa escala temporal. Mas sobretudo, agradeço a forma como me transmitiram muitos ensinamentos sobre como ser um bom investigador: pelo exemplo.

Ao Carlos Pinto e à Marília Pinheiro, pelo apoio em tantas questões técnicas relacionadas com o decorrer das experiências e por ensinamentos e observações que me foram e continuam a ser úteis no decorrer da minha investigação.

À Catarina Vieira de Castro, Eugénia Fernandes, Andreia Kroger, Susana Maia, Andreia Costa e Inês Fortes pelo apoio, ajuda e boa disposição em muitos momentos ao longo deste último ano, dentro e fora do laboratório.

Ao Dr. François Tonneau, pelas observações, comentários e esclarecimentos que me prestou ao longo deste último ano, particularmente no que diz respeito a desconfiar do uso de “estatísticas”.

Aos meus pais e à Mariana, que compreenderam ter um filho e irmão ausente de casa durante tanto tempo, manifestando sempre disponibilidade, compreensão e ânimo para o ajudarem neste percurso.

À Carla, por ter estado comigo em todos os momentos deste último ano. Foi uma viagem feita a dois e não consigo imaginá-la sem uma partilha diária de afecto e de compreensão.

Por último, mas não menos importante, aos amigos que me ajudaram a preservar os bons valores de um espírito académico e de camaradagem, num ano de particular reclusão. Assim, agradeço ao Nelson Marques, Carlos Osório, Hugo Borges, Daniel Pereira, Paula Cunha, Jorge Abreu, Daniel Vilaça, Rui Paulo, Íris Oliveira, João Gil Martins e Ígor Spínola, pela amizade e apoio de sempre.

## **Invariância da escala temporal com programas de intervalos fixos misturados**

### **Resumo**

Duas evidências empíricas bem conhecidas na área do *interval timing* são a propriedade da invariância da escala temporal (o facto de estimativas de intervalos de diferentes durações se sobrepreem quando representadas num gráfico com eixos normalizados) e a constância do coeficiente de variação na discriminação de diferentes durações, sendo esta medida um índice de sensibilidade temporal análogo à fracção de Weber.

A presente investigação teve como objectivo verificar se a propriedade da invariância da escala temporal ocorre em programas de reforço de dois intervalos fixos misturados, onde um único sinal está associado a dois tempos-critério para reforço. Dois grupos de pombos foram usados: um grupo foi exposto a uma mistura de intervalos fixos de 10-s e 30-s (fase A) e a uma mistura de intervalos fixos de 30-s e 90-s (fase B), enquanto o outro foi exposto a uma mistura de intervalos fixos de 10-s e 90-s (fase A) e a uma mistura de intervalos fixos de 30-s e 270-s (fase B). Nem sempre se observou a propriedade da invariância da escala temporal.

Foi também calculado o coeficiente de variação para ambos os intervalos numa condição e entre condições. Apesar de não existirem grandes diferenças entre os coeficientes de variação numa mesma condição, foram observadas diferenças entre condições.

## **Timescale invariance with mixed fixed-interval schedules**

### **Abstract**

Two well-known empirical findings in interval timing are the timescale invariance property (the fact that estimations of different interval durations will superimpose when plotted with normalized axes), and the constancy of the coefficient of variation, a Weber-like index of time sensitivity, for the discrimination of different durations.

The present research aimed to verify if the timescale invariance property occurs in two-valued mixed fixed-interval schedules of reinforcement, where a single signal is linked to two criterion times for reinforcement. Two groups of pigeons were used: one group was exposed to a mixed FI 10-s FI 30-s schedule (phase A) and to a mixed FI 30-s FI 90-s schedule (phase B), while the other group was exposed to a mixed FI 10-s FI 90-s schedule (phase A) and to a mixed FI 30-s FI 270-s schedule (phase B). The timescale invariance property was not always observed.

The coefficient of variation was also measured for both intervals within a condition and across conditions. Although there was no large differences between the coefficient of variation within a condition, differences between conditions were observed.

## Índice

1. Introdução, 7
    - 1.1. A lei de Weber no estudo do tempo psicológico, 7
    - 1.2. O tempo no comportamento animal, 11
      - 1.2.1. Propriedade escalar, invariância da escala temporal e a lei de Weber para o *timing*, 14
    - 1.3. Objectivo experimental, 18
  2. Método, 21
    - 2.1. Sujeitos, 21
    - 2.2. Equipamento, 21
    - 2.3. Plano experimental, 22
    - 2.4. Procedimento, 23
      - 2.4.1. Pré-treino, 23
      - 2.4.2. Treino de programas de dois intervalos fixos misturados, 23
  3. Resultados, 24
  4. Discussão, 34
  5. Direcções futuras, 35
  6. Conclusão, 36
- Referências, 37
- Anexo A, 40
- Anexo B, 41
- Anexo C, 42

## 1. Introdução

Desde o seu início que a psicologia experimental procura explicar como é percebido o tempo. Com esse objectivo em vista, considera a possibilidade de existir um sentido de tempo equivalente a outras modalidades sensoriais e de, conseqüentemente, poder ser objecto de estudo.

Mais concretamente, a psicologia experimental tem procurado compreender a relação entre o tempo psicológico e o tempo físico, isto é, “as experiências, comportamentos e juízos de um organismo relacionados com o tempo” (Block & Zakay, 2001, pág. 158). E considera que essa relação será melhor abordada se a investigação for guiada por algumas leis da psicofísica (Grondin, 2003) e pela procura de resposta à seguinte questão: *Será que a lei de Weber se verifica para o tempo?*

### 1.1. A lei de Weber no estudo do tempo psicológico

Ernest Heinrich Weber foi o primeiro investigador a quantificar a relação entre um estímulo físico e a sensação que este causava (Hergenhahn, 1997). Procurando compreender os sentidos do tacto e da cinestesia através do estudo da resposta humana a estímulos físicos, desenvolveu uma experiência de discriminação de pesos com o objectivo de averiguar se a cinestesia contribuía para um melhor desempenho. Com excepção da manipulação da cinestesia era comum às duas condições da experiência os participantes relatarem se um peso de comparação era mais pesado, mais leve ou igual a um peso-critério. Através de múltiplas comparações e com recurso a diferentes pesos, Weber pôde determinar a diferença mínima perceptível (*just noticeable difference – jnd*) que os participantes necessitavam para detectar uma diferença entre dois pesos para um dado nível de discriminação. Analisando os resultados, concluiu que a discriminação entre dois pesos era possível desde que o aumento ou a diminuição do valor do peso de comparação correspondesse a uma percentagem constante do peso-critério, o que implicava que a detecção da *jnd* não dependia da diferença absoluta entre os dois pesos mas sim da sua diferença relativa (Batschelet, 1979; Hergenhahn, 1997). Ou seja, para um dado rácio entre o estímulo-critério e o estímulo de comparação, o nível de discriminação com que os participantes distinguiam [estatisticamente] os dois estímulos seria o mesmo independentemente dos respectivos valores absolutos (Gibbon, 1991).

As evidências de Weber e a metodologia por ele descritas em 1834 adquiriram uma outra relevância quando foram posteriormente expandidas, em 1860, na obra de Gustav Theodor Fechner “*Elemente der Psychophysik*” (Masin, 2009). Na procura de uma relação sistemática entre eventos físicos e mentais e de métodos para explorar a relação mente-corpo, os quais justificariam o estabelecimento da psicofísica, Fechner começou por enunciar matematicamente a descoberta de Weber, denominando a expressão  $\Delta R = kR$  como “Lei [de discriminação] de Weber” (Hergenhahn, 1997; Watson, 1979). Nesta sua forma simples,  $\Delta R$  corresponde ao limiar diferencial, definido como a diferença mínima na magnitude de estimulação física requerida para a distinção entre dois estímulos

(i.e., para causar a experiência [psicológica] de uma *jnd*) e  $R$  corresponde à magnitude do estímulo-critério. A constante de proporcionalidade  $k$  é denominada por “fracção de Weber” ( $k = \Delta R/R$ ,  $k > 0$ ) e corresponde a um indicador da sensibilidade de um sistema sensorial para detectar mudanças (Goldstein, 2007).

Resumindo, a lei de Weber estabelece que se um estímulo de magnitude  $R$  ocasiona uma percepção de magnitude  $\Psi$  e se  $\Delta\Psi$  for o incremento de  $\Psi$  mais pequeno a ser notado e  $\Delta R$  o correspondente incremento de  $R$ ,  $\Delta\Psi$  permanece constante quando o aumento relativo  $\Delta R/R$  do estímulo permanece constante (Masin, 2009). Posteriormente, surgiu uma generalização desta lei do contínuo físico para o contínuo subjectivo denominada “lei de Ekman”, a qual enuncia que “o desvio padrão da magnitude subjectiva evocada por um estímulo é proporcional à sua média” ( $\sigma_\Psi/\mu_\Psi = k$ ) (Eisler, Eisler & Hellström, 2008, pág. 88; Masin, 2009). No entanto, as duas leis não devem ser confundidas uma vez que a lei de Weber se limita a relacionar duas quantidades físicas mensuráveis.

Para além do estudo do tacto, Weber encontrou ainda evidências da regularidade por ele descoberta no estudo de *jnds* com outras modalidades sensoriais (Watson, 1979), que seriam posteriormente consideradas verdadeiras para a maioria dos sentidos (Engen, 1972 cit. Goldstein, 2007; Gescheider, 1976 cit. Goldstein, 2007). E cedo se tentou a sua verificação para o sentido do tempo, pois muitas experiências iniciais da psicologia experimental do tempo seguiam a tradição psicofísica de Weber e Fechner, sendo que a primeira tentativa de verificação da lei de Weber neste domínio foi conduzida pelo filósofo e físico Ernest Mach, em 1860 (Block & Zakay, 2001; Roetkelein, 2008).

Muitos são os investigadores que admitem que a duração pode ser uma propriedade discriminável de estímulos, embora com características únicas (Catania, 1970). No entanto, é discutível a possibilidade da existência de um sentido de tempo, uma vez que a sua comprovação necessita, tal como na verificação de outras modalidades sensoriais, de uma descrição das características físicas de estímulos, da estrutura e capacidade de receptores para esses estímulos e das suas ligações com o cérebro (Grondin, 2001). Face a determinadas conceptualizações sobre o que é um estímulo e as dimensões em que este pode variar, o tempo não cumpre todos os requisitos, o que consequentemente compromete a demonstração da existência de um receptor específico a ele dedicado. Para além disso, existem conceptualizações concorrentes à perspectiva de um dispositivo central independente de outras formas sensoriais, como é o caso de uma perspectiva que pode ser sintetizada na seguinte ideia de Gibson: “Os eventos são perceptíveis mas o tempo não é.” (cit. Fraisse, 1984, pág. 2). Ou seja, se a duração implicar o intervalo entre dois eventos sucessivos (i.e., mudanças no mundo físico), esta poderia ser, na verdade, uma abstracção resultante de uma organização dos *perceptos* desses eventos e não, por exemplo, o resultado de uma acumulação de estímulo detectada por um receptor (Grondin, 2001). Contudo, se em 1890 Nichols observava que “os psicólogos frequentemente tentam descobrir um sentido de tempo comparável ou análogo a outras



modalidades sensoriais”, esta tendência manteve-se no século seguinte (cit. Roewecklein, 2008, pág. 29; Staddon & Cerutti, 2003).

Na abordagem psicofísica do aspecto do tempo psicológico que lida com a duração de eventos no mundo físico a lei de Weber assume uma grande importância (cf. Block, 1990). Segundo Grondin (2001), está relacionada com a conceptualização do tempo psicológico como uma dimensão contínua, uma vez que se admite ser verificável em discriminações de intervalos de tempo de uma grande gama de durações. Para além disso, possibilita um grau de generalização para vários fenómenos temporais, encontrando-se associada à ideia da existência de um mecanismo central responsável por lidar com o tempo (*timekeeping mechanism*), metaforicamente denominado em certos modelos de *relógio interno*.

No entanto, é sobretudo ao lidar com a variabilidade dos juízos de durações temporais que um participante (ou sujeito) manifesta ao longo de uma sessão experimental que a lei de Weber assume um papel crítico para muitos estudos relacionados com a discriminação de durações, com implicações teóricas para modelos de mecanismos que lidam com o tempo. Note-se que num ensaio em particular de uma experiência de discriminação temporal o participante é sujeito a uma situação de tudo ou nada, reportando se detecta ou não uma diferença entre as duas durações apresentadas. Contudo, numa sucessão de ensaios observa-se variabilidade nos juízos perante as mesmas durações. Assim, a discriminação só é possível num certo nível, sendo necessário especificar o grau de discriminação pretendido numa dada tarefa experimental. Por exemplo, em psicofísica é frequente o uso do critério de 75% de respostas correctas numa tarefa de discriminação para se estabelecer um limiar diferencial (Colman, 2006).

No sentido de compreender a origem desta capacidade de discriminação entre intervalos de tempo e a variabilidade associada a juízos temporais, uma perspectiva evolutiva dos mecanismos neurocomportamentais sustenta que a selecção natural terá actuado no sentido de favorecer mecanismos capazes de antecipar eventos bem como de reagir a estes. Assim, a capacidade de *timing*, isto é, a “capacidade de detectar, integrar e usar informação temporal” é um aspecto fundamental para os processos de aprendizagem dos organismos (Higa, 2000; Malapani & Fairhurst, 2002). E uma vez que muitos dos eventos importantes no meio ambiente não estão sincronizados, por exemplo, com a periodicidade natural dos ritmos circadianos existente numa grande variedade de organismos, a capacidade de *interval timing*, entenda-se, de “percepção e adaptação a intervalos de tempo de natureza arbitrária” (Machado & Oliveira, 2009, pág. 25), constituiu-se como um mecanismo neurocomportamental de grande relevância adaptativa para esses organismos. De facto, muitas vezes certos eventos não estão associados a pistas exteroceptivas e a regularidade temporal do próprio evento é a única pista desse evento (Gibbon & Malapani, 2001 cit. Malapani & Fairhurst, 2002).

Contudo, esta grande flexibilidade de um mecanismo poder iniciar e terminar uma estimação temporal quando é relevante, juntamente com as capacidades de cobrir uma vasta gama de durações, na ordem de segundos a minutos, e de estimar múltiplos intervalos concorrentemente, é conseguida à custa de precisão (Gibbon, Malapani, Dale & Gallistel, 1997; Matell & Meck, 2000). Assim, existe

incerteza associada a um juízo temporal de intervalos de tempo com duração de segundos a minutos, sendo que a imprecisão de um juízo pode variar entre 5% a 60% do intervalo a ser estimado (Malapani & Fairhurst, 2002).

Por conseguinte, em muitos dos estudos que implicam uma série de juízos sobre durações temporais, abordam-se duas propriedades no mecanismo central que lida com o tempo: a validade e a fiabilidade. A validade refere-se à capacidade desse mecanismo “limitar os desvios” nas estimativas de uma duração-critério, ao gerar valores com uma tendência central próxima dessa duração, e a fiabilidade à capacidade de “minimizar a dispersão das estimativas acerca dessa duração” (i.e., manter a variabilidade dos valores estimados baixa) (Killeen, 1992 cit. Grondin, 2001, pág. 25).

Acontece que uma das generalizações empíricas fundamentais da discriminação de intervalos de tempo na ordem de segundos a minutos é a “a variabilidade temporal no *output* comportamental de um organismo ser proporcional à duração do estímulo que o organismo ‘cronometra’” (Matell & Meck, 2000, pág. 94). Percebe-se assim parte da relevância da lei de Weber para o estudo do tempo psicológico quando propõe uma relação linear entre a variabilidade associada a um juízo e os valores das durações temporais a serem discriminadas. Tal como  $\Delta R$  aumenta linearmente (i.e., proporcionalmente) com o aumento da magnitude de R para um dado nível de discriminação entre R e um estímulo com uma magnitude vizinha, a variabilidade associada à medida de um juízo discriminativo de intervalos de tempo ( $\Delta T$ ) aumenta linearmente com o valor do tempo físico que constitui o intervalo-critério de tempo (T). A um aumento (ou diminuição) na magnitude de estimulação (i.e., no valor da duração) aquando da apresentação de um intervalo de comparação corresponderá uma menor probabilidade de o participante ajuizar que se trata de um intervalo de tempo de igual magnitude à do intervalo-critério.

Relativamente à incerteza de que se trata do mesmo intervalo, esta diminui à medida que a magnitude do intervalo de comparação aumenta ou diminui em relação à magnitude do intervalo-critério. Para que seja atingido um mesmo nível de incerteza associada a um juízo de comparação entre dois intervalos quando a magnitude do intervalo-critério aumenta ou diminui, os aumentos ou diminuições de magnitude do estímulo de comparação têm que aumentar ou diminuir proporcionalmente ao novo valor da magnitude do intervalo-critério.

Concluindo, a lei de Weber no estudo do tempo psicológico implica que para um mesmo nível de discriminação entre dois intervalos de tempo importa a manutenção de uma diferença relativa, isto é, um rácio constante entre o intervalo de comparação e o intervalo-critério, e não a diferença absoluta das suas durações. A percepção de intervalos de tempo pode assim ser equiparada a outros processos sensoriais, tal como a percepção da intensidade de som ou da luminância (Staddon & Cerutti, 2003).

## 1.2. O tempo no comportamento animal

Para além das evidências empíricas da verificação da lei de Weber em estudos de *interval timing* com humanos, é frequente encontrarem-se evidências de verificação desta lei no domínio da percepção temporal em estudos com animais não humanos (Grondin, 2001).

Tal como em outros domínios da psicofísica, a investigação animal complementa os dados obtidos com a investigação em humanos, verificando o grau de generalização das leis e princípios observados com sistemas sensoriais humanos nos sistemas sensoriais dos animais não humanos (Pasquali, 1996; Catania, 1970). Assim, o domínio da percepção temporal não é excepção pois “o estudo de ajustamentos comportamentais ao tempo em animais é muito próximo do estudo de estimação temporal em humanos usando métodos psicofísicos” (Richelle & Lejeune, 1980, pág. 6), existindo evidência de que a aplicação [adaptada] de algumas metodologias tanto em humanos como em animais não humanos conduzem a resultados semelhantes (Church, 1993 cit. Church 2002; Grondin, 2008; Fetterman & Killeen, 1992; MacInnis & Guilhardi, 2006). Deste modo, admite-se que hipóteses explicativas para dados obtidos com animais não humanos possam ser aplicadas a dados obtidos com humanos e vice-versa.

Este tipo de evidência, juntamente com dados obtidos em estudos que comparam as capacidades de várias espécies de animais não humanos (e.g. Lejeune & Wearden, 1991), possui ainda maior relevância ao permitir que várias hipóteses explicativas sobre a evolução dos mecanismos de *timing* possam ser contrastadas (Richelle & Lejeune, 1980). Entre essas hipóteses, encontram-se as seguintes: a *hipótese reducionista*, que sustenta que a regulação temporal é similar em todos os animais; a *hipótese etológica*, que afirma que as diferenças entre espécies no domínio da regulação temporal se devem à especificidade do meio ambiente em que cada espécie se adaptou; e, por fim, a *hipótese anagenética* (Rench, 1947 cit. Lejeune & Wearden, 1991), que defende uma evolução progressiva de comportamento adaptativo, em que diferentes espécies podem não estar relacionadas do ponto de vista genético mas encontrarem-se num mesmo grau quando comparadas numa capacidade em particular.

Existindo o objectivo de investigar uma eventual continuidade desde processos biológicos básicos até às formas de adaptação que os humanos demonstram, uma questão importante no estudo com animais não humanos é a de saber em que grau os mecanismos e as propriedades psicofísicas da sua capacidade de *interval timing* são similares aos observados nos humanos (Fetterman & Killeen, 1992; Shettleworth, 2010). E como a ubiquidade da lei de Weber é uma característica do *interval timing* em humanos e em animais não humanos, esta lei adquire ainda maior importância pois o facto de existir uma propriedade no *interval timing* verificável em várias espécies permite que se cumpra, segundo alguns investigadores, o primeiro critério para se postular a existência de um mecanismo comum (Malapani & Fairhurst, 2002; Matell & Meck, 2000).

Como exemplo desta possibilidade de um mecanismo comum, pode referir-se o modelo de relógio interno sugerido por Treisman em 1963, constituído por um *pacemaker* que produzia *impulsos* (*pulses*) que eram acumulados num *contador*, sendo que o número de impulsos acumulados determinava a duração percebida de um intervalo de tempo (Grondin, 2004). Este modelo, elaborado para explicar dados no contexto da psicofísica com humanos, foi posteriormente desenvolvido por John Gibbon e colaboradores no contexto de experiências de *interval timing* com animais não humanos sob o nome de *scalar timing theory*, o qual, após várias revisões, se revelou capaz de explicar não apenas dados obtidos com animais não humanos mas ainda dados obtidos com humanos (Staddon & Cerutti, 2003; Church, 2003a; Fetterman & Killeen, 1992). Na sua essência, a hipótese de *scalar timing* implica uma variabilidade em quantidades temporais subjectivas (e.g. no número de *impulsos* acumulados no *contador* durante um dado intervalo em vários ensaios), tratando-se de um caso aplicado da referida lei de Ekman (Eisler, Eisler & Hellström, 2008). Essas estimativas temporais seriam depois *traduzidas* em comportamento, o qual preservaria a mesma variabilidade (Gibbon, 1977).

Contudo, esta interacção sistemática entre a abordagem psicofísica e a abordagem da aprendizagem animal quanto ao “ajustamento comportamental à dimensão temporal do mundo físico” (Church, 2002, pág. 365) apenas aconteceu nos finais da década de 70. Um dos motivos principais prende-se com o facto dos estudos da aprendizagem se centrarem principalmente em perceber o efeito dos intervalos de tempo entre estímulos no comportamento animal. Por exemplo, Pavlov, que foi o primeiro investigador a planear um procedimento experimental para o estudo do tempo no comportamento animal (Richelle & Lejeune, 1980), na análise das respostas obtidas em certos procedimentos, como o *delayed conditioning*, percebeu que era “evidente que a duração do tempo tinha adquirido as propriedades de um estímulo condicionado” (Pavlov, 1927 como cit. Church, 2002). Cedo se percebeu igualmente a importância dos intervalos de tempo no âmbito da aprendizagem instrumental, nomeadamente com o aparecimento das técnicas do condicionamento operante e da pesquisa dos programas de reforço de Skinner, o qual observou que o “*timing* das respostas operantes era governado pelos intervalos no programa de reforço” (1938 cit. Gallistel & Gibbon, 2000).

No entanto, apesar da verificação de que os sujeitos aprendiam de algum modo os intervalos entre estímulos e/ou os intervalos entre a resposta e o reforço, os aspectos do condicionamento que pareciam depender desta aprendizagem eram vistos como adjuntos ao processo de formação de associação, considerado o processo central nos condicionamentos pavloviano e instrumental (Gallistel & Gibbon, 2000). As teorias resultantes deste tipo de abordagens tinham como objectivo descrever taxas médias de resposta ou probabilidades de resposta durante a apresentação de um estímulo, preocupando-se com a “força da resposta”, e não com o momento em que estas respostas ocorriam com base na especificação do procedimento e de alguns parâmetros – o aspecto fundamental das [futuras] teorias de *timing* (Church, 2003a; Gibbon, 1991).

Apenas posteriormente se começou a perceber que certas regularidades empíricas obtidas em alguns procedimentos poderiam significar que uma dada taxa de resposta reflectia a percepção e uso do tempo por parte do sujeito. Duas dessas regularidades empíricas foram descritas por Dews e Catania no influente livro *The Theory of Reinforcement Schedules*, editado por Schoenfeld, em 1970.

Dews procurava factores que explicassem um padrão de resposta típico obtido após se treinar um sujeito durante algumas sessões com um programa de reforço de intervalo fixo, em que a oportunidade de reforço é contingente apenas à primeira resposta operante realizada após um intervalo fixo de tempo ter decorrido desde um dado marcador temporal (e.g. desde a última oportunidade de reforço), não existindo consequências para as respostas operantes emitidas antes desse momento. Esse desempenho típico descoberto por Skinner (1938 cit. Richelle & Lejeune, 1980), denominado de *scallop pattern*, consistia em a taxa de resposta do sujeito ir acelerando ao longo do intervalo. Este desempenho era visível no registo cumulativo de ensaios individuais em que a curva de resposta cumulativa possuía uma concavidade virada para cima. O que Dews descobriu, ao estudar o efeito da alteração do valor do intervalo fixo em investigações prévias, foi que “a forma da curva de resposta cumulativa, extraordinariamente, não é afectada por alterações no valor do parâmetro do intervalo fixo” (1965 cit. Catania, 1970, pág. 47).

Analisando o desempenho de pombos com intervalos fixos de 30s, 300s e 3000s, Dews dividiu cada um destes intervalos em cinco segmentos e calculou o número médio de respostas em cada segmento. Posteriormente, cada um desses números médios de bicadas foi normalizado em termos de fracção do valor do número médio de respostas no último segmento (i.e., antes do reforço). Representando desta forma num gráfico a taxa de resposta em sucessivos segmentos dos intervalos, as curvas de resposta sobrepunham-se. A proximidade dos pontos das três curvas exibia uma “considerável invariância” quanto ao valor do intervalo fixo utilizado e uma distribuição proporcional das respostas ao longo do intervalo (Dews, 1970, pág. 48), demonstrando que uma dada taxa de resposta em dado segmento não dependia do tempo absoluto entre o segmento e o fim do intervalo mas sim do tempo relativo.

Quanto ao contributo de Catania, este consistiu em estabelecer uma relação entre condicionamento e psicofísica, sugerindo ideias que seriam precursoras dos primeiros modelos a relacionar os desempenhos aprendidos dos sujeitos às suas capacidades de processamento sensorial (Gibbon, 1991). Mais concretamente, um contributo fundamental foi o de analisar as “relações entre as propriedades temporais do ambiente e o padrão de resposta” (Catania, 1970, pág. 14), particularmente no estudo do programa de reforço diferencial de taxas baixas de resposta (*differential reinforcement of low rates - DRL*).

Em cada ensaio deste programa uma resposta é reforçada se uma duração específica tiver decorrido desde a última resposta, sendo que em caso de erro o sujeito não tem reforço mas sim um intervalo entre ensaios (*inter-trial interval - ITI*). Acontece que uma medida interessante neste procedimento é a latência de resposta, que consiste no tempo que decorre desde o início do ensaio e o

início da resposta do sujeito. Catania usou durações específicas para reforço que variavam desde 0.6s até 48s e na análise de resultados descobriu uma invariância na distribuição de latências ao utilizar o desvio padrão para medir a variabilidade dessa distribuição para cada valor de duração de tempo mínimo entre respostas para reforço por ele utilizado. Calculando o rácio do desvio padrão para o valor médio da latência obtida em cada valor de duração utilizado verificou que este permanecia aproximadamente constante. Este rácio, denominado coeficiente de variação, era o mesmo que era utilizado em medidas psicofísicas para o estudo do limiar diferencial para a duração (Catania, 1970) e permitia estabelecer uma relação entre a variabilidade da resposta e o valor da duração.

Estas duas descrições de resultados foram os primeiros exemplos daquela que, possivelmente, pode ser considerada a generalização empírica mais importante no estudo do *interval timing*: a propriedade escalar da discriminação temporal.

### **1.2.1. Propriedade escalar, invariância da escala temporal e a lei de Weber para o *timing***

A propriedade escalar da discriminação temporal sustenta-se na ideia de que os todos os juízos temporais são relativos e que quando “os intervalos de uma discriminação temporal são alterados, o desempenho de um animal escala (estica ou encolhe) pelo mesmo factor” (Machado & Silva, 2002, pág. 148). Assim, trata-se da anteriormente referida evidência de que “a variabilidade temporal no *output* comportamental de um organismo é proporcional à duração do estímulo que o organismo ‘cronometra’” (Matell & Meck, 2000, pág. 94). Esta propriedade corresponde à lei de Weber aplicada à dimensão do tempo, uma vez que as diferenças percebidas numa dada tarefa de discriminação temporal correspondem a uma proporção constante da duração a ser avaliada (Bouton, 2007).

Embora vários procedimentos tenham sido desenvolvidos para usarem o comportamento de animais não humanos como uma medida de discriminação temporal (MacInnis & Guilhardi, 2006; Grondin, 2008), o procedimento mais simples com recurso ao uso do tempo é adequado para exemplificar a propriedade escalar. E esse é o programa de reforço de intervalo fixo, em que ao fim de algumas sessões de treino no programa surge um padrão de resposta típico exibido pelo sujeito, embora exista controvérsia sobre se este é do tipo referido por Skinner e Dews, o *scallop pattern*, em que o sujeito vai acelerando a taxa de resposta ao longo do intervalo (Machado, Malheiro & Erlhagen, 2009), ou do tipo *break-run pattern*, sugerido por Schneider (1969, pág. 681), em que após uma pausa [inicial] pós-reforço “há uma rápida aceleração para uma taxa elevada e constante” até ao final do ensaio.

Independentemente da controvérsia de como o sujeito distribui exactamente as respostas durante o intervalo de tempo neste programa de reforço, a verdade é que quando este é exposto a periodicidades deste tipo acaba por demonstrar discriminação temporal quando emite uma taxa de resposta baixa imediatamente após o início de um novo ensaio e uma taxa de resposta elevada imediatamente antes do momento de oportunidade de reforço (Reese, 1964). Exibe ainda, de um modo

espontâneo, regulação temporal das suas respostas, uma vez que as baixas taxas de respostas acontecem geralmente até uma dada proporção constante do intervalo fixo. Assim, as propriedades temporais da situação experimental tornam-se numa variável controladora na medida em que as respostas do sujeito variam em função do tempo decorrido no intervalo.

Embora seja menos intuitivo neste tipo de procedimento perceber que o sujeito está a discriminar entre estímulos com diferentes magnitudes quando comparado com outros procedimentos em que diferentes durações são apresentadas ao sujeito, o programa de reforço de intervalo fixo pode ser considerado, em certo sentido, um procedimento de discriminação temporal e não apenas um procedimento de produção temporal como alguns autores o categorizam (e.g. Roberts, 1997), no qual o sujeito produz uma aproximação do intervalo a ser estimado. Ainda que sejam os aspectos temporais do comportamento relacionados com o reforço a serem alvo de análise e não respostas de sujeitos com vista à emissão de um juízo de discriminação relativamente aos aspectos temporais de estímulos que são apresentados, se atentarmos nas seguintes palavras de Skinner (1938) percebe-se o que está em causa no programa de reforço de intervalo fixo:

(...) quando se estabelece uma relação coincidente entre um segundo evento e algum ponto no curso do estímulo prolongado, o organismo poderá começar a distinguir entre o estímulo momentaneamente nesse ponto e o mesmo estímulo momentaneamente em outro ponto ao reagir de modo diferente aos dois... Isto é discriminação temporal. (cit. Catania, 1970, pág. 3).

Apesar dos atributos físicos dos estímulos presentes na situação experimental permanecerem constantes ao longo de um ensaio, na dimensão temporal são distintos a cada momento que passa. O sujeito indica, ainda que de um modo imperfeito, a sua sensibilidade para detectar mudanças nessa dimensão ao regular temporalmente o seu comportamento (Lejeune & Wearden, 1991), sendo que as respostas que emite num dado momento do intervalo são consistentemente controladas pelo tempo que separa esse momento da oportunidade de reforço (Catania & Reynolds, 1968).

Tomando como exemplo o estudo de Dews (1970), a probabilidade de resposta de um sujeito estava relacionada com a proporção do intervalo programado decorrida, sendo essa probabilidade tanto menor quanto mais distante a magnitude de estimulação estivesse da magnitude do intervalo-critério de tempo a ser “cronometrado”. E o facto de o desempenho ser controlado pelo tempo relativo e não pelo tempo absoluto é a propriedade escalar.

Uma forma de verificar a propriedade escalar em programas de reforço de intervalo fixo é verificar a denominada variabilidade escalar (ou variância escalar) (Lejeune & Wearden, 2006; Church, 2002), calculando o coeficiente de variação. Esta medida de dispersão corresponde a um índice de sensibilidade temporal análogo à fracção de Weber ( $k = \Delta R/R$ ) (Grondin, 2001), e a verificação da variabilidade escalar pressupõe a constância do valor obtido com esta medida na discriminação de diferentes durações. Isto porque uma vez que a variabilidade (e.g. desvio padrão)

aumenta linearmente com o intervalo-critério ( $\sigma = k\mu$ ), então o rácio entre essa variabilidade e o valor do intervalo-critério permanece constante ( $\sigma/\mu = k$ ) (Gibbon, 1991). A constância do coeficiente de variação é a “lei de Weber para o *timing*”.

Por exemplo, se considerarmos o padrão de resposta típico do programa de intervalo fixo quando se realiza a média de várias sessões, calculando o tempo do número mediano de respostas observa-se que este aumenta linearmente com o valor do intervalo fixo a ser reforçado. O desvio padrão desse mesmo valor aumenta também linearmente em função do intervalo fixo (Church, 2003a). A primeira evidência denomina-se de *timing* proporcional, enquanto a segunda corresponde à variabilidade escalar. Dividindo cada desvio padrão pelo respectivo valor do tempo do número mediano de respostas obtidos com distintos intervalos fixos, obtém-se a constância do coeficiente de variação.

Uma outra forma de verificar a propriedade escalar neste procedimento consiste no processo utilizado por Dews de normalizar ambos os eixos numa representação gráfica de desempenhos obtidos com distintos intervalos fixos. O resultado esperado é o de que estimativas de diferentes durações se sobrepõem quando representadas numa escala relativa [comum], como ilustra a figura 1. A normalização, ao remover a escala temporal, relaciona uma dada proporção da taxa de resposta máxima a uma dada proporção do intervalo programado, permitindo que se observe a sobreposição das curvas médias de resposta obtidas com distintos intervalos fixos. Assim, na experiência de Dews, o desempenho com um dado tempo-critério correspondia a uma transformação escalar do desempenho no mesmo programa de reforço com outro tempo-critério. Esta invariância da escala temporal ilustra detalhadamente a propriedade escalar, por utilizar todos os pontos da distribuição de resposta e não apenas uma medida de tendência central ou de variabilidade (cf. Church, 2002; Leak & Gibbon, 1995).



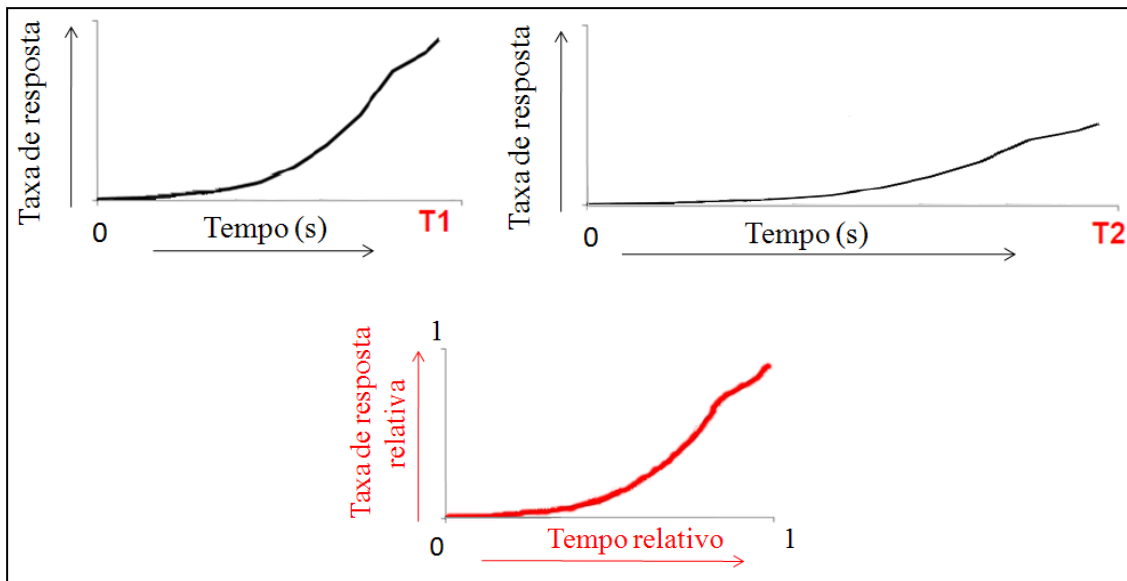


Fig.1 - Invariância da escala temporal (as estimativas de diferentes durações ( $T2 > T1$ ) sobrepõem-se quando representadas numa escala relativa).

Estas duas formas da propriedade escalar, a constância do coeficiente de variação e a invariância da escala temporal, estão relacionadas uma vez que a primeira é o que se espera de uma operação de re-escalamto (Gibbon, 1991). No entanto, em termos rigorosos, “a invariância da escala temporal é empiricamente indistinguível da lei de Weber tal como esta é aplicada ao tempo, combinada com a ideia de *timing* proporcional” (Staddon & Cerutti, 2003, pág. 121).

Por último, apesar do grande suporte empírico que a propriedade escalar tem tido nas últimas décadas, ao ponto de ser considerada como possivelmente o “maior constrangimento para qualquer modelo de *timing*” (Machado, Malheiro & Erlhagen, 2009, pág. 447), o facto é que existem desvios à sua verificação descritos na literatura do *timing* com humanos e animais não humanos (Grondin, 2001; Lejeune & Wearden, 2006). A título de exemplo com animais não humanos, com o programa de reforço de intervalo fixo e considerando a invariância da escala temporal, existe evidência de uma cada vez maior curvatura no *scallop pattern* com intervalos fixos maiores, sugerindo que a duração absoluta, em certa medida, pode afectar o padrão de resposta (Staddon & Cerutti, 2003). Isto pode ter duas origens: “um aumento linear na probabilidade de resposta ao longo do intervalo combinado com a relação não linear negativamente acelerada entre a taxa de resposta e a taxa de reforço globais” (Staddon & Cerutti, 2003). Considerando o coeficiente de variação, este é aproximadamente constante sobre uma grande gama de durações mas com intervalos fixos de maior duração há evidência de que tende a aumentar (Lejeune & Wearden, 1991; Staddon, 2001).

### 1.3. Objectivo experimental

O principal objectivo da presente investigação foi o de verificar se a propriedade da invariância da escala temporal ocorre com uma variante do programa de reforço de intervalo fixo – o programa de dois intervalos fixos misturados (*two-valued mixed-fixed interval schedule*).

Este programa de reforço, quando associado à técnica de ensaios discretos, consiste numa mistura de dois programas de reforço de intervalo fixo do tipo discriminativo, onde um marcador temporal, como o acender de uma luz por trás de uma tecla translúcida, indica o início do intervalo de tempo fixo programado, o qual terminará com a oportunidade de reforço (Church, 2002). Contudo, o marcador temporal encontra-se associado a ambos os intervalos fixos componentes da mistura e, assim, a oportunidade de reforço ocorre ou após o intervalo fixo curto da mistura (FI C) ou após o intervalo fixo longo (FI L). Como cada intervalo fixo a ser administrado em cada ensaio é escolhido aleatoriamente (ou quase aleatoriamente) pelo computador, o sujeito não consegue prever qual o intervalo fixo a ser reforçado cada vez que o marcador temporal surge.

Deste modo, é esperado que discrimine ambos os intervalos fixos presentes na mistura e que esta discriminação seja particularmente evidente na análise das curvas de taxa média de resposta no estado estável [de aprendizagem] correspondentes aos ensaios com FI L. O padrão de resposta indicador de uma discriminação é constituído por um aumento da taxa de resposta até a um pico localizado temporalmente próximo do valor do FI C, seguindo-se um declínio na taxa de resposta, a qual voltará a aumentar de novo até a um pico próximo do valor do FI L. Este padrão encontra-se esquematizado na figura 2.

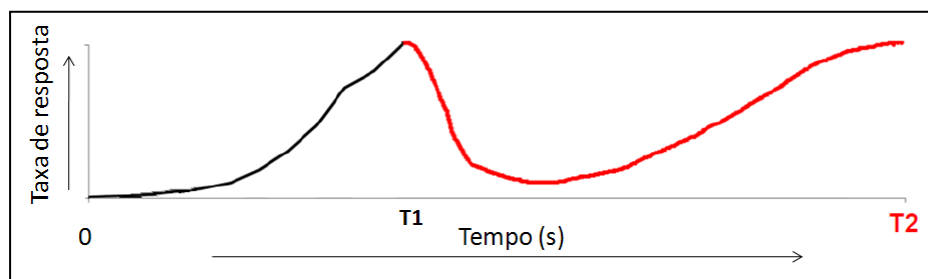


Fig.2 – Padrão de resposta indicador de discriminação temporal num programa de dois intervalos fixos misturados, em que T1 corresponde a FI C e T2 a FI L.

Percebendo que não terá reforço no momento do FI C, o sujeito diminui a velocidade com que emite a resposta operante após esse momento e apenas começa a acelerar quando se aproxima o momento de FI L, o que conduzirá ao aparecimento de um vale entre os picos de taxa de resposta. Trata-se assim de uma variante do programa reforço de intervalo fixo que além de permitir ver a antecipação de reforço por parte do sujeito permite ver uma cessação de resposta após o momento de FI C (cf. Gallistel & Gibbon, 2000).

Vários são os motivos para o estudo deste tipo de programa de reforço. Leak e Gibbon (1995) sustentam que o estudo do ajustamento comportamental ao tempo tem sido frequentemente realizado com procedimentos de um único intervalo de tempo e, assim, investigações com este programa de reforço permitiriam um melhor conhecimento de um aspecto desse ajustamento menos conhecido em animais não humanos: a capacidade de “*timing* simultâneo” de mais do que um intervalo. Aliás, outras variantes do programa de reforço de intervalo fixo existem com o objectivo de estudar essa eventual capacidade de cronometrar múltiplos intervalos simultaneamente (Church, Guilhardi, Keen, MacInnis & Kirkpatrick, 2003; MacInnis & Guilhardi, 2006).

Contudo, Whitaker, Lowe e Wearden (2003) argumentam que este programa de reforço apenas permite a investigação da capacidade de “*timing* múltiplo”. Isto porque, num ensaio com um FI L, o sujeito pode, mas não necessariamente, estar a estimar os dois tempos-critérios no início do ensaio, isto é, antes do momento do FI C, mas nada justifica que continue a fazê-lo após esse momento ter passado; a partir daí apenas necessita de estimar o FI L.

Outros debates de natureza teórica são possíveis tomando como ponto de partida o desempenho obtido neste programa de reforço. Por exemplo, o modo como um organismo armazena memórias para durações temporais (Machado, Malheiro & Erlhagen, 2009). E, admitindo tratar-se de um programa de reforço que permite a observação de comportamento numa situação em que as características temporais da tarefa variam rapidamente, poderá constituir-se como relevante em análises *anagénicas* de diferenças de regulação temporal entre espécies (cf. Lejeune & Wearden, 1991).

Outro motivo para o estudo deste procedimento na área do *interval timing* consiste na possibilidade de servir para testar algumas das principais teorias e modelos da área do *timing*, nomeadamente a *scalar expectancy theory* (*SET*), que evoluiu a partir da *scalar timing theory*, a *behavioral theory of timing* (*BeT*) e o *learning-to-time model* (*LeT*). Estas teorias fazem previsões específicas sobre a curva da taxa média de resposta que um sujeito tem nos ensaios com o FI L em estado estável, sendo possível verificar se os dados obtidos com este procedimento sustentam alguma das teorias em detrimento das outras, processo esse que, em última instância, conduzirá a teorias mais poderosas e ao planeamento de experiências mais informativas (Machado, Malheiro & Erlhagen, 2009).

Por exemplo, o *SET* prediz a constância do coeficiente de variação associado a cada discriminação das durações dos intervalos fixos da mistura, independentemente do valor absoluto destas; por outras palavras, a variabilidade em torno de cada pico é proporcional ao valor do momento em que o pico ocorre. O *BeT* sustenta que existe um menor valor do coeficiente de variação na discriminação da duração do FI L, sendo esta discriminada de um modo mais preciso do que a duração FI C. Por último, o *LeT* complementa esta última predição com a previsão do valor da taxa de resposta próxima do momento FI L ser maior do que o valor da taxa de resposta próxima do momento FI C (Whitaker, Lowe & Wearden, 2003; Machado, Malheiro & Erlhagen, 2009).

Uma investigação reportada por Whitaker, Lowe e Wearden (2003) com o uso de ratos, que se traduziu num dos maiores conjuntos de dados na literatura relativos a programas de reforço de dois intervalos fixos misturados, providenciou um maior suporte para o *SET* em detrimento do *BeT* visto que, na discriminação das durações de misturas com um grande número de durações distintas, os sujeitos mantinham de um modo geral a constância do coeficiente de variação. Quanto à previsão do *LeT*, de que a taxa de resposta próxima do momento FI L é maior do que a taxa de resposta próxima do momento FI C, segundo os mesmos investigadores, esta apenas acontece quando a distância relativa entre os intervalos fixos da mistura é menor do que 3 ou 4, sendo que em misturas com distâncias relativas superiores se observa o padrão inverso.

Para além das previsões destes modelos, a propriedade escalar prevê que a distância relativa entre os dois intervalos proporcione um maior grau de interacção entre os dois intervalos do que a distância absoluta (Leak & Gibbon, 1995). Com o objectivo de compreender que factores governam o *timing* nos programas de dois intervalos fixos misturados e o modo como as contribuições dos seus componentes se combinam para produzir os padrões geralmente observados, Whitaker, Lowe e Wearden (2003) encontraram suporte para a ocorrência da propriedade escalar, sustentando que o aparecimento do padrão característico da curva da taxa média de resposta na análise dos ensaios com o FI L, com dois picos e um vale entre eles, depende da distância relativa entre os dois intervalos fixos e não da sua distância absoluta. Isto desde que a distância relativa entre as duas durações seja superior a um rácio de L/C de 4:1 (rácio FI L/FI C de 4:1).

Esta evidência está de acordo com investigações prévias, em que o padrão da curva da taxa média de resposta com dois picos e um vale entre eles surge numa situação de uma distância relativa equivalente a um rácio L:C de 12:1 mas com rácios L:C de 4:1 este padrão começa a não se verificar, com a taxa de resposta a aumentar até ao momento de FI C, diminuindo depois para voltar a aumentar muito ligeiramente e sem pico até momento de FI L num “*flat level for the right wing of the function*” (Leak & Gibbon, 1995, pág. 10 ; Leak & Gibbon, 1991 cit. Leak & Gibbon, 1995). Evidências similares foram reportadas por Catania e Reynolds (1968), em que misturas de intervalos fixos com rácios L:C de 8:1 permitiam a observação de dois picos mas misturas com rácios L:C de 2.7:1 (no caso, uma mistura FI 90s-FI 240s) não. No entanto, Catania e Reynolds apontam a possibilidade de diferenças individuais no desempenho numa mesma mistura, pois numa mistura com rácio L:C de 8:1 um sujeito manteve altas taxas de resposta locais entre o momento de FI C e FI L, não exibindo nenhum vale (1968, pp. 360-364).

Tendo por base esta informação, e os desvios à lei de Weber reportados por vários autores, nomeadamente Staddon e Cerutti (2003), o objectivo desta experiência foi testar a invariância da escala temporal com o programa de dois intervalos fixos misturados, completando esse teste com uma análise para verificar a generalidade da constância dos coeficientes de variação na discriminação dos dois intervalos fixos de uma mistura reportada por Whitaker, Lowe e Wearden (2003).

Foram constituídos dois grupos experimentais com vista ao estudo de duas distâncias relativas distintas entre os intervalos fixos de uma mistura. Mantendo a distância relativa entre os intervalos fixos da mistura mas triplicando os valores das durações desses intervalos fixos na segunda fase da experiência, procurou-se verificar se as curvas de taxa média de resposta tinham a mesma forma.

Para além disso, procurou-se verificar se ocorria a constância do coeficiente de variação nas misturas escolhidas, numa mesma condição (i.e., entre as duas discriminações de uma curva da taxa média de resposta em fase estável dos ensaios com FI L) e entre condições (i.e., nas misturas com a mesma distância relativa mas com valores absolutos diferentes para os intervalos fixos constituintes).

## **2 - Método**

### **2.1. Sujeitos**

Seis pombos adultos (*Columba livia*) foram mantidos a 80% do seu peso em alimentação livre no decorrer de toda a experiência. Quando não se encontravam em situação experimental eram alojados em gaiolas individuais num biotério com um ciclo luz-escurecimento de 13:11 horas, com acesso contínuo a água e *grit*. Todos tinham experiência com caixas de condicionamento operante e apesar de terem participado previamente em estudos de *interval timing* nenhuma dessas experiências incluía treino de intervalos fixos.

### **2.2. Equipamento**

A experiência foi conduzida em duas caixas de condicionamento operante para pombos da *Med Associates*, ambas com 30.5 cm de comprimento, 24.1 cm de largura e 29.2 cm de altura. O painel frontal e a parede traseira eram de aço inoxidável e o tecto e as paredes da esquerda e da direita eram de policarbonato transparente. O seu chão era constituído por um gradeamento de barras de aço inoxidável. Cada uma destas caixas de condicionamento operante encontrava-se dentro de um caixa isoladora de som que continha um ventilador para providenciar a circulação de ar e ainda mascarar ruído externo. Para além desses constituintes, incluíam ainda um olho-mágico que permitia ao experimentador observar os sujeitos na sessão experimental sem ser notado.

Em cada caixa de condicionamento operante, o painel frontal era constituído por três teclas de resposta com 2.5cm de diâmetro, todas com o centro a 21.5 cm de distância do gradeamento e a 7.25cm de distância do centro de outra tecla. As teclas laterais não foram utilizadas e permaneceram desligadas durante toda a experiência. A tecla central podia ser iluminada por trás com luz branca ou vermelha. A abertura do alimentador, de 6 cm por 7 cm, localizava-se abaixo da tecla central e a 2.5 cm do gradeamento. O alimentador continha uma mistura de grão e era accionado durante o reforço,

sendo iluminado durante todo esse período. No topo da parede traseira encontrava-se uma lâmpada para iluminação geral.

O controlo das condições experimentais e o registo dos eventos que ocorriam durante uma sessão de treino, num formato tempo-evento, foram executados pelo programa ABET II (*Animal Behavior Environment Test*), versão 2.11. Tendo em vista reorganizar o ficheiro produzido pelo ABET com o registo de dados de cada sessão para um tratamento mais simples com o Excel, bem como para assegurar o *debouncing*, foi desenvolvida uma aplicação em linguagem C.

### 2.3. Plano experimental

Nesta experiência foram manipuladas a distância relativa entre as durações dos intervalos fixos de uma mistura (variável inter-sujeitos) e a taxa de reforço entre condições (variável intra-sujeitos). Os dois valores estabelecidos para o rácio L:C foram de 9:1 e de 3:1 e a taxa de reforço foi manipulada multiplicando os valores das durações dos intervalos fixos a serem estimados da primeira para a segunda fase da experiência por um factor de 3.

Os seis sujeitos foram distribuídos aleatoriamente por dois grupos experimentais, o grupo com rácio L:C de 3:1 e o grupo com rácio L:C de 9:1, e a investigação foi dividida em duas fases experimentais de treino: a primeira, denominada fase A, correspondente à fase com durações originais para todos os intervalos fixos dos programas de reforço e a segunda, denominada fase B, à fase com valores triplos das durações originais.

Deste modo existiam quatro condições experimentais, cada uma correspondendo a um programa de reforço de dois intervalos fixos misturados distinto: a mistura FI 10s-FI 30s e a mistura FI 30s-FI 90s, ambas com um rácio L:C de 3:1, e a mistura FI 10s-FI 90s e a mistura FI 30s-FI 270s, com um rácio de L:C de 9:1. Cada pombo foi sujeito a dois programas de reforço com o mesmo rácio L:C, sendo que o primeiro a ser experienciado foi sempre aquele com as menores durações para os dois intervalos fixos que constituíam a mistura. Na tabela 1 é possível ver em que condições cada sujeito foi treinado, assim como a respectiva quantidade de treino recebido.

Grupo	Sujeito	Condição na fase A (número de sessões de treino)	Condição na fase B (número de sessões de treino)
Rácio L:C de 9:1	G1	Mistura FI 10s-FI 90s (30)	Mistura FI 30s-FI 270s (35)
	403	Mistura FI 10s-FI 90s (34)	Mistura FI 30s-FI 270s (47)
	131	Mistura FI 10s-FI 90s (39)	Mistura FI 30s-FI 270s (70)
Rácio L:C de 3:1	364	Mistura FI 10s-FI 30s (34)	Mistura FI 30s-FI 90s (70)
	246	Mistura FI 10s-FI 30s (39)	Mistura FI 30s-FI 90s (56)
	812	Mistura FI 10s-FI 30s (39)	Mistura FI 30s-FI 90s (70)

Tabela 1- Síntese das condições em que cada sujeito foi treinado e do número de sessões experimentais necessárias para atingir o critério de estado estável.

## **2.4. Procedimento**

### **2.4.1. Pré-treino**

Apesar de todos os sujeitos terem tido contacto no passado com uma caixa de condicionamento operante, foi realizada uma sessão de treino ao alimentador e administradas duas sessões com um programa de reforço contínuo com o objectivo de assegurar que os pombos comiam do alimentador e bicavam na tecla iluminada de branco.

O treino ao alimentador consistiu em colocar o sujeito dentro da caixa de condicionamento operante em escuridão total e activar manualmente o alimentador de vez em quando. Observando através do olho-mágico, o experimentador assegurava que o sujeito se aproximava do alimentador e comia dele. Foram efectuadas quinze activações do alimentador para cada pombo em que era permitido que comessem durante cerca de 5 segundos em cada uma delas.

Relativamente ao programa de reforço contínuo, este estabelecia a regra de que a cada bicada na tecla iluminada de branco se seguia reforço, isto é, uma oportunidade de acesso ao alimentador. Cada sessão consistiu em 50 ensaios, sendo que o período de reforço tinha a duração de 4 segundos. Esta fase do procedimento permitiu também perceber quais os pombos mais eficientes na obtenção de alimento e com base nessa informação decidir sobre a duração de acesso a reforço de cada um na fase de treino de programas de reforço de dois intervalos fixos misturados.

### **2.4.2. Treino de programas de dois intervalos fixos misturados**

Em cada sessão experimental, os pombos ficavam em escuridão na caixa de condicionamento operante até que a luz de iluminação geral e a tecla central se acendessem. Num primeiro momento, denominado de “reforço grátis”, a tecla central era iluminada de vermelho e pombo apenas tinha de bicar uma vez para ter acesso a reforço. Após a bicada, as luzes apagavam-se, sendo que a única iluminação durante o conseqüente período de reforço, e em todos os subsequentes da sessão experimental, era providenciada na zona do alimentador. A duração do período de reforço para todas as sessões experimentais variava entre 2 e 4 segundos em função do sujeito.

Após este primeiro reforço seguia-se um ITI de 15 segundos em escuridão total antes de se iniciar o primeiro ensaio do programa de reforço de dois intervalos fixos misturados. No final do ITI, acendia-se a luz de iluminação geral e a tecla central era iluminada de branco, marcando o início de um ensaio com FI C. A primeira bicada após o tempo-critério deste intervalo fixo apagava a tecla central e a luz de iluminação geral dando origem ao período de reforço, o qual era novamente seguido por um ITI de 15 segundos em escuridão total até ao início do próximo ensaio.

A partir deste momento, o intervalo fixo da mistura a ser administrado em cada ensaio era seleccionado de modo aleatório, o que implicava que o sujeito não podia antecipar qual o intervalo

fixo a ser reforçado em cada ensaio. Para além disso, foi imposta uma restrição a esta selecção aleatória de intervalos fixos: não poderia ocorrer uma sequência de quatro ensaios consecutivos de qualquer um dos intervalos fixos. Contudo, devido à estrutura do programa elaborado para executar as condições experimentais, esta sequência de quatro ensaios consecutivos apenas podia ocorrer em duas situações (nos primeiros ou nos últimos quatro ensaios de cada sessão), pelo que geralmente a restrição implicava que não ocorressem mais de três ensaios consecutivos com o mesmo intervalo fixo. Cada um dos dois intervalos fixos de uma condição experimental era administrado 20 vezes, pelo que cada sessão de treino consistia em 41 reforços: o “reforço grátis” inicial e os reforços no final dos 40 ensaios. Não haveria próximo ensaio se o sujeito não respondesse após o momento de oportunidade de reforço.

As condições experimentais tinham que ser administradas por um mínimo de 30 sessões e eram alteradas quando fosse cumprido o critério de estabilidade da aprendizagem. Este consistia na verificação, por inspecção visual dos dados, da sobreposição das curvas das taxas médias de resposta de seis sessões consecutivas. Para além destes critérios, foi estabelecido um limite máximo de 70 sessões de treino numa condição experimental caso tal sobreposição não se verificasse. Durante toda a experiência, os sujeitos foram treinados sete dias por semana na mesma caixa de condicionamento operante a que tinham sido atribuídos desde a fase de pré-treino. Cada sessão experimental era administrada na mesma altura do dia.

### **3. Resultados**

Na análise de resultados testou-se a invariância da escala temporal entre as condições a que cada pombo foi sujeito e a constância do coeficiente de variação, numa mesma condição e entre condições. Por último, replicou-se um método de análise utilizado por Whitaker, Lowe e Wearden (2003) no cálculo do coeficiente de variação com vista a uma comparação de resultados entre as duas investigações.

A variável dependente no estado bruto (*raw data*) consistia numa lista dos tempos absolutos do início e do fim de cada estímulo, do reforço e das respostas. A partir deste registo, cada ensaio com o FI L da mistura era dividido em sucessivos segmentos de igual duração, sendo posteriormente calculado número de respostas dadas em cada um desses segmentos. Para obter o valor das taxas médias de respostas locais (i.e., de cada segmento) ao longo de uma sessão experimental, era calculado o número médio de respostas em cada segmento dos vinte ensaios com o FI L, dividindo-se esse valor pelo tempo despendido no segmento. Na fase A da experiência, esse tempo era de 2.5 segundos e na fase B era de 7.5 segundos, o que dava um total de 12 segmentos no grupo com rácio L:C de 3:1 e 36 segmentos no grupo com rácio L:C de 9:1 em ambas as fases da experiência.



Posteriormente, através de interpolação linear, obtinha-se uma curva com a taxa média de resposta de uma sessão experimental, o que permitia uma inspeção visual do padrão de resposta. Nesta função, a variável independente [tempo decorrido no intervalo] correspondia ao tempo representado pelo ponto médio de cada um dos segmentos do intervalo fixo e a variável dependente à taxa média de resposta dada em cada segmento, expressa em unidades de respostas por segundo. Como o critério para o estado estável numa dada condição experimental estabelecia a sobreposição de seis destas curvas de taxa média de resposta, de uma forma geral a curva média dessas seis era representativa do estado estável do sujeito.

Por último, com o objectivo de verificar a invariância da escala temporal, as duas funções médias obtidas em ambas as fases da experiência para um dado sujeito eram representadas numa escala relativa. Ou seja, normalizavam-se ambos os eixos e representavam-se as curvas de taxa média de resposta em termos da proporção da taxa de resposta máxima em função da proporção do intervalo programado.

Os resultados desta transformação demonstram que se verifica a invariância da escala temporal no grupo com rácio L:C de 9:1. Isto pode ser visto na figura 3, em que cada ponto corresponde à taxa de resposta local relativa em sucessivos segmentos do intervalo fixo. As barras de erro correspondem ao desvio-padrão, permitindo visualizar a quantidade de variabilidade.

O pombo G1 exhibe a melhor invariância da escala temporal, seguindo-se o pombo 403, que no entanto revelou um melhor controlo temporal no início da condição da fase B, uma vez que o declive da curva até ao momento de FI C é menos íngreme do que na condição da fase A. Por último, o pombo 131 exhibe uma pior mas ainda razoável sobreposição das curvas de taxa de resposta médias das duas condições. Apesar de ter terminado o treino na fase B apenas quando atingiu o limite máximo de sessões permitido, a sua curva da taxa média de resposta é representativa das últimas seis sessões. Tal como o pombo 403 demonstra um melhor controlo temporal no início da condição da fase B, mas globalmente apresenta uma maior variabilidade quando comparado com os outros pombos do mesmo grupo experimental. Os pombos G1 e 403 demonstram um padrão de resposta com dois picos, próximos dos momentos FI C e FI L, e o pombo 131, embora não exhiba um segundo pico, demonstra um aumento de taxa de resposta à medida que se aproxima do momento FI L.

Relativamente ao grupo com um rácio L:C de 3:1, não se verificou a similaridade de resultados entre sujeitos como no grupo anterior. Apenas o pombo 364 exibiu uma invariância da escala temporal, como se pode verificar na figura 4. Este pombo demonstrou ainda um melhor controlo temporal na primeira parte da curva da taxa média de resposta da fase B comparativamente com a curva da fase A, pois tem uma menor taxa média de resposta antes do momento FI C. Os pombos 246 e 812 não demonstraram invariância da escala temporal. No entanto, todos os pombos conseguiram exhibir em pelo menos uma das condições um padrão de resposta com dois picos e um vale entre eles.

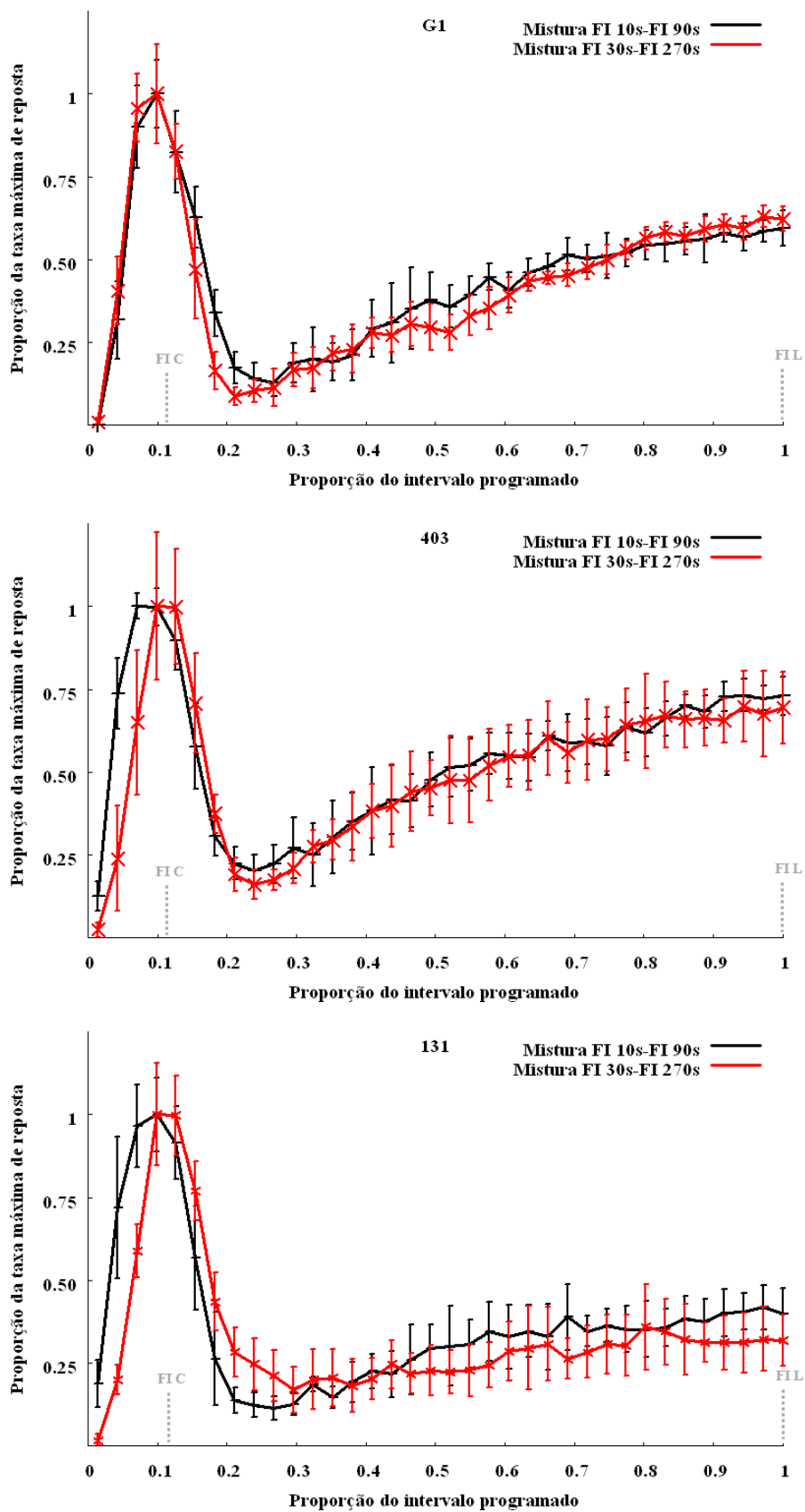


Fig. 3 – Curvas da taxa média de resposta em cada condição para os pombos G1, 403 e 131. A barra de erro associada a cada taxa de resposta relativa local corresponde ao desvio padrão.

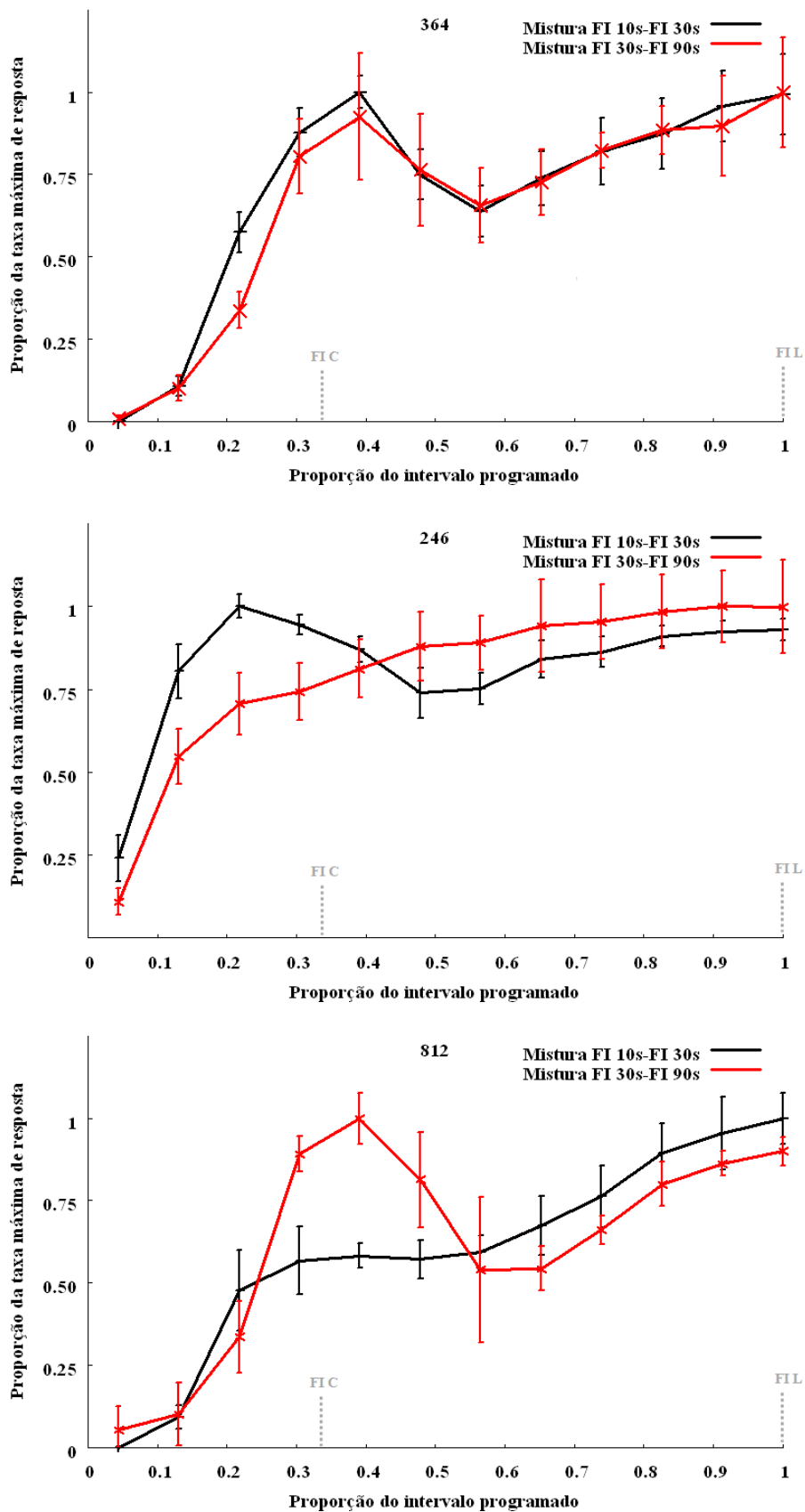


Fig. 4 – Curvas da taxa média de resposta em cada condição para os pombos 364, 246 e 812. A barra de erro associada a cada taxa de resposta relativa local corresponde ao desvio padrão.

Apesar de os pombos 364 e 812 terem que terminar o treino da fase B por atingirem o número máximo de sessões de treino permitido, as curvas de taxa média de resposta de ambos nesta condição são razoavelmente representativas do padrão de respostas das últimas seis sessões.

Foi igualmente observado algo de interessante com o pombo 364. Apesar de se verificar a invariância da escala temporal com as curvas de taxa média de resposta obtidas nas duas condições a que foi sujeito, este demonstrou durante o treino da fase B que conseguia manter uma curva durante algumas sessões semelhante à curva obtida no estado estável da primeira mistura, alterar durante as seguintes sessões para uma curva com outra forma, para depois terminar com a curva que se vê na figura 4. No entanto, para melhor ilustrar o que foi observado desde a sessão 39 até à sessão 44 do treino da fase B, representa-se o desempenho dessas sessões numa escala relativa, juntamente com a curva da taxa média de resposta obtida na fase A, na figura 5. Se o pombo 364 tivesse terminado o treino da segunda condição na sessão 44, não teria exibido a invariância da escala temporal presente na figura 4. Contudo, por decisão de se administrar mais uma sessão de treino para o cumprimento do critério de estado estável, na sessão seguinte (i.e., na sessão 45) o pombo 364 mudou a forma da curva, não sendo possível considerar-se o padrão das últimas seis sessões como representativo de um estado estável.

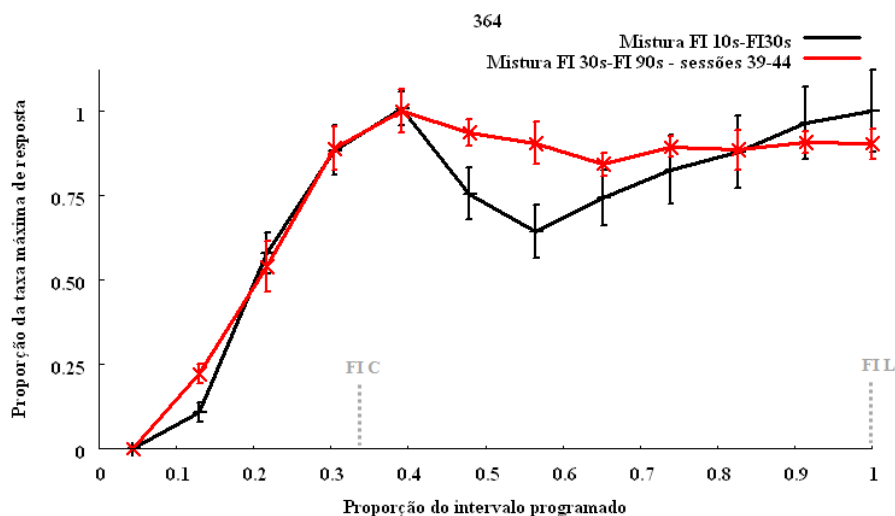


Fig. 5 – Curvas da taxa média de resposta da condição da fase A e da sessão 39 à sessão 44 da condição da fase B para o pombo 364. A barra de erro associada a cada taxa de resposta relativa local corresponde ao desvio padrão.

O cálculo do coeficiente de variação foi conseguido através do ajustamento de curvas gaussianas por regressão não linear às curvas da taxa média de resposta dos ensaios com FI L, tendo em vista a obtenção dos dois parâmetros que caracterizam estas curvas: a média ( $\mu$ ) e o desvio padrão ( $\sigma$ ). Este tipo de ajustamento é um procedimento comum na análise das curvas da taxa média de resposta obtidas com programas de reforço de intervalo fixo (e.g. Lejeune & Wearden, 1991) e baseia-

se na hipótese de que a forma de distribuição de respostas ao longo de um intervalo fixo se assemelha à metade esquerda de uma curva gaussiana. O máximo da taxa de resposta coincide aproximadamente com o pico da curva e a inspeção visual do *spread* desta representa, ainda que de um modo algo impreciso, a variabilidade associada à discriminação efectuada. A obtenção dos valores exactos para o cálculo do coeficiente de variação é conseguida pelo cálculo do valor do momento em que ocorre o pico da curva, correspondendo a  $\mu$ , e do desvio padrão, correspondendo este à distância entre esse valor e o ponto de inflexão da curva.

O modelo matemático utilizado para descrever a distribuição de respostas dos sujeitos ao longo dos ensaios FI L consistiu na soma de duas curvas gaussianas, cada uma associada à discriminação de cada FI de uma mistura (Whitaker, Lowe & Wearden, 2003). Mais concretamente, o modelo consiste na soma de duas funções de densidade  $f(x) = (1/(\sigma\sqrt{2\pi}))e^{-(x-\mu)^2/(2\sigma^2)}$

Para além dos parâmetros característicos da curva gaussiana,  $\mu$  e  $\sigma$ , eram ainda estimados os factores de escalamento (K) que multiplicavam cada a curva de modo apropriado à contribuição do respectivo intervalo fixo para a interacção observada no resultado final (Whitaker, Lowe & Wearden, 2003). Este modelo era ajustado à distribuição de pontos da curva da taxa média de resposta de cada uma das seis sessões de estado estável de cada sujeito numa escala com valores absolutos. Na figura 6 encontra-se um exemplo de um ajustamento à curva da taxa média de resposta de uma sessão experimental [sem recurso a interpolação linear], na qual se verificou a constância do coeficiente de variação na discriminação de FI C e FI L.

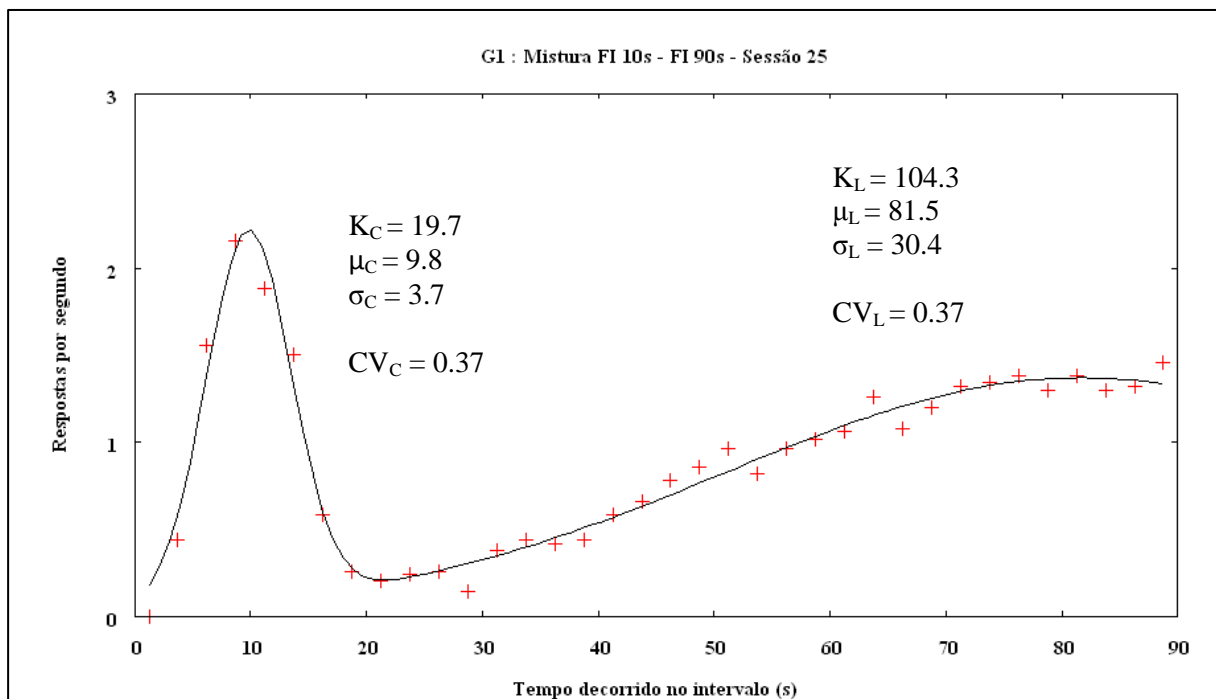


Fig. 6 – Ajustamento da soma de duas curvas gaussianas à curva da taxa média de resposta do pombo G1 na sessão 25 da condição da fase A.

O ajustamento por regressão não linear foi realizado com o programa *Gnuplot* (versão 4.4), sendo estimados em cada ajustamento os valores de seis parâmetros: os factores de escalamento da primeira e da segunda curva, respectivamente,  $K_C$  e  $K_L$ ; as localizações dos picos apropriados ao FI C e FI L, respectivamente,  $\mu_C$  e  $\mu_L$ ; e os desvios-padrão de cada uma das curvas,  $\sigma_C$  e  $\sigma_L$ .

Contudo, em situações em que o valor do parâmetro ajustado  $\mu_L$  era superior ao valor de FI L, fazendo sentido do ponto de vista matemático mas não do ponto de vista psicológico (e.g. estimar um  $\mu_L$  de 300 num FI L de 270 segundos), este parâmetro foi forçado a um valor constante, no caso o valor do respectivo FI L, podendo os restantes cinco parâmetros variar livremente. Trata-se de um procedimento utilizado por Whitaker, Lowe e Wearden (2003), justificável por várias razões, de entre as quais se pode destacar a frequência do pico de resposta ocorrer quase invariavelmente no último segmento e forçar o pico da curva ao valor do FI em programas de intervalos fixos raramente causa violência nos dados, mantendo-se uma elevada proporção de variância explicada pelo modelo (Lejeune & Wearden, 1991).

Para além da estimação dos valores dos parâmetros dos modelos foram ainda calculados os valores da taxa de resposta correspondentes à altura do pico em FI C e em FI L, com vista a testar as predições do modelo *LeT*. Isto foi conseguido calculando-se a altura da curva para os valores  $\mu_C$  e  $\mu_L$ . Para tal, recorreu-se à função de mistura de duas curvas gaussianas do ajustamento à distribuição de pontos em cada sessão, calculando-se  $f(\mu_L)$  e  $f(\mu_C)$  para médias  $\mu_L$  e  $\mu_C$  estimadas no ajustamento.

A forma de avaliação da qualidade de ajustamento do modelo consistiu, primeiramente, na inspeção visual do ajustamento do modelo à distribuição de pontos, seguida da plausibilidade dos valores estimados para os parâmetros e da verificação de um padrão aleatório num gráfico de resíduos (Motulsky & Christopoulos, 2003). Por último, era calculada a curva média das seis curvas obtidas por ajustamento gaussiano às seis sessões de um estado estável de um sujeito, tendo em vista verificar se esta era representativa das seis e se representava a média das curvas médias das taxas de resposta de cada uma dessas sessões.

A proporção de variância explicada pelo modelo foi quantificada pelo coeficiente de determinação ajustado

$$\bar{R}^2 = 1 - \left[ \frac{(N - 1)}{(N - 1 - P)} \left[ \frac{\sum (\text{valor do } Y - \text{valor previsto de } Y)^2}{\sum (\text{valor do } Y - \bar{Y})^2} \right] \right]$$

que tem em conta o número de parâmetros utilizados no modelo. Na equação, N corresponde ao tamanho da amostra, isto é, ao número de segmentos em que o intervalo foi dividido, e P ao número de parâmetros estimados, o qual foi sempre seis excepto nas situações em que  $\mu_L$  foi forçado a um valor constante (sendo P igual a cinco).

Os valores obtidos em cada um dos ajustamentos encontram-se no anexo A, para os dados da primeira fase A, e no anexo B, para os dados relativos à fase B. As células a cinzento das colunas  $M_L$  indicam as situações em que FI L foi forçado a um valor constante. As células a cinzento das colunas

$CV_C$  ( $CV_C = \sigma_C / \mu_C$ ) e  $CV_L$  ( $CV_L = \sigma_L / \mu_L$ ) indicam as situações em foi considerado ocorrer constância do coeficiente de variação. No caso, o critério para uma situação de constância do coeficiente de variação foi o dos valores dos coeficientes de variação a serem comparados numa mesma condição não poderem diferir mais de 0.05 unidades entre si.

A constância do coeficiente de variação na mesma condição foi mais frequente na fase A do que na fase B. Alguns sujeitos mantiveram a constância do coeficiente de variação entre os intervalos fixos da mistura em praticamente todas as sessões do estado estável, como é o caso do pombo 246, 364 e 131 na fase A e os pombos 812 e G1 na fase B.

Quanto à comparação do coeficiente de variação entre condições, esta torna-se mais fácil tendo uma visão global dos dados tal como se apresentam nas figuras 7 e 8. Nestas figuras vêem-se gráficos com os valores médios dos coeficientes de variação, numa mesma condição e entre condições.

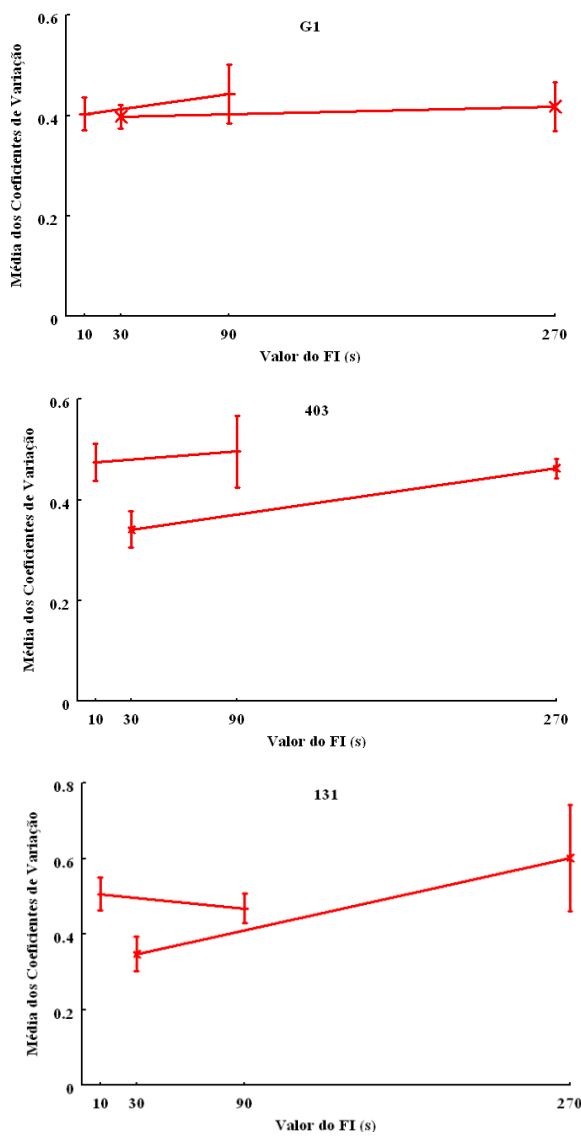


Fig. 7 - Valores médios dos coeficientes de variação, numa mesma condição e entre condições, para os sujeitos do grupo com rácio L:C de 9:1. As barras de erro correspondem ao desvios-padrão.

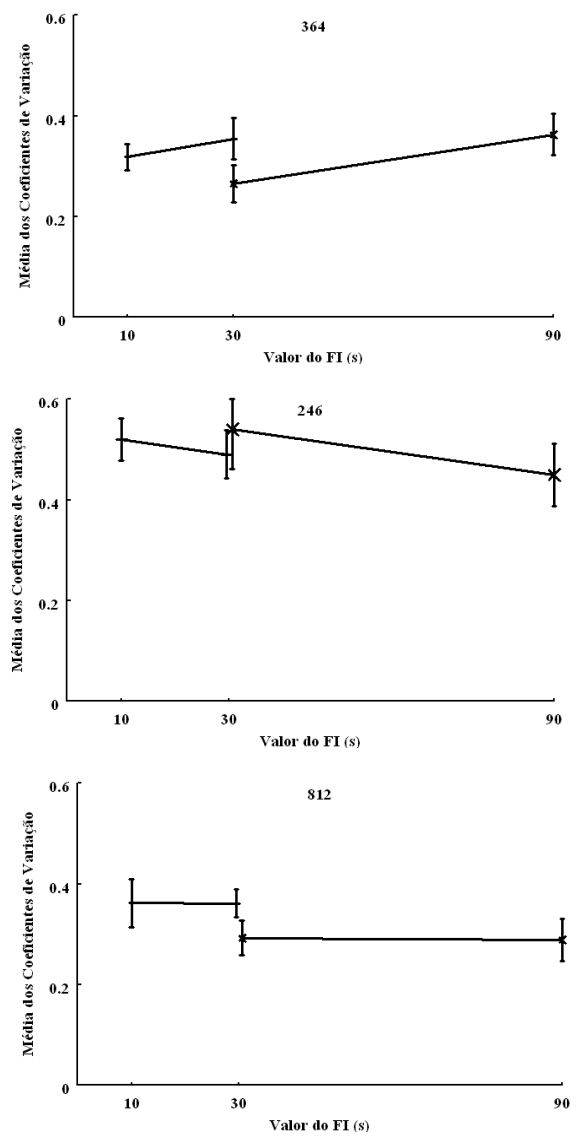


Fig. 8 - Valores médios dos coeficientes de variação, numa mesma condição e entre condições, para os sujeitos do grupo com rácio L:C de 3:1. As barras de erro correspondem ao desvios-padrão. 31

O pombo G1 tem o desempenho mais preciso, exibindo a constância do coeficiente de variação tanto numa mesma condição como entre condições (i.e., quando os valores das durações de FI C e FI L são triplicados). Segue-se o pombo 812, que mantém a constância do coeficiente de variação numa mesma condição, exibindo uma diferença muito pequena quando transita da fase A para a fase B. Nos restantes pombos, o coeficiente de variação permaneceu razoavelmente constante numa mesma condição mas tendeu a diminuir com o aumento das durações das misturas, excepto no pombo 246. Seguidamente apresentam-se, na figura 9 e 10, os dados agregados de grupo, com uma representação semelhante.

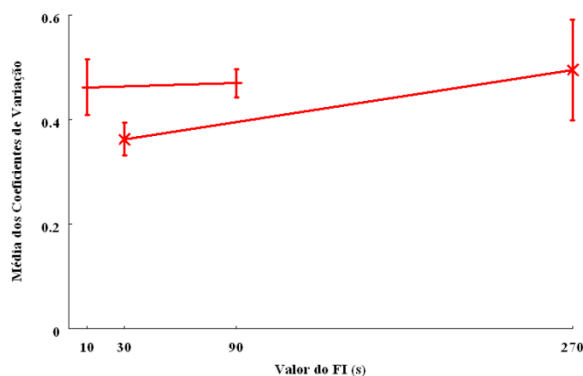


Fig. 9 - Valores médios dos coeficientes de variação obtidos numa mesma condição e entre condições para o grupo com rácio L:C de 9:1. As barras de erro correspondem ao desvios-padrão.

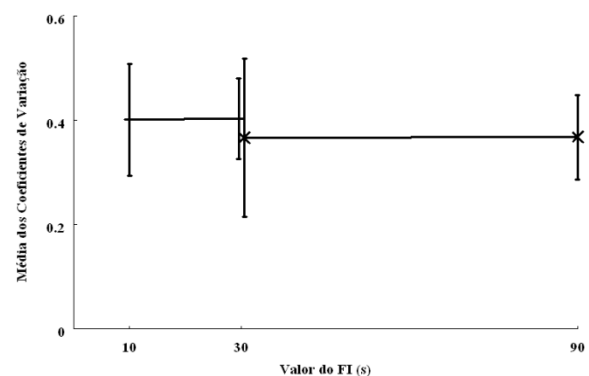


Fig. 10 - Valores médios dos coeficientes de variação obtidos numa mesma condição e entre condições para o grupo com rácio L:C de 3:1. As barras de erro correspondem ao desvios-padrão.

Relativamente a estes dados de grupo, realizou-se uma ANOVA com dois factores para medidas repetidas, 2 (fase: A ou B) x 2 (momento: FI C ou FI L), para os dados de cada grupo. No grupo com rácio L:C de 9:1 entre os intervalos fixos da mistura não existe um efeito principal da fase ( $F(1,2) = 2.57, p > .05$ ), nem do momento do ensaio ( $F(1,2) = 9.38, p > .05$ ) nem da interacção entre os dois efeitos ( $F(1,2) = 1.86, p > .05$ ). No grupo com rácio L:C de 3:1 os resultados foram semelhantes, não existindo um efeito principal da fase ( $F(1,2) = 3.73, p > .05$ ), nem do momento do ensaio ( $F(1,2) = 0.002, p > .05$ ), nem da interacção entre os dois efeitos ( $F(1,2) = 0, p > .05$ ).

Quanto à altura da curva para os valores  $\mu_C$  e  $\mu_L$  obtidos em cada ajustamento, esta foi maior em FI C para todos os pombos do grupo com rácio L:C de 9:1 nas duas fases da experiência. Quanto ao outro grupo, o pombo 246 demonstrou igual desempenho na fase A mas não na fase B. O pombo 812 fez o padrão inverso, isto é, demonstrou um maior valor para a altura do pico em FI L na fase B mas não na fase A. O pombo 364 demonstrou uma tendência para um maior valor para a altura do pico em FI L na fase A mas na fase B exibiu resultados mistos. De um modo geral, os resultados são claros para o grupo com a maior distância relativa, o qual apresenta um maior valor para a altura do pico em FI C, mas no grupo com menor distância relativa os resultados são mistos.



Por fim, realizaram-se ainda ajustamentos de curvas gaussianas segundo a metodologia específica de Whitaker, Lowe e Wearden (2003), com vista a uma melhor comparação de resultados entre as duas investigações. Assim, os ajustamentos foram realizados nas curvas da taxa média de resposta das últimas três sessões em estado estável de cada pombo, dividindo-se todos os FI L a serem analisados em 20 segmentos e forçando todos os valores de  $\mu_L$  ao valor de FI L. Os resultados destes ajustamentos encontram-se no anexo C. Nas figuras 11 e 12 é possível ver uma representação dos dados de grupo.

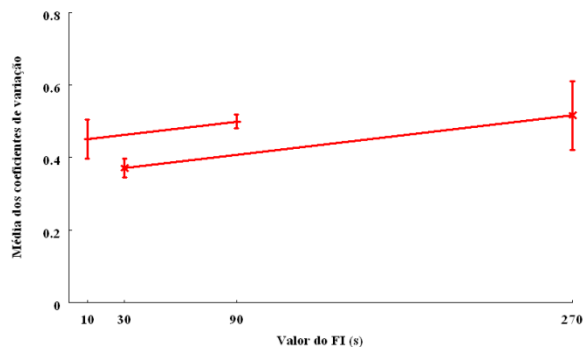


Fig.11 - Valores médios dos coeficientes de variação obtidos com a análise de Whitaker, Lowe e Wearden (2003), numa mesma condição e entre condições, para o grupo com rácio L:C de 9:1. As barras de erro correspondem ao desvios-padrão.

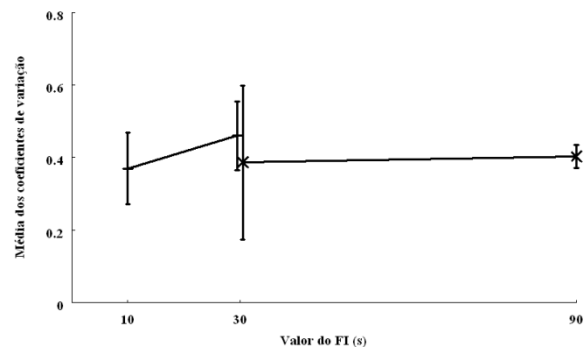


Fig.12 - Valores médios dos coeficientes de variação obtidos com a análise de Whitaker, Lowe e Wearden (2003), numa mesma condição e entre condições, para o grupo com rácio L:C de 3:1. As barras de erro correspondem ao desvios-padrão.

Com esta análise, apenas os pombos 403 e 131 do grupo com rácio L:C de 9:1 demonstraram constância do coeficiente de variação na discriminação entre os intervalos fixos da mistura de uma mesma condição. No grupo com rácio L:C de 3:1 não se verificou constância do coeficiente de variação numa mesma condição, tanto na fase A como na fase B.

Relativamente aos gráficos das figuras 11 e 12, apenas se visualiza uma diferença mínima nos valores dos coeficientes de variação entre condições no grupo com rácio L:C de 9:1. No gráfico da figura 12, existe uma diferença entre coeficientes de variação numa mesma condição na fase A mas não na fase B. Praticamente não há diferenças entre coeficientes de variação entre condições.

Relativamente a estes dados de grupo, realizou-se uma ANOVA com dois factores para medidas repetidas, 2 (fase: A ou B) x 2 (momento: FI C ou FI L), para os dados de cada grupo. No grupo com rácio L:C de 9:1 entre os intervalos fixos da mistura não existe um efeito principal da fase ( $F(1,2) = 1.8, p > .05$ ), nem do momento do ensaio ( $F(1,2) = 0.86, p > .05$ ) nem da interacção entre os dois efeitos ( $F(1,2) = 0.45, p > .05$ ). No grupo com rácio L:C de 3:1 existiu um efeito principal significativo do momento do ensaio ( $F(1,2) = 72.55, p < .05$ ) mas não existiu um efeito principal da fase ( $F(1,2) = 2.17, p > .05$ ) nem da interacção entre os dois efeitos ( $F(1,2) = 2.16, p > .05$ ).

De um modo geral, as duas formas de ajustamento gaussiano permitiram que uma elevada proporção de variância fosse explicada pelo modelo, com valores geralmente superiores a 90%,

significando que a decisão de forçar  $\mu_L$  ao valor de FI L segundo a metodologia de Whitaker, Lowe e Wearden não causou violência nos dados.

#### 4. Discussão

A propriedade da invariância da escala temporal foi sempre observada no grupo com rácio L:C de 9:1, o mesmo não acontecendo no grupo com rácio L:C de 3:1. Apesar de um pombo deste último grupo ter exibido a invariância da escala temporal quando as curvas da taxa média de resposta foram representadas numa escala relativa, dois pombos deste grupo não exibiram essa propriedade. Para além disso, o único pombo a exibí-lo teve uma fase ao longo do treino em que se tivesse atingido o critério de estado estável não se teria observado a propriedade, como é visível na figura 5.

Assim, parece existir algum efeito na forma da curva da taxa média de resposta quando se altera apenas o valor absoluto das durações no grupo com rácio L:C de 3:1. Não se trata de dizer que os sujeitos nesta condição não obtêm o padrão típico obtido com programas de dois intervalos fixos misturados nem de dizer que à medida que as durações se tornam mais semelhantes se torna mais difícil para o sujeito manter separadas duas fontes de controlo temporal, FI C e FI L, como sustentam Leak & Gibbon (1995), pois os sujeitos demonstraram pelo menos uma vez o padrão típico obtido com os programas de intervalos fixos misturados com o rácio L/C que lhes foi atribuído. Aparentemente, parece que com um rácio L/C de 3:1 não basta que se mantenha a distância relativa entre as durações dos intervalos fixos para se obter a invariância da escala temporal quando se triplicam os valores das durações de uma mistura administrada inicialmente.

Mesmo admitindo que rácios L/C pequenos aumentem a dificuldade da tarefa, levando a um maior conflito entre o controlo de FI C e FI L (Whitaker, Lowe & Wearden, 2003), o facto é que o padrão que o pombo 246 exibiu no final do treino da fase B já foi reportado na literatura como ocorrendo com rácios L/C maiores (e.g. Catania & Reynolds, 1968). Poderia tratar-se de diferenças individuais, mas em dois de 3 pombos neste grupo não ocorreu invariância da escala temporal no final do treino.

Na análise dos coeficientes de variação, estes permaneceram relativamente constantes numa mesma condição mas existiu uma tendência para diminuírem quando os intervalos fixos eram multiplicados por três. Apesar de não se detectarem diferenças significativas, a verdade é que a amostra era muito reduzida (três sujeitos por grupo), o que limita a relevância desta análise. No entanto, a existir esta tendência, a sua origem pode dever-se ao decréscimo na taxa de reforço global (número de reforços / tempo total) que ocorre quando os intervalos fixos aumentam ou então à quantidade de treino, tal como indicam investigações prévias (e.g. Lowe & Harzem, 1977 cit. Lejeune & Wearden, 1991). Contudo, o plano experimental tem uma limitação importante: como não foi contrabalanceada a ordem de apresentação das misturas em cada grupo, não se consegue prever se existe ou não um efeito desta no desempenho (Church, 2003b).

Para além disto, verificou-se mais vezes a constância do coeficiente de variação numa mesma condição na fase A, isto é, antes da multiplicação das durações dos intervalos fixos, do que na B, algo que não vai de acordo com a previsão do *SET*. No que diz respeito à previsão do *BeT*, de que existiriam valores de coeficiente de variação menores para a discriminação dos FI L do que nos FI C, foram encontrados resultados mistos. Por último, foi confirmado que em programas de dois intervalos fixos misturados com o valor de rácio L/C elevado o valor da altura do pico próximo de FI L é menor do que para o pico de FI C, embora o inverso não aconteça necessariamente em misturas com rácio L/C pequeno, como o de 3:1, contrariando o que Whitaker, Lowe e Wearden (2003) sustentam no seu artigo.

Por último, parece existir alguma limitação no modelo de soma de duas curvas gaussianas. Isto porque demonstra uma grande flexibilidade (Church, 2003a) ao ajustar-se, por exemplo, à curva da taxa média de resposta da fase B do pombo 246, quando esta é bastante distinta da curva exibida na fase A, sendo que em ambas as situações a proporção de variância explicada pelo modelo é elevada.

## 5. Direcções futuras

Uma vez que se observou algo de pouco usual no grupo com rácio L/C de 3:1 e devido à limitação da falta de contrabalanceamento da ordem de apresentação das condições, foi decidido administra-se duas novas fases A e B a todos os pombos desta experiência, com vista a testar a reversibilidade dos padrões de resposta (Staddon & Cerutti, 2003).

Assim, com uma sequência de condições ABAB, tem-se tentado perceber o que acontece particularmente com o grupo com rácio L/C de 3:1. Alguns dados recentes permitem indicar que a alternância de padrões de resposta ao longo de uma fase de treino, em que os sujeitos mantêm um padrão durante um grupo de sessões, alternando nas sessões seguintes para outro, tal como aconteceu com o pombo 364 na sua fase B, é algo recorrente neste grupo com rácio L/C de 3:1. Outro aspecto interessante é que os sujeitos deste grupo não oscilam entre uma grande variedade de padrões mas sim entre cerca de três a quatro padrões característicos. Com o grupo de rácio L/C de 9:1 parece existir maior estabilidade no que toca a exibir o mesmo padrão de resposta.

No sentido de investigar estas oscilações, todas as sessões experimentais têm vindo a ser representadas numa escala relativa. Procura-se igualmente responder à questão sobre se um sujeito que não demonstra invariância da escala temporal no estado estável de duas condições distintas, pode exibi-la quando comparado durante algumas sessões de treino em cada condição.

No entanto, investigações prévias com programas de intervalos fixos misturados têm indicado que muitas vezes a curva da taxa média de resposta não é necessariamente representativa da forma como o sujeito responde em ensaios individuais (e.g. Catania & Reynolds, 1968). Segundo Skinner (1938), existem várias fontes de variabilidade na taxa de resposta nos programas de intervalos fixos,

nomeadamente diferenças entre sessões e diferenças entre intervalos (Church, 2002). Com o objectivo de perceber o que pode ter acontecido no grupo com rácio L/C de 3:1, irão ser realizadas análises de efeitos suprasedgmentais (Richelle & Lejeune, 1980). Estas análises visam estudar: flutuações de intervalo para intervalo, como uma diferença no número de respostas em intervalos sucessivos; flutuações de sessão para sessão, como alternância de grupos de sessões com altas taxas de resposta com grupos de sessões com baixas taxas de resposta; e, por último, efeitos de uma exposição prolongada.

## 6. Conclusão

Segundo Treisman (1963), “apesar da longa história de investigação na estimação do tempo, alguns dos mais antigos problemas da área... continuam por resolver.” (cit. Catania, 1970). E assim é com a lei de Weber, passados mais de 150 anos desde a primeira tentativa da sua verificação no domínio da percepção temporal e cerca de 40 desde a sua aplicação ao *animal timing*.

A presente investigação com programas de reforço de intervalos fixos misturados, que permitem o estudo de expressões específicas da capacidade de *interval timing*, procurou contribuir para a resposta à pergunta colocada por Estel (1885) e Mehner (1885): “Será que a lei de Weber se verifica para o tempo?” (cit. Eisler, Eisler & Hellström, 2008). Ora, apesar de se verificar frequentemente mas não plenamente, o certo é que, como princípio orientador desta e de múltiplas investigações no estudo do *interval timing*, já deu um contributo indelével para a psicologia do tempo.

## Referências

- Batschelet, E. (1979). *Introduction to Mathematics for Life Scientists (3<sup>rd</sup> Edition)*. New York: Springer-Verlag.
- Block, R. A. (1990). Models of psychological time. In R. A. Block (Ed.), *Cognitive models of psychological time* (pp. 1-35). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Block, R. A. & Zakay, D. (2001). Psychological Time at the Millennium: Some Past, Present, Future and Interdisciplinary Issues. In M. P. Soulsby & J. T. Fraser (Eds.), *Time: Perspectives at the Millennium (The Study of Time IX)* (pp. 157-173). Westport, CT: Bergin & Garvey.
- Bouton, M. (2007). *Learning and Behavior: A Contemporary Synthesis*. Sunderland, Massachusetts: Sinauer Associates.
- Catania, A. C. (1970). Reinforcement Schedules and Psychophysical Judgments: A study of Some Temporal Properties of Behavior. In W. N. Schoenfeld (Ed), *The Theory of Reinforcement Schedules* (pp.1-42). 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.
- Church, R. M. (2002). Temporal learning. In R. Gallistel & H. Pashler (Eds.), *Stevens' Handbook of Experimental Psychology (3<sup>rd</sup> Edition), Volume 3, Learning, Motivation and Emotion* (pp. 365-393). New York, NY: Wiley.
- Church, R. M. (2003a). A concise introduction to Scalar Timing Theory. In W. H. Meck (Ed.), *Functional and neural mechanisms of interval timing* (pp. 3-22). Boca Raton, FL: CRC Press.
- Church, R. M. (2003b). Animal Learning. In J. A. Schinka & W. Velicer (Eds.) Volume 2. (Research Methods). *Comprehensive Handbook of Psychology* (pp. 271-287). New York: Wiley.
- Church, R. M., Guilhardi, P., Keen, R., MacInnis, M., & Kirkpatrick, K. (2003). Simultaneous temporal processing. In H. Helfrich (Ed.), *Time and Mind II: Information Processing Perspectives* (pp. 3-19). Gottingen: Germany: Hogrefe & Huber Publishers.
- Colman, A. M. (2006). *A Dictionary of Psychology (2<sup>nd</sup> Edition)*. New York: Oxford University Press
- Dews, P.B. (1970). The Theory of Fixed-Interval Responding. In W. N. Schoenfeld (Ed), *The Theory of Reinforcement Schedules* (pp. 43-61). New York: Appleton-Century-Crofts.
- Eisler, H., Eisler, A. D. & Hellström, Å. (2008). Psychophysical Issues in the Study of Time Perception. In S. Grondin (Ed.), *Psychology of time* (pp. 75-109). Bingley, U.K.: Emerald Group.
- Fetterman, J. G. & Killen, P. R. (1992). Time discrimination in *Columba livia* and *Homo sapiens*. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 18 (1), 80-94.
- Fraisse, P. (1984). Perception and Estimation of Time. *Annual Review of Psychology*, 35, 1-36.

- Gallistel, C. R., & Gibbon, J. (2000). Time, rate and conditioning. *Psychological Review*, 107 (2), 289-344.
- Gibbon, J. (1991). Origins of scalar timing. *Learning and Motivation*, 22, 3-38.
- Gibbon, J., Malapani, C., Dale, C. L. & Gallistel, C. R. (1997). Toward a neurobiology of temporal cognition: advances and challenges. *Current opinion in neurobiology*, 7(2), 170-184.
- Goldstein, E. B. (2007). *Sensation and Perception (7<sup>th</sup> Edition)*. Belmont, CA: Thomson Wadsworth.
- Grondin, S. (2001). From Physical Time to the First and Second Moments of Psychological Time. *Psychological Bulletin*, 127 (1), 22-44.
- Grondin, S. (2003). Studying psychological time with Weber's law. In R. Buccheri, M. Saniga, & M. Stuckey (Eds.), *The Nature of Time: Geometry, Physics and Perception* (pp. 33-41). Dordrecht, Ne: Kluwer.
- Grondin, S. (2004). Current Issues Related to Psychological Time. In S. P. Shohov (Ed.), *Advances in Psychology Research*, vol. 3 (pp. 61-85). New York: Nova Science Publishers.
- Grondin, S. (2008). Methods for Studying Psychological Time. In S. Grondin (Ed.), *Psychology of time* (pp. 51-74). Bingley, U.K.: Emerald Group.
- Hergenhahn, B. R. (1997). *An Introduction to the History of Psychology (3<sup>rd</sup> Edition)*. Pacific Grove, CA: Brooks/Cole Publishing Company.
- Higa, J. (2000). *Timing*. Tutoria realizada no encontro da SQAB. Vídeo acessado a 11/10/2010 em [http://sqab.psychology.org/SQAB\\_Tutorial\\_Video\\_Tapes.html](http://sqab.psychology.org/SQAB_Tutorial_Video_Tapes.html).
- Leak, T., & Gibbon, J. (1995). Simultaneous timing of multiple intervals: Implications of the scalar property. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 21, 3-19.
- Lejeune, H. & Wearden, J. H. (1991). The Comparative Psychology of Fixed-Interval Responding: Some Quantitative Analyses. *Learning and Motivation*, 22, 84-111.
- Lejeune, H. & Wearden, J. H. (2006). Scalar properties in animal timing: Conformity and violations. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 59 (11), 1875-1908.
- Machado, A. & Silva, F. J. (2002). Animal Learning. In Lynn Nadel (Ed.), *Encyclopedia of Cognitive Science. Volume 1* (pp. 142-149). London, UK: McMillan.
- Machado, A., Malheiro, T. & Erlhagen, W. (2009). Learning to Time: A Perspective. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 92 (3), 423-458.
- Machado, A. & Oliveira, O. (2009). Dupla bissecção temporal: Testes críticos de dois modelos de timing. *Acta Comportamental*, 17 (1), 25-60.
- MacInnis, M. L. M., & Guilhardi, P. (2006). Basic temporal discrimination procedures. In M. A. Anderson (Ed.), *Tasks and Techniques: A Sampling of Methodologies for the Investigation of Animal Learning, Behavior and Cognition* (pp. 233-244). Hauppauge, NY: Nova Science Publishers.
- Malapani, C. & Fairhurst, S. (2002). Scalar timing in animals and humans. *Learning and Motivation*, 33, 156-176.

- Masin, S. C. (2009). The (Weber's) law that never was. In M. A. Elliott, S. Antonijević, S. Berthaud, P. Mulcahy, B. Bargary, C. Martyn, & H. Schmidt (Eds.), *Proceedings of the twenty-fifth annual meeting of the International Society for Psychophysics* (pp. 441-446). Galway, Ireland: International Society for Psychophysics.
- Matell, M. S. & Meck, W. H. (2000). Neuropsychological mechanisms of interval timing behavior. *Bioessays*, 22 (1),94-103.
- Motulsky, H. J. & Christopoulos, A. (2003). *Fitting models to biological data using linear and nonlinear regression. A practical guide to curve fitting*. San Diego: GraphPad Software Inc.
- Pasquali, L. (1996). Teoria e Métodos em Psicofísica. In L. Pasquali (Org.), *Teoria e métodos de medida em ciências do comportamento* (pp. 43-72). Brasília: Laboratório de Pesquisa em Avaliação e Medida, Instituto de Psicologia, UnP: INEP.
- Reese, E. P. (1964). *Experiments in Operant Behavior*. New York: Appleton-Century-Crofts.
- Richelle, M. & Lejeune, H. (1980). *Time in Animal Behaviour*. New York: Pergamon.
- Roberts, W. (1997). *Principles of Animal Cognition*. Boston: McGraw-Hill.
- Roeckelein, J. E. (2008). History of Conceptions and Accounts of Time and Early Time Perception Research. In S. Grondin (Ed.), *Psychology of time* (pp. 1-50). Bingley, U.K.: Emerald Group.
- Schneider, B. A. (1969). A two-state analysis of fixed-interval responding in the pigeon. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 12 (5), 677-687.
- Shettleworth, S. (2010). *Cognition, evolution and behavior (2<sup>nd</sup> Edition)*. New York: Oxford University Press.
- Staddon, J. E. R. (2001). *Adaptive Dynamics: The Theoretical Analysis of Behavior*. Cambridge, MA: MIT/Bradford.
- Staddon, J. E. R. & Cerutti, D. T. (2003). Operant conditioning. *Annual Review of Psychology*, 54, 115-144.
- Watson, R. I. (1979). *Basic Writings in the History of Psychology*. New York, NY: Oxford University Press.
- Whitaker, J. S., Lowe, C. F. & Wearden, J. (2003). Multiple-interval timing in rats: Performance on two valued mixed fixed-interval schedules. *Journal of Experimental Psychology: Animal Behavior Processes*, 29, 277-291.

## Anexo A

Valores obtidos em cada um dos ajustamentos gaussianos para cada sujeito na fase A

Pombo	FI C	FI L	K <sub>C</sub>	μ <sub>C</sub>	σ <sub>C</sub>	K <sub>L</sub>	μ <sub>L</sub>	σ <sub>L</sub>	CV <sub>C</sub>	CV <sub>L</sub>	Altura Pico FI C	Altura Pico FI L	$\bar{R}^2$
246	10	30	20,3	6,5	3,6	103,3	24,6	13,4	0,54	0,54	3,5	3,1	0,75
			20,4	6,5	3,6	105,1	24,2	12,8	0,55	0,53	3,5	3,3	0,69
			22,3	7,0	4,0	110,0	25,5	13,4	0,57	0,53	3,5	3,3	0,71
			23,8	7,3	3,4	89,1	25,6	10,9	0,46	0,43	3,6	3,3	0,90
			22,5	6,5	3,4	96,1	24,4	11,5	0,52	0,47	3,7	3,3	0,87
			22,9	6,8	3,3	96,5	26,0	11,8	0,48	0,45	3,6	3,3	0,86
364	10	30	18,4	10,7	3,8	43,6	27,1	8,4	0,35	0,31	2,3	2,1	0,95
			13,0	10,0	3,4	49,9	26,9	10,4	0,34	0,39	2,0	1,9	0,94
			13,9	9,7	3,0	49,2	25,6	9,0	0,31	0,35	2,3	2,2	0,91
			17,4	10,1	3,2	48,4	27,1	8,3	0,32	0,30	2,4	2,3	0,96
			12,8	9,9	2,8	66,5	27,7	10,0	0,29	0,36	2,3	2,6	0,98
			12,7	9,3	2,8	65,9	28,3	11,6	0,29	0,41	2,4	2,3	0,92
812	10	30	16,4	11,2	4,6	80,4	30	10,1	0,41	0,34	2,0	3,2	0,96
			14,5	10,0	4,1	78,9	28,3	9,9	0,41	0,35	2,0	3,2	0,94
			9,3	8,6	3,2	84,4	26,6	9,4	0,37	0,35	1,7	3,6	0,96
			10,5	9,1	2,7	102,6	28,7	11,8	0,29	0,41	2,4	3,5	0,95
			12,9	8,3	2,7	100,4	28,4	10,7	0,33	0,38	2,5	3,8	0,87
			13,9	9,3	3,3	72,5	27,9	9,5	0,35	0,34	2,1	3,1	0,90
G1	10	90	19,7	9,8	3,7	104,3	81,5	30,4	0,37	0,37	2,2	1,4	0,96
			17,4	9,8	4,0	124,9	83,9	37,8	0,41	0,45	1,9	1,3	0,87
			21,5	9,1	4,2	102,8	81,1	30,4	0,47	0,38	2,1	1,3	0,92
			20,9	9,3	3,7	119,6	71,1	36,8	0,40	0,52	2,6	1,3	0,88
			19,6	8,4	3,3	109,6	80,1	36,9	0,39	0,46	2,5	1,2	0,93
			20,1	9,4	3,6	113,0	80,2	38,6	0,39	0,48	2,4	1,2	0,91
403	10	90	20,2	8,2	3,4	190,1	81,6	45,7	0,41	0,56	2,8	1,7	0,88
			20,6	7,8	3,7	254,6	90	53,5	0,48	0,59	2,8	1,9	0,87
			27,7	7,8	4,0	157,0	77,8	33,1	0,52	0,42	2,9	1,9	0,94
			29,7	9,0	4,6	163,7	90	37,4	0,51	0,42	2,8	1,7	0,94
			27,0	8,9	4,4	167,8	83,3	38,2	0,46	0,49	2,7	1,8	0,91
			21,1	7,8	3,7	177,6	79,0	39,0	0,48	0,49	2,6	1,8	0,89
131	10	90	27,2	7,4	4,0	81,3	73,8	34,0	0,55	0,46	2,8	1,0	0,95
			31,3	9,4	4,6	89,0	74,0	32,8	0,48	0,44	2,9	1,1	0,94
			25,4	8,0	4,2	90,1	73,9	40,0	0,52	0,54	2,7	0,9	0,93
			27,1	8,6	4,0	89,2	82,1	39,0	0,47	0,48	2,8	0,9	0,96
			28,7	7,5	4,2	99,2	72,8	31,0	0,56	0,43	2,9	1,3	0,90
			21,9	9,5	4,3	84,1	90	41,9	0,46	0,47	2,1	0,8	0,94



## Anexo B

Valores obtidos em cada um dos ajustamentos gaussianos para cada sujeito na fase B

Pombo	FI C	FI L	K <sub>C</sub>	μ <sub>C</sub>	σ <sub>C</sub>	K <sub>L</sub>	μ <sub>L</sub>	σ <sub>L</sub>	CV <sub>C</sub>	CV <sub>L</sub>	Altura Pico FI C	Altura Pico FI L	$\bar{R}^2$
246	30	90	26,3	25,4	13,2	173,3	73,7	31,8	0,52	0,43	1,5	2,2	0,89
			10,9	17,7	7,2	179,1	67,3	38,4	0,41	0,57	1,4	1,9	0,81
			33,6	25,8	15,3	125,1	76,3	30,0	0,59	0,39	1,3	1,7	0,87
			30,0	26,2	14,0	136,8	74,0	31,6	0,53	0,43	1,4	1,7	0,87
			41,8	25,8	16,4	171,7	78,8	33,7	0,64	0,43	1,6	2,0	0,81
			36,5	26,0	14,2	192,5	77,6	35,0	0,55	0,45	1,8	2,2	0,86
364	30	90	22,3	31,7	9,2	93,6	90	32,5	0,29	0,36	1,2	1,0	0,96
			7,3	28,6	7,3	67,8	67,7	28,7	0,26	0,42	0,8	0,9	0,93
			25,6	34,5	10,8	67,4	79,4	24,2	0,31	0,30	1,1	1,1	0,99
			14,5	32,5	9,1	70,3	81,3	28,8	0,28	0,35	0,9	1,0	0,97
			10,1	28,8	6,2	68,5	74,7	29,4	0,21	0,39	0,9	0,9	0,95
			17,8	30,5	7,1	269,7	90	30,7	0,23	0,34	1,2	1,2	0,94
812	30	90	53,0	37,4	12,8	59,1	80,4	17,0	0,34	0,21	1,7	1,4	0,96
			35,5	31,3	9,3	100,1	90	27,7	0,30	0,31	1,7	1,4	0,90
			36,0	31,5	8,9	78,4	82,8	23,0	0,28	0,28	1,7	1,4	0,98
			35,6	31,3	9,9	80,9	85,3	25,0	0,32	0,29	1,6	1,3	0,96
			29,0	30,8	8,5	92,1	83,5	25,9	0,27	0,31	1,5	1,4	0,99
			23,6	31,8	7,7	90,9	80,5	26,6	0,24	0,33	1,5	1,4	0,97
G1	30	270	42,7	24,6	10,7	329,3	253,4	124,6	0,44	0,49	1,8	1,1	0,90
			43,8	27,2	10,7	242,1	255,3	88,2	0,39	0,35	1,7	1,1	0,95
			44,8	24,8	9,0	320,2	263,0	117,1	0,36	0,45	2,1	1,1	0,97
			57,4	27,7	10,9	310,4	270	111,9	0,39	0,41	2,2	1,1	0,96
			55,5	25,6	10,5	289,8	255,4	100,2	0,41	0,39	2,2	1,2	0,96
			42,3	25,3	9,9	321,7	270	112,5	0,39	0,42	1,8	1,1	0,95
403	30	270	46,5	28,0	11,0	302,8	220,1	102,2	0,39	0,46	1,9	1,2	0,91
			39,7	29,4	11,1	255,4	232,8	100,9	0,38	0,43	1,6	1,0	0,96
			29,6	30,1	9,1	276,0	240,4	109,0	0,30	0,45	1,5	1,0	0,96
			27,6	32,1	10,1	240,6	247,7	119,8	0,31	0,48	1,2	0,8	0,95
			34,8	33,0	10,6	305,2	266,6	128,9	0,32	0,48	1,5	0,9	0,95
			49,7	30,0	10,3	322,0	231,8	105,6	0,34	0,46	2,1	1,2	0,96
131	30	270	25,0	32,6	11,3	126,4	210,4	125,3	0,35	0,60	1,0	0,4	0,87
			25,8	30,4	9,8	73,2	201,1	110,7	0,32	0,55	1,1	0,3	0,97
			26,0	32,7	13,3	93,8	270	147,4	0,41	0,55	0,8	0,3	0,93
			27,0	33,4	12,9	73,5	248,6	132,5	0,38	0,53	0,9	0,2	0,93
			28,8	31,1	10,7	121,0	249,4	125,5	0,34	0,50	1,2	0,4	0,95
			15,8	32,0	8,9	174,7	270	238,1	0,28	0,88	0,9	0,3	0,88

## Anexo C

Valores obtidos em cada um dos ajustamentos gaussianos para cada sujeito na fase A seguindo o método de análise de Whitaker, Lowe & Wearden (2003)

FI C	FI L	Pombo	$K_C$	$\mu_C$	$\sigma_C$	$K_L$	$\mu_L$	$\sigma_L$	$CV_C$	$CV_L$	Altura Pico FI C	Altura Pico FI L	$\bar{R}^2$
10	30	246	18,7	6,9	3,3	144,7	30	17,1	0,48	0,57	3,6	3,4	0,82
		364	12,8	9,9	3,0	71,2	30	12,2	0,30	0,41	2,3	2,3	0,96
		812	9,9	9,0	3,0	104,9	30	12,1	0,33	0,40	2,1	3,5	0,96
10	90	G1	18,5	9,1	3,6	142,8	90	43,0	0,39	0,48	2,3	1,3	0,93
		403	22,7	8,4	3,9	211,9	90	46,2	0,46	0,51	2,7	1,8	0,98
		131	25,6	8,5	4,2	116,6	90	45,6	0,50	0,51	2,6	1,0	0,99

Valores obtidos em cada um dos ajustamentos gaussianos para cada sujeito na fase B seguindo o método de análise de Whitaker, Lowe & Wearden (2003)

FI C	FI L	Pombo	$K_C$	$\mu_C$	$\sigma_C$	$K_L$	$\mu_L$	$\sigma_L$	$CV_C$	$CV_L$	Altura Pico FI C	Altura Pico FI L	$\bar{R}^2$
30	90	246	46,6	29,9	18,9	188,7	90	38,3	0,63	0,43	1,6	2,0	0,89
		364	14,2	31,5	8,2	99,1	90	37,4	0,26	0,42	1,0	1,1	0,97
		812	28,5	31,7	83,9	115,2	90	32,9	0,26	0,37	1,6	1,4	0,97
30	270	G1	45,1	26,0	9,5	325,7	270	116,4	0,37	0,43	2,0	1,1	0,99
		403	35,1	30,2	10,5	360,0	270	134,6	0,35	0,50	1,6	1,1	0,97
		131	22,1	31,7	12,7	129,4	270	167,0	0,40	0,62	0,8	0,3	0,93