

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA  
CENTRO DE CIÊNCIAS NATURAIS E EXATAS  
CURSO DE ESPECIALIZAÇÃO EM ESTATÍSTICA E MODELAGEM  
QUANTITATIVA**

**ANÁLISE DO PADRÃO DE ATIVIDADE E ECOLOGIA  
TÉRMICA DO LAGARTO *Tropidurus torquatus* NO SUL DO  
BRASIL**

**MONOGRAFIA DE ESPECIALIZAÇÃO**

**Jeferson Luis Steindorff de Arruda**

**Santa Maria, RS, Brasil  
2012**

**ANÁLISE DO PADRÃO DE ATIVIDADE E ECOLOGIA TÉRMICA DO  
LAGARTO *Tropidurus torquatus* NO SUL DO BRASIL**

**Jeferson Luis Steindorff de Arruda**

Monografia apresentada ao Curso de Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de **Especialista em Estatística e Modelagem Quantitativa.**

**Orientadora: Prof. Dra. Roselaine Ruviaro Zanini**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2012**

**Universidade Federal de Santa Maria  
Centro de Ciências Naturais e Exatas  
Curso de Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa**

**A Comissão Examinadora, abaixo assinada,  
aprova a Monografia de Especialização**

**ANÁLISE DO PADRÃO DE ATIVIDADE E ECOLOGIA TÉRMICA DO LAGARTO  
*Tropidurus torquatus* NO SUL DO BRASIL**

elaborada por  
**Jeferson Luis Steindorff de Arruda**

como requisito parcial para obtenção do grau de  
**Especialista em Estatística e Modelagem Quantitativa**

**COMISSÃO EXAMINADORA:**

**Roselaine Ruviano Zanini, Dra.**  
(Presidente/Orientadora)

**Luciane Flores Jacobi, Dra. (UFSM)**

**Adriano Mendonça Souza, Dr. (UFSM)**

Santa Maria, 31 de julho de 2012.

**RESUMO**

Monografia de Especialização  
Curso de Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa  
Universidade Federal de Santa Maria

**ANÁLISE DO PADRÃO DE ATIVIDADE E ECOLOGIA TÉRMICA DO LAGARTO  
*Tropidurus torquatus* NO SUL DO BRASIL**

AUTOR: JEFERSON LUIS STEINDORFF DE ARRUDA

ORIENTADORA: ROSELAINÉ RUVIARO ZANINI

Data e Local da Defesa: Santa Maria, 31 de julho de 2012.

Lagartos são considerados organismos modelos em ecologia, possibilitando o entendimento de padrões e relações entre organismos e ambiente. *Tropidurus torquatus* é uma espécie com populações vivendo em diversos habitats e sob diferentes pressões ambientais. Devido a isso, com este trabalho objetivou-se avaliar aspectos da ecologia térmica e padrão de atividade de *Tropidurus torquatus* e a relação e/ou explicação destes por variáveis ambientais utilizando diferentes ferramentas estatísticas. Para elucidar questões referentes ao padrão de atividade e ecologia térmica da espécie foram registrados os indivíduos avistados ao longo de transecções e, aferindo a temperatura corporal de animais capturados manualmente de duas populações no sul do Brasil. O tempo em atividade no verão foi maior ( $p < 0,001$ ) do que no inverno. No verão os animais iniciaram sua atividade mais cedo ( $p < 0,001$ ) e no inverno retornam mais cedo aos abrigos ao final do dia ( $p < 0,01$ ). Quando as estações foram analisadas separadamente somente o fotoperíodo ( $r = 0,62$ ;  $p = 0,01$ ) e insolação ( $r = 0,53$ ;  $p = 0,03$ ) estiveram correlacionados com o período de atividade no verão e somente a insolação ( $r = 0,85$   $p < 0,01$ ) e a temperatura do substrato ( $r = 0,58$   $p = 0,01$ ) no inverno. No verão há maior proporção de animais expostos ao sol no início e fim do dia e maior nos horários próximos ao meio dia no inverno ( $p < 0,01$ ). As temperaturas corporais ( $\bar{x} = 33,6$  °C  $\pm 2,86$ ;  $n = 369$ ) estiveram correlacionadas com as temperaturas do substrato ( $r = 0,58$ ;  $p < 0,01$ ) e do ar ( $r = 0,57$ ;  $p < 0,01$ ). Não houve diferença entre as duas populações ( $p = 0,23$ ) e entre os sexos ( $p = 0,57$ ) utilizando as temperaturas ambientais como covariável ( $p < 0,01$ ). A diferença na duração da atividade deve-se à redução da temperatura, insolação e fotoperíodo no inverno. Apesar da sazonalidade na duração da atividade, o padrão de atividade é do tipo unimodal, semelhante a outras populações e outros tropidurídeos. Os dados sugerem a atuação de ambos, fatores históricos e plasticidade fenotípica frente às variáveis ambientais, nas populações de *Tropidurus torquatus* do sul do Brasil.

Palavras-chaves: ecologia, hipótese, estatística circular, componentes principais, ANCOVA.

**ABSTRACT**

Monografia de Especialização  
Curso de Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa  
Universidade Federal de Santa Maria

**ACTIVITY PATTERN AND THERMAL ECOLOGY ANALYSIS OF *Tropidurus torquatus*  
LIZARD IN SOUTHERN BRAZIL**

AUTHOR: JEFERSON LUIS STEINDORFF DE ARRUDA  
ADVISOR: ROSELAINÉ RUVIARO ZANINI  
Santa Maria, 31 de julho de 2012.

Lizards are model organisms in ecology, providing understanding of patterns and relationships between organisms and their environment. *Tropidurus torquatus* is a species with populations living in different habitats and under different environmental pressures. The objective of this study is evaluated thermal ecology and activity pattern of *Tropidurus torquatus* and this relation with environmental variables utilizing statistics methods. To answer questions regarding the activity pattern and thermal ecology, sighted individuals along transects were recorded and body temperature of animals captured manually checked. The time in activity was higher in summer ( $p < 0.001$ ) than in winter. In summer the animals began their activity sooner ( $p < 0.001$ ) and early return to shelters in winter ( $p < 0.01$ ). When seasons were analyzed separately only the photoperiod ( $r = 0.62$   $p = 0.01$ ) and sunlight ( $r = 0.53$ ,  $p = 0.03$ ) were correlated with the period of activity in the summer and only sunlight ( $r = 0.85$   $p < 0.01$ ) and the substrate temperature ( $r = 0.58$   $p = 0.01$ ) in winter. There is a higher proportion of animals exposed to sun at the beginning and at the end of the day in the summer and near midday in winter ( $p < 0.01$ ). The body temperatures ( $\bar{x} = 33.6$  °C  $\pm 2.86$ ;  $n = 369$ ) were correlated with the temperatures of the substrate ( $r = 0.58$ ,  $p < 0.01$ ) and air ( $r = 0.57$ ,  $p < 0.01$ ). There was no difference between the two populations ( $p = 0.23$ ) and between sexes ( $F_{1, 359} = 0.32$ ,  $p = 0.57$ ) using the ambient temperatures as a covariate ( $p < 0.01$ ). The difference in the duration of the activity is due to the reduction of temperature, sunlight and photoperiod in winter. Despite the seasonality in the duration of the activity, the activity pattern is unimodal type, similar to other populations and other tropidurids. The data suggest that both historical factors and phenotypic plasticity are acting in southern populations of *Tropidurus torquatus* in environmental response.

Key-words: ecology, hypothesis, circular statistics, principal components analysis, ANCOVA

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Mapa indicando a localização das áreas de estudo .....	35
Figura 2 - Horário da visualização dos primeiros e últimos indivíduos de <i>Tropidurus torquatus</i> ativos.....	38
Figura 3 - Relação entre a duração da atividade diária de <i>Tropidurus torquatus</i> e variáveis ambientais.....	40
Figura 4 - Proporção de indivíduos de <i>Tropidurus torquatus</i> ativos durante o verão e o inverno.	42
Figura 5 - Proporção de indivíduos de <i>Tropidurus torquatus</i> expostos ao sol durante o verão e o inverno. ....	44
Figura 6 – Variação horária na proporção de indivíduos de <i>Tropidurus torquatus</i> ativos e expostos ao sol, e valores do componente principal 1 das variáveis de temperatura .....	46
Figura 7 - Temperaturas corporais, do substrato e do ar a 1 centímetro de altura do substrato utilizado pelos indivíduos de <i>Tropidurus torquatus</i> .....	47

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Correlação linear entre o comprimento do período de atividade de <i>Tropidurus torquatus</i> e variáveis ambientais .....	39
Tabela 2 - Média da proporção de indivíduos de <i>Tropidurus torquatus</i> ativos nos horários amostrados .....	41
Tabela 3 - Média da proporção de indivíduos de <i>Tropidurus torquatus</i> expostos ao sol nos horários amostrados .....	43
Tabela 4 - Matriz de correlação de Spearman entre a proporção de indivíduos de <i>Tropidurus torquatus</i> ativos e variáveis ambientais.....	45

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>8</b>
<b>2. REVISÃO DA LITERATURA.....</b>	<b>11</b>
<b>3. MÉTODOS .....</b>	<b>34</b>
<b>3.1. Coleta dos dados .....</b>	<b>34</b>
<b>3.2. Análise dos dados.....</b>	<b>36</b>
<b>4. RESULTADOS .....</b>	<b>38</b>
<b>5. DISCUSSÃO .....</b>	<b>48</b>
<b>6. CONCLUSÃO.....</b>	<b>50</b>
<b>7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>51</b>

## 1. INTRODUÇÃO

Aspectos da ecologia e história de vida das espécies costumam responder diferentemente às variações ambientais, sendo mais influenciadas pelo fotoperíodo e temperatura na região temperada (TINKLE *et al.*, 1970) e pela pluviosidade, umidade, disponibilidade de alimento e fotoperíodo, na região tropical (TINKLE *et al.*, 1970; VAN SLUYS, 1993). Espécies que se distribuem ao longo de um gradiente latitudinal estão sujeitas a distintas pressões ambientais, podendo as populações responder alterando características de sua história de vida.

O tempo em atividade de uma espécie pode variar entre as estações em resposta a mudanças ambientais (HUEY E PIANKA, 1977) como temperatura, umidade e fotoperíodo, bem como devido a características dos animais como a diversidade em tamanho (NICHOLSON *et al.*, 2005).

Vários fatores podem influenciar a temperatura de um organismo, tamanho corporal, velocidade do vento (WEATHERS, 1970), insolação (CRISP, 1979), coloração (RICE; BRADSHAW, 2004), orientação e escolha do microhabitat (GANDOLFI; ROCHA, 1998). A temperatura dos lagartos também é influenciada pelo padrão de atividade e intensidade de forrageamento (ROCHA, 1994).

A termorregulação é o comportamento realizado para a manutenção da temperatura corporal, envolvendo o deslocamento entre áreas ensolaradas e sombreadas, controle do tempo de atividade no habitat (HUEY, 1974), modificação da postura e orientação do corpo em direção a radiação (GANDOLFI; ROCHA, 1998). O aumento da atividade, gerado pelo aumento de temperatura, pode trazer vantagens aos indivíduos como maior tempo de forrageamento (BALLINGER, 1977), mas pode trazer consequências negativas como maior tempo de exposição a predadores (VAN SLUYS, 1998).

Em geral, os lagartos são considerados especialistas quanto ao uso do habitat, havendo maior complexidade na comunidade em locais com maior heterogeneidade espacial (HEATWOLE, 1977 apud Araújo, 1994). Também a escolha do habitat envolve escolhas entre vantagens e desvantagens, locais mais altos podem ser vantajosos para termorregulação e controle territorial (KOHLSDORF *et al.*, 2006), mas em contrapartida aumentam o risco de predação (SHEPARD, 2007).

*Tropidurus torquatus* é um lagarto de porte médio, diurno e heliotérmico que habita áreas abertas do interior do continente, restingas costeiras e algumas ilhas litorâneas (RODRIGUES, 1987). Distribuiu-se da região tropical à temperada, desde o Maranhão (RODRIGUES, 1987) até Tacuarembó, no Uruguai (CARREIRA *et al.*, 2005). No sul do Brasil, as populações parecem restritas a afloramentos rochosos, importantes para termorregulação, principalmente no período mais frio do ano (ARRUDA *et al.*, 2008). Em hábitat de restinga *T. torquatus* apresentou o mais extenso período de atividade entre as espécies simpátricas e seu padrão de atividade variou entre as estações (HATANO *et al.*, 2001). KIEFER *et al.* (2005) demonstrou que em função da variação na temperatura do ambiente a temperatura média dos lagartos pode variar geograficamente.

O padrão de atividade e a ecologia térmica de *T. torquatus* são conhecidos na região tropical, em locais com pluviosidade sazonal e temperatura relativamente constante ao longo do ano (GANDOLFI; ROCHA, 1998; KIEFER *et al.*, 2005), mas não há dados de como a espécie reage quanto ao padrão de atividade e temperatura corporal em um habitat com marcada sazonalidade térmica, na região sub-tropical.

Devido a essa escassez de informações sobre a ecologia térmica e sua relação com variáveis ambientais, principalmente na região subtropical este estudo visa elucidar algumas dessas questões utilizando-se de ferramentas estatísticas apropriadas. Esse tipo de estudo tem como característica a formulação de várias perguntas, ou seja, hipóteses que devem ser testadas com o uso de testes estatísticos. Para elucidação de questões relacionadas a dados sem uma origem, ou zero verdadeiro, são transformados em dados circulares e utilizados testes de estatística circular baseados na distribuição de von Mises. Para verificar diferenças entre dois grupos de variáveis são utilizados teste *t*, Mann-Whitney e Wilcoxon e, análise de variância e de covariância para mais de dois grupos de amostras, sendo a escolha entre eles dependente de cumprirem pressupostos como normalidade e homocedasticidade. Para estabelecer relações entre variáveis bióticas e abióticas são utilizados correlação de Pearson e Spearman, regressão linear múltipla e quando é necessária a redução de variáveis autocorrelacionadas anteriormente a essas análises, é utilizado análise de componentes principais.

O objetivo deste trabalho é esclarecer aspectos da ecologia térmica e padrão de atividade de *Tropidurus torquatus* e a relação e/ou explicação destes por variáveis ambientais utilizando diferentes ferramentas estatísticas. Com isso, buscou-se testar as seguintes hipóteses nulas:

Não há diferença no padrão de atividade ao longo do ano;

A preferência por áreas ensolaradas e sombreadas não sofre alteração ao longo do dia ou do ano;

Não há diferença na temperatura corporal dos indivíduos entre estações e entre os sexos;

Não há relação entre as variáveis ambientais e as variações nesses aspectos comportamentais.

Dessa forma, e através da comparação dos resultados obtidos com outros trabalhos realizados em populações sob outras pressões ambientais podemos entender como diferentes populações dessa espécie se adaptam a essas diferenças locais.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

Algumas escalas de medidas não possuem um ponto zero verdadeiro e sua designação de valores altos ou baixos é arbitrária. Esse é o caso de dados circulares como, por exemplo, a direção medida em graus, as horas do dia, os dias da semana, os meses no ano. Com isso, pode-se trabalhar com essa classe de dados transformando os valores para graus e utilizando-se de testes específicos desenvolvidos para esta finalidade (GOTELLI; ELLISON, 2004). Há uma gama de testes de hipóteses, em muitos aspectos similares aos testes para dados lineares, disponíveis para trabalhar estas variáveis, tanto paramétricos, seguindo a distribuição de von Mises, quanto não paramétricos. A distribuição de von Mises é também chamada de normal circular, devido a sua similaridade com a escala linear da distribuição normal (ZAR, 1999).

O teste de uniformidade de Rayleigh é um teste estatístico de distribuição circular que testa a hipótese nula de que os dados, medidos ou transformados em ângulos ( $a$ ), são distribuídos de maneira uniforme ao redor do círculo. O valor de  $Z$  é calculado como:

$$Z = nr^2 \quad [1]$$

onde  $n$  é o número de observações e  $r$  o comprimento do vetor médio. O comprimento do vetor médio varia de 0 a 1, sendo que maiores valores indicam que as observações estão mais agrupadas em torno da média (KOVACH, 2006), sendo que este é calculado por:

$$r = \sqrt{X^2 + Y^2} \quad [2]$$

onde:

$$Y = \frac{\sum_{i=1}^n \sin a_i}{n} \quad [3]$$

e

$$X = \frac{\sum_{i=1}^n \cos a_i}{n} \quad [4]$$

O valor de  $Z$  calculado pode ser comparado ao  $Z$  crítico tabelado ou a probabilidade do teste pode ser aproximada satisfatoriamente, quando  $n$  maior do que 10, por:

$$P = \exp\left[\sqrt{1 + 4n + 4(n^2 - R^2)} - (1 + 2n)\right] \quad [5]$$

Se a hipótese nula é rejeitada pelo teste de Rayleigh conclui-se que há uma direção na média populacional e, se for rejeitada conclui-se que a distribuição é uniforme ao redor do círculo, mas somente se a distribuição não tiver mais do que uma moda, já que esse teste falha na rejeição de  $H_0$  quando a distribuição é bimodal (ZAR, 1999). Com isso, esse teste foi utilizado para verificar se a distribuição dos registros das visualizações dos lagartos estava aleatoriamente ao longo do dia ou se há algum padrão na atividade.

O teste de Watson é um teste não paramétrico, ou seja, usado quando os dados não seguem a distribuição de von Mises e quando a dispersão das populações não são as mesmas, além de ser indicado quando ao menos uma das populações não é unimodal (ZAR, 1999). É aplicável quando se pretende testar a diferença entre duas amostras de dados circulares, ou seja, quando os valores representam ângulos. O teste de Watson é semelhante ao teste de Mann-Whitney, mas é preferível ao último quando os dados não são lineares, já que no primeiro o ponto inicial para determinação das frequências acumuladas é imaterial (KOVACH, 2006). Os dados devem ser arranjados em ordem ascendente e calculados segundo a equação:

$$U^2 = \frac{n_1 n_2}{N^2} \left[ \sum_{k=1}^N d_k^2 - \frac{(\sum_{k=1}^N d_k)^2}{N} \right] \quad [6]$$

onde:  $n_1$  e  $n_2$  são os tamanhos das amostras separadamente,  $N = n_1 + n_2$  e  $d = i/n_1 - j/n_2$ ; dado que  $i$  e  $j$  são as posições dos valores da amostra (ZAR, 1999). Os valores de  $U^2$  obtidos são comparados com os valores críticos tabelados para obtenção da probabilidade do teste. Portanto, o teste de Watson foi utilizado para verificar a existência de diferença nos horários em que os animais iniciam e terminam sua atividade diária.

Verificar os pressupostos dos testes de hipóteses é importante quando buscamos obter resultados confiáveis. Um dos mais importantes pressupostos quando se trabalha com testes

paramétricos é verificar se os dados seguem uma determinada distribuição teórica de probabilidades, geralmente a distribuição normal. Com isso, alguns testes de aderência são utilizados com esse propósito, variando entre eles principalmente quanto a algumas premissas e com relação ao poder de rejeitar a hipótese nula quando esta é realmente falsa (FILHO *et al*, 2004).

D'Agostino (1986 apud ZAR, 1999) em uma revisão sobre procedimentos de testar hipóteses sobre normalidade conclui que o denominado D'Agostino-Pearson é o mais proveitoso entre os avaliados. O teste seria aconselhado por ser mais poderoso do que o teste D'Agostino ( $D$ ) e melhor do que o de Shapiro-Wilk ( $W$ ) porque esse é fortemente afetado por dados repetidos e não aconselhável para dados com  $n$  maior que 50.

A hipótese nula do teste é de que a amostra é normalmente distribuída e é verificada por:

$$K^2 = Z_{g_1}^2 + Z_{g_2}^2 \quad [7]$$

sendo: 
$$Z_{g_1} = E \ln(F + \sqrt{F^2 + 1}) \quad [8]$$

$$E = \frac{1}{\sqrt{\ln D}} \quad [9]$$

$$D = \sqrt{C} \quad [10]$$

$$C = \sqrt{2(B - 1) - 1} \quad [11]$$

$$B = \frac{3(n^2 + 27n - 70)(n+1)(n+3)}{(n-2)(n+5)(n+7)(n+9)} \quad [12]$$

$$F = \frac{A}{\sqrt{\frac{2}{C-1}}} \quad [13]$$

$$A = \sqrt{b_1} \sqrt{\frac{(n+1)(n+3)}{6(n-2)}} \quad [14]$$

e:

$$Z_{g_2} = \frac{1 - \frac{2}{9K} \sqrt[3]{L}}{\sqrt{\frac{2}{9K}}} \quad [15]$$

$$L = \frac{1 - \frac{2}{K}}{1 + H \sqrt{\frac{2}{K-4}}} \quad [16]$$

$$K = 6 + \frac{8}{J} \left[ \frac{2}{J} \sqrt{1 + \frac{4}{J^2}} \right] \quad [17]$$

$$J = \frac{6(n^2 - 5n + 2)}{(n+7)(n+9)} \sqrt{\frac{6(n+3)(n+5)}{n(n-2)(n-3)}} \quad [18]$$

$$H = \frac{(n-2)(n-3)|g_2|}{(n+1)(n-1)\sqrt{G}} \quad [19]$$

$$G = \frac{24n(n-2)(n-3)}{(n+1)^2(n+3)(n+5)} \quad [20]$$

onde  $\sqrt{b_1}$  e  $g_2$  são estimadores amostrais de curtose, os quais são calculados por:

$$\sqrt{b_1} = \frac{(n-2)g_1}{\sqrt{n(n-1)}} \quad [21]$$

onde:

$$g_1 = \frac{k_3}{\sqrt{(s^2)^3}} \quad [22]$$

$$k^3 = \frac{n \sum (X_i - \bar{X})^3}{(n-1)(n-2)} \quad [23]$$

e:

$$g_2 = \frac{k_4}{(s^2)^2} \quad [24]$$

$$K_4 = \frac{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^4 n(n+1)}{(n-1)-3[\sum (X_i - \bar{X})^2]^2}}{(n-2)(n-3)} \quad [25]$$

A significância de  $K^2$  é determinada comparando o valor obtido com o tabelado da distribuição qui-quadrado ( $\chi^2$ ) (ZAR, 1999).

Quando os dados não possuem distribuição normal podemos proceder utilizar testes não paramétricos, que tem um menor poder de rejeitar a hipótese nula ou realizar transformações nos dados originais. Duas são as motivações para que se realizem transformações nos dados, uma delas é para tornar os dados comparáveis, quando são usadas medidas distintas entre as variáveis. Nesse grupo de transformações incluem a padronização, quantidades de desvios padrões da média. O outro grupo de transformações tem o propósito de tornar os dados com melhor ajuste a uma distribuição ou modelo de regressão. Substituir os valores originais por seus logaritmos, raiz quadrada, exponencial são algumas das transformações possíveis na tentativa de ajuste dos dados (JONGMAN *et al*, 1995).

Dados que envolvem porcentagens e proporções tendem a formar uma distribuição binomial mais que uma normal, tendo grandes desvios de normalidade em pequenas e grandes porcentagens (0-30% e 70-100%). A transformação para arco-seno da raiz quadrada da proporção ( $p$ ) pode resultar em uma distribuição aproximadamente normal. Para transformar os dados use:

$$p' = \text{arcoseno} \sqrt{p} \quad [26]$$

Porém, essa transformação não é boa com valores próximos aos extremos (próximos de 0 e 100%), quando isso ocorre pode-se utilizar a seguinte transformação:

$$p' = \frac{1}{2} \left[ \text{arcoseno} \sqrt{\frac{x}{n+1}} + \text{arcoseno} \sqrt{\frac{x+1}{n+1}} \right] \quad [27]$$

Essa transformação resulta valores similares exceto para valores extremos e por isso é preferível quando estes estão presentes (ZAR, 1999). Como o tamanho de uma população animal varia ao longo do tempo, as comparações entre períodos de tempo foram realizadas levando em consideração a porcentagem de animais em atividade. Devido a isso e, por a maioria desses dados não apresentar uma distribuição normal esses foram transformados para arco-seno.

No caso de as transformações nos dados serem efetivas, podemos proceder testes paramétricos. Um dos testes paramétricos mais utilizados é o teste  $t$  o qual tem verifica a hipótese nula de que as médias de duas populações são iguais ( $H_0: \mu_1 = \mu_2$ ) por meio da equação:

$$t = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)}{\sqrt{\frac{s_p^2}{n_1} + \frac{s_p^2}{n_2}}} \quad [28]$$

onde o valor encontrado para  $t$  é comparado ao valor crítico tabelado para o nível de significância escolhido e os graus de liberdade obtidos por:

$$v = v_1 + v_2 = n_1 + n_2 - 2 \quad [29]$$

Dois são os pressupostos a serem cumpridos para a execução do teste  $t$ , que as duas variáveis ( $X_1$  e  $X_2$ ) separadamente tenham distribuição normal e que haja homogeneidade nas variâncias. O teste  $t$  é considerado bastante robusto quanto aos preceitos de normalidade, aceitando desvios consideráveis, porém se a suposição de igualdade de variâncias não for satisfeita o nível de significância se altera. Devido a isso, antes da realização do teste  $t$  deve-se,

além de verificar a normalidade dos dados, testar a hipótese nula de que as variâncias sejam iguais ( $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ) contra a hipótese alternativa de variâncias desiguais ( $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ ) pela estatística  $F$ :

$$F_{calculado} = \frac{S_{maior}^2}{S_{menor}^2} \quad [30]$$

e o valor crítico de  $F$  considerado de acordo com a escolha do nível de significância e os graus de liberdade ( $n-1$ ) do numerador e denominador consultados em tabela específica. Quando os pressupostos a utilização do teste  $t$  foram cumpridas nas comparações do comprimento do período de atividade e na proporção de animais em atividade e expostos ao sol em cada horário entre estações.

Quando não são cumpridos os pressupostos ao teste  $t$ , uma alternativa é utilizar um teste não paramétrico correspondente, nesse caso o teste  $U$  de Mann-Whitney (CALLEGARI-JACQUES, 2003). Por se tratar de um teste não paramétrico, o teste  $U$  assim como os demais possui algumas vantagens e desvantagens. Como vantagens esses testes de distribuição livre, são mais apropriados quando se desconhece a distribuição dos dados na população ou quando esta é assimétrica; quando não há homocedasticidade e a possibilidade de serem usados quando as variáveis são mensuradas a nível ordinal. Como desvantagens apresentam menor eficiência comparados aos testes paramétricos quando as exigências dos últimos são satisfeitas e, a perda de informação relativa a variabilidade da característica devido ao ordenamento em postos dos valores (ZAR, 1999).

O teste  $U$  substitui o teste  $t$  desde que as duas amostras sejam aleatórias e as observações independentes entre e dentro das amostras e, que a variável de interesse tenha uma distribuição contínua. Para o cálculo quando as amostras são pequenas, ou seja, quando o  $n$  da maior amostra for menor do que 20, a equação é:

$$U = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1+1)}{2} - R_1 \quad [31]$$

e

$$U' = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2+1)}{2} - R_2 \quad [32]$$

onde  $n_1$  e  $n_2$  são o tamanho e,  $R_1$  e  $R_2$  a soma dos postos da menor e maior amostra respectivamente. O valor de  $U$  calculado é o menor daqueles obtidos entre  $U$  e  $U'$  e a hipótese nula é rejeitada se esse for menor do o valor crítico tabelado.

Quando as amostras são grandes a distribuição  $U$  se aproxima da distribuição normal tendo como média:

$$\mu_U = \frac{n_1 n_2}{2} \quad [33]$$

e erro-padrão:

$$\sigma_U = \sqrt{\frac{n_1 n_2 (N+1)}{12}} \quad [34]$$

onde  $N$  é a soma de  $n_1$  e  $n_2$ . A significância do teste é calculada por:

$$Z = \frac{U - \mu_U}{\sigma_U} \quad [35]$$

Se houverem postos repetidos uma modificação deve ser feita no denominador do  $Z$  calculado quando é utilizada a aproximação com a normal, substituindo-o por:

$$\sigma_U = \sqrt{\left(\frac{n_1 n_2}{N^2 - N}\right) \left(\frac{N^3 - N - \sum(t_i^3 - t_i)}{12}\right)} \quad [36]$$

onde  $t_i$  é o número de observações empatadas em cada posto. Se o valor de  $Z$  calculado for igual ou maior que o valor crítico rejeita-se a hipótese nula de igualdade entre as duas amostras (CALLEGARI-JACQUES, 2003).

Quando se deseja testar a diferença entre amostras pareadas, o teste  $T$  de Wilcoxon é o substitutivo do teste  $t$  de Student, que apesar de ser cerca de 5% menos poderoso para detectar diferenças é utilizado quando o pressuposto dos valores das diferenças intrapares ( $d_j$ ) apresentarem uma distribuição normal não é satisfeito (ZAR, 1999). Esse teste pode ser usado desde que os dados sejam pareados e independentes entre os pares, as variáveis sejam medidas ao menos em nível ordinal e as diferenças intrapares sejam uma variável contínua com distribuição simétrica ao redor da mediana. O teste de Wilcoxon baseia-se nos postos das diferenças intrapares dando maior importância as maiores diferenças.

Para amostras menores do que 100 pares é calculada a diferença entre cada valor par e os valores em módulo ranqueados mantendo o sinal da diferença nos postos. Somam-se os postos de mesmo sinal ( $T_+$  e  $T_-$ ) e o valor em módulo da menor das somas considera-se como  $T$  calculado, o qual se for menor ou igual ao  $T$  crítico rejeita-se a hipótese nula.

No caso de amostras grandes a significância de  $T$  pode ser determinada considerando que a distribuição  $T$  se aproxima da distribuição normal com média:

$$\mu_T = \frac{n(n+1)}{4} \quad [37]$$

e erro-padrão:

$$\sigma_T = \sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}} \quad [38]$$

e é calculada por:

$$Z = \frac{|T - \mu_T|}{\sigma_T} \quad [39]$$

onde para  $T$  usa-se  $T_+$  ou  $T_-$  e a hipótese nula é rejeitada quando o valor de  $Z$  calculado é maior do que o crítico.

Quando há presença de empates nos postos das diferenças o denominador de  $Z$  deve ser substituído por:

$$\sigma_T = \sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1) - \sum(t_i^3 - t_i)}{24}} \quad [40]$$

Caso haja presença de zeros nas diferenças, a aproximação com a normal fica:

$$Z = \frac{\left| T - \frac{n(n+1) - m'(m'+1)}{4} \right| - 0,5}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1) - m'(m'+1)(2m'+1) - \frac{\sum(t_i^3 - t_i)}{2}}{24}}} \quad [41]$$

onde  $n$  é o número total de diferenças (incluindo diferença nula) e  $m'$  é o número de diferenças nulas (ZAR, 1999). Esse procedimento foi utilizado para verificar a diferença na proporção de animais ativos entre as estações considerando as médias pareadas de cada horário do dia.

Quando se pretende testar a relação entre variáveis esta pode ser verificada por correlação de Pearson, regressão ou caso os pressupostos dessas não sejam cumpridos, correlação de Spearman. A correlação de Pearson é um teste estatístico que mede a associação entre duas variáveis, porém, diferentemente da regressão, sem assumir serem funcionalmente dependentes uma da outra. A associação é indicada pelo coeficiente  $r$  ou  $\rho$  que variando de -1 a 1 indica o grau, ou força, dessa associação (CALLEGARI-JACQUES, 2003). Dessa forma valores positivos indicam que aumentos no valor de uma das variáveis estão associados a aumentos nos valores também da outra e, uma correlação negativa representa que aumentos em uma das variáveis é acompanhado de decréscimos no valor da outra variável. O cálculo do coeficiente de correlação (também conhecido como coeficiente correlação produto-momento de Pearson) é realizado através da equação:

$$r = \frac{\sum(X - \bar{X})(Y - \bar{Y})}{\sqrt{\sum(X - \bar{X})^2 \cdot \sum(Y - \bar{Y})^2}} \quad [42]$$

onde  $X$  é o valor de um dado,  $\bar{X}$  é a média da amostra  $X$  e  $\bar{Y}$  a média da amostra  $Y$ . Já a significância do teste é calculada com base no valor de  $t$ :

$$t_{calc} = \frac{r}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}} \quad [43]$$

A hipótese nula nesse caso é de que não há associação entre as variáveis. Por se tratar de um teste paramétrico, a correlação de Pearson tem alguns pressupostos que devem ser cumpridos para a execução do mesmo. Há a necessidade de que ambas as variáveis sigam a distribuição normal e que haja homogeneidade das variâncias. Caso esses pressupostos não sejam cumpridos, utiliza-se um teste não paramétrico baseado em postos, neste caso a correlação de Spearman.

Para realizarmos testes estatísticos baseados em postos, como a correlação de Spearman, os valores são ordenados e os valores dos postos utilizados no cálculo do coeficiente de correlação de Spearman ( $r_s$ ) segunda a equação:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n^3 - n} \quad [44]$$

onde,  $d_i$  é a diferença entre os postos de  $X$  e  $Y$  ( $d_i = \text{rank de } X_i - \text{rank de } Y_i$ ) e  $n$  é o número de pares de valores. Quando o número de empates no ordenamento das variáveis é muito elevado, este pode afetar o valor de  $r_s$ , devendo-se então utilizar a fórmula com correção para empates:

$$r_s = \frac{A_x + A_y - \sum d^2}{2\sqrt{A_x A_y}} \quad [45]$$

onde tanto para  $x$  ( $A_x$ ) como para  $y$  ( $A_y$ ),

$$A = \frac{(n^3 - n) - \sum(t^3 - t)}{12} \quad [46]$$

onde  $t$  é o número de empates em cada posto. A hipótese nula do teste para  $r_s$  estabelece que a correlação de Spearman é zero na população. A rejeição dessa hipótese se dá através de uma tabela específica onde são indicados os valores significativos de  $r_{s(\alpha; n)}$  para vários níveis de significância e tamanhos amostrais. Quando o tamanho da amostra é superior a 30 e inferior a 100 pode-se realizar um teste  $t$  do mesmo modo que se testa a significância do coeficiente de Pearson:

$$t_{calc} = \frac{r_s}{\sqrt{\frac{1 - r_s^2}{n - 2}}} \quad [47]$$

Assim como o valor de  $r$ ,  $r_s$  é uma estimativa do coeficiente de correlação do rank da população que varia de -1 a +1 e não possui unidades, entretanto esse valor não é esperado por ser igual ao valor de  $r$  se calculado com os dados originais no lugar de suas posições no ranking.

Quando há valores repetidos necessitamos aplicar uma correção aos dados, ficando a equação da seguinte forma:

$$r_s = \frac{\frac{(n^3 - n) - \sum t_x - \sum t_y}{6}}{\sqrt{\left[ \frac{(n^3 - n)}{6 - 2 \sum t_x} \right] \left[ \frac{(n^3 - n)}{6 - 2 \sum t_y} \right]}} \quad [48]$$

sendo:

$$\sum t_x = \frac{\sum(t_i^3 - t_i)}{12} \quad [49]$$

onde  $t_i$  é o número de valores repetidos de  $X$ , e:

$$\sum t_y = \frac{\sum(t_i^3 - t_i)}{12} \quad [50]$$

onde  $t_i$  é o número de valores repetidos de  $Y$ . Se  $\sum t_x$  e  $\sum t_y$  for zero a equação fica igual a Equação [44]. De acordo com o cumprimento dos pressupostos, foi utilizado correlação de Pearson ou de

Spearman na verificação da relação entre a proporção de animais ativos e expostos ao sol com as variáveis ambientais.

A análise de regressão é um método estatístico muito empregado em ecologia para explorar relações entre espécies e variáveis ambientais, sendo considerada a presença ou abundância de dada espécie a variável resposta e as variáveis ambientais como as explicativas. Isso parte de uma ideia de que as espécies respondem ou reagem as variáveis ambientais em uma via causal, entretanto causalidade não pode ser inferida por análise de regressão. A função da análise de regressão é, portanto, descrever a variável resposta como uma função de uma ou mais variáveis explanatórias.

Em ecologia, análise de regressão tem sido usada principalmente para:

- estimar parâmetros de interesse ecológico, como por exemplo o ótimo e a amplitude ecológica de uma espécie
- selecionar quais variáveis ambientais são importantes e quais não são através de teste de significância para dada espécie
- prever respostas de espécies em locais com valores observados de uma ou mais variáveis ambientais ou o inverso (JONGMAN *et al*, 1995).

Alguns pressupostos básicos devem ser cumpridos para a validação de testes de hipóteses sobre regressões. O primeiro que devemos assumir é que para qualquer valor de  $X$  que exista na população, haja valores de  $Y$  com distribuição normal e que também os erros ( $e$ ) sigam uma distribuição normal. Segundo é que deve haver homogeneidade das variâncias, ou seja, que as variâncias das distribuições dos valores de  $Y$  e dos erros sejam iguais. Que a relação existente entre  $X$  e  $Y$  seja linear. Os valores de  $Y$  provêm de uma amostra aleatória da população e são independentes uns dos outros. Outro pressuposto é de que as medidas de  $X$  são feitas sem erros, mas como isso é praticamente impossível, na prática considera-se que os erros devem ser praticamente insignificantes ou que sejam menores do que os erros em  $Y$  (CALLEGARI-JACQUES, 2003).

Análises de regressão são consideradas robustas com relação ao pressupostos, porém violações na normalidade e homogeneidade das variâncias costumam ocorrer devido a presença de *outliers*. *Outliers* são elementos com comportamento diferente dos demais apresentando resíduos grandes em módulo. A importância de controle dos *outliers* está na forma de estimação

da equação, geralmente por mínimos quadrados, o que faz com que um erro grande modifique significativamente os somatórios, alterando os coeficientes da equação. Não existem limites fixos, mas geralmente se adota o intervalo de 2 desvios-padrão em torno da média dos erros como aceitável (ZAR, 1999). A equação de regressão linear simples de forma geral é:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i \quad [51]$$

onde  $Y$  é a variável dependente,  $\alpha$  o parâmetro ou coeficiente linear (valor de  $Y$  quando  $x=0$ ),  $\beta$  é o parâmetro ou coeficiente angular (inclinação da reta, os valores acrescidos ou decrescidos de  $Y$  para cada acréscimo no valor de  $X$ ) e,  $X_i$  a variável independente. Entretanto, como os dados não formam exatamente uma linha reta e, esta linha reta representa o comportamento de valores de  $Y$ 's médios esperados para distintos valores de  $X$ , então a relação entre  $Y$  e  $X$  deve ser escrita como:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad [52]$$

onde  $\varepsilon_i$  refere-se ao erro ou resíduo e a soma desses  $\varepsilon_i$ 's é zero. O erro é a menor diferença vertical de cada ponto da linha, ou seja, o menor valor entre o valor de  $Y$  da amostra e o valor estimado para ele através da reta melhor ajustada ( $Y_i - \hat{Y}_i$ ).

O termo  $\beta$ , chamado de coeficiente de regressão, é obtido pelo Método dos Mínimos Quadrados, que leva esse nome porque garante que a reta obtida é aquela para a qual se tem as menores distâncias ao quadrado entre os valores observados de  $Y$  e a reta estimada sendo calculado da seguinte forma:

$$b = \frac{\sum X_i Y_i - \frac{(\sum X_i)(\sum Y_i)}{n}}{\sum X_i^2 - \frac{(\sum X_i)^2}{n}} \quad [53]$$

já para o cálculo do coeficiente  $\alpha$ , o cálculo é:

$$a = \bar{Y} - b\bar{x} \quad [54]$$

Para testarmos a existência de regressão na população, devemos realizar um teste de hipóteses verificando assim a significância da regressão. O teste é realizado via análise de variância, seguindo os seguintes passos iniciando pelo cálculo do soma dos quadrados dos desvios de  $Y_i$  em relação a  $\bar{y}$ , obtendo a soma total dos quadrados:

$$SQ_{total} = \sum(Y_i - \bar{y})^2 = \sum Y_i^2 - \frac{(\sum Y_i)^2}{n} \quad [55]$$

Para determinar a quantidade de variabilidade entre os valores de  $Y_i$  calcula-se a soma dos quadrados da regressão linear:

$$SQ_{regressão} = \frac{(\sum xy)^2}{\sum x^2} = \frac{\left(\sum x_i Y_i - \frac{\sum x_i \sum Y_i}{n}\right)^2}{\sum x_i^2 - \frac{(\sum x_i)^2}{n}} \quad [56]$$

Como ainda tem-se uma fonte de variação oriunda dos erros, deve-se calcular a soma dos quadrados dos resíduos pela diferença:

$$SQ_{resíduos} = SQ_{total} - SQ_{regressão} \quad [57]$$

Os valores obtidos das somas dos quadrados são utilizados para calcularmos o quadrado médio, dividindo os valores obtidos por seus respectivos graus de liberdade. Os graus de liberdade associados com a variabilidade entre os  $Y_i$ 's devido a regressão são sempre 1 em regressão simples e, os graus de liberdade do resíduo são calculados como a diferença entre os graus de liberdade total e da regressão. Dessa forma, calcula-se:

$$F = \frac{QM_{regress\tilde{a}o}}{QM_{res\tilde{a}duos}} \quad [58]$$

Com o valor calculado da estatística  $F$  comparamos com os valores tabelados a fim de encontrar a significância da regressão.

Para testar a significância do coeficiente  $\beta$ , ou seja a hipótese nula ( $H_0$ ) de que  $\beta = 0$ , usamos a estatística *t de Student* usando a equação:

$$t_{calc} = \frac{b}{\sqrt{\frac{\sum y^2 - a \sum y - b \sum xy}{(n-2)(\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n})}}} \quad [59]$$

De acordo com os valores obtidos, compara-se com os valores de referencia para  $t$  e rejeita-se ou não a hipótese  $H_0$ .

A proporção da variação total em  $Y$  que é explicada pelo modelo, ou a força de associação, é chamada de coeficiente de determinação ( $r^2$ ) e é calculada:

$$r^2 = \frac{SQ_{regress\tilde{a}o}}{SQ_{total}} \quad [60]$$

Se estamos realizando medidas simultâneas de mais de duas variáveis e assumimos que uma delas pode ser dependente das outras, então estamos tratando de regressão múltipla. Para utilizar esse teste de hipóteses ou expressar intervalos de confiança, devemos assumir que os valores observados das variáveis dependentes provém de amostra aleatória com distribuição normal, além de que os valores de  $Y$  são independentes entre si, ou seja, não são autocorrelacionados e, que o erro na medida dos  $X$ 's é menor comparado aos erros de medida dos  $Y$ 's. No caso de regressão linear múltipla, a equação toma a seguinte forma:

$$Y_j = \alpha + \beta_1 X_{1j} + \beta_2 X_{2j} + \dots + \beta_m X_{mj} + \varepsilon_j \quad [61]$$

onde a variável  $Y$  é linearmente dependente de uma segunda variável ( $X_1$ ) e também linearmente dependente de uma terceira variável ( $X_2$ ) e/ou podendo ser dependente de outras variáveis ( $X_m$ ). E, onde cada um dos parâmetros populacionais  $\beta$ 's, coeficientes parciais de regressão, expressam o quanto  $Y$  será alterado havendo mudança de unidade em cada  $X_i$  mantendo os demais  $X_i$  constantes. Eles são chamados de coeficientes parciais de regressão porque representam somente parte da relação de dependência. Assim como na regressão linear simples, o intercepto  $\alpha$  é o valor de  $Y$  quando todos os  $X_i$  são zero. Entretanto, enquanto na regressão linear simples a equação representa uma reta que pode ser representada em um gráfico bidimensional, a equação 58 representa um plano (no caso de duas variáveis independentes) ou uma superfície multidimensional (no caso de mais de duas variáveis independentes) (ZAR, 1999).

Os cálculos intermediários para regressão múltipla como a soma dos quadrados e soma dos produtos cruzados são realizados da mesma forma que na regressão linear simples para cada uma das  $m$  variáveis e a soma das observações para cada uma delas é:

$$\sum_{j=1}^n X_{1j}, \sum_{j=1}^n X_{2j}, \dots, \sum_{j=1}^n X_{mj} \quad [62]$$

e a soma das variáveis simbolizada por:

$$\sum X_1, \sum X_2, \dots, \sum X_M \quad [63]$$

Da mesma forma que na regressão linear simples, o critério para definição da equação mais ajustada é feita, geralmente, pelo método dos Mínimos Quadrados, ou seja, que resulta na equação de regressão com a mínima soma dos quadrados dos resíduos.

O teste de hipótese utilizado na regressão múltipla é a análise de variância de forma similar a empregada na regressão linear simples, consistindo da soma dos quadrados e graus de liberdade totais, da regressão múltipla e resíduos e quadrados médios da regressão e dos resíduos.

A soma do quadrado total expressa a quantidade total de variabilidade entre os valores de  $Y$  ( $Y_j - \bar{Y}$ ); a soma dos quadrados da regressão expressa a variabilidade entre os valores de  $Y$  estimados pela equação ajustada ( $\hat{Y}_j - \bar{Y}$ ); e a soma dos quadrados dos resíduos expressa a quantidade de variabilidade de  $Y$  que ainda permanece após o ajustamento da regressão ( $Y_j - \hat{Y}_j$ ). No caso da regressão linear múltipla nós testamos a hipótese nula de não haver relação entre a variável independente e as variáveis dependentes ( $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_M = 0$ ) contra a hipótese alternativa de que há relação de dependência com pelo menos uma das variáveis explicativas ( $H_A: \beta_i \neq 0$  para um ou mais  $i$ 's) através do teste  $F$ , sendo:

$$F = \frac{QM_{regressão}}{QM_{resíduos}} \quad [64]$$

A proporção do total de variabilidade em  $Y$  atribuída a dependência de todos os  $X_i$ 's é representada pelo coeficiente de determinação múltipla:

$$R^2 = \frac{SQ_{regressão}}{SQ_{total}} = 1 - \frac{SQ_{resíduos}}{SQ_{total}} \quad [65]$$

Porém, como citado por Healy (1984 apud ZAR, 1999) o uso do  $R^2$  como medida de da qualidade de ajuste do modelo deve ser feita com cautela, principalmente ao comparar regressões com diferentes números de variáveis independentes e diferentes quantidades de réplicas, devido ao  $R^2$  sempre aumentar quando um  $X_j$  é adicionado. Devido a isso, esse autor sugere o uso do coeficiente de determinação ajustado:

$$R_{aj}^2 = 1 - \frac{QM_{resíduos}}{QM_{total}} = 1 - \frac{n-1}{n-m-1} (1 - R^2) \quad [66]$$

O coeficiente ajustado tem como vantagem somente aumentar no caso da adição de um  $X_j$  que resulte em um aumento no ajuste da equação de regressão para os dados.

A adição de uma variável  $X_j$  para a equação aumenta a soma dos quadrados da regressão e diminuí a soma dos quadrados dos resíduos, aumentando, portanto o  $R^2$ . Porém, é importante salientar se esse aumento na soma dos quadrados da regressão é realmente importante, ou seja, se a adição dessa variável contribui com informação útil para as análises. Os graus de liberdade da regressão também aumentam e os graus de liberdade dos resíduos também diminuem com a adição de uma variável e com isso o quadrado médio da regressão pode diminuir e/ou o quadrado médio dos resíduos pode aumentar e, o  $F$  ser reduzido.

Os coeficientes parciais de regressão ( $\beta_i$ 's) indicam a participação de cada um deles na variabilidade da variável  $Y$  e sua significância pode ser verificada pelo teste  $t$ :

$$t = \frac{\beta_i}{EP_{\beta_i}} \quad [67]$$

Porém, se as variáveis independentes são altamente correlacionadas entre si, então a interpretação dos coeficientes parciais de regressão torna-se problemática, assim como os testes de hipóteses sobre esses coeficientes. Em geral, um valor significativo de  $F$  quando testamos a dependência de  $Y$  sob todos os  $X_i$ 's estará associada com a significância de algum  $\beta_i$ 's pelo teste  $t$ . Entretanto, é possível termos um  $F$  significativo sem nenhum  $t$  significativo ou ainda  $t$ 's significativos sem um  $F$  significativo. Essa segunda situação geralmente indica um alto grau de correlação entre as variáveis independentes. Costumeiramente não são testadas hipóteses sobre  $\beta_i$ 's se  $F$  não for significativo.

Quando há multicolinearidade entre os  $X_i$ 's os erros padrão dos coeficientes parciais de regressão podem ser grandes, significando que  $\beta_i$ 's são estimativas imprecisas da relação na população. Como consequência disso, um  $\beta_i$  pode não ter sua significância identificada. Com  $X_i$ 's altamente correlacionados o valor de  $F$  para o modelo de regressão pode ser significativo enquanto o valor de  $t$  para os  $X_i$ 's individuais não são. Portanto, anteriormente ao cálculo da regressão devemos examinar as variáveis através de uma matriz de correlação e, se for o caso deletar uma ou mais variáveis independentes do modelo e reanalisar os dados restantes.

Como citado anteriormente, o fato de o valor de  $F$  ser significativo não quer dizer que todas as variáveis do modelo tenham efeito significativo sobre a variável dependente e um dos

problemas em análise de regressão múltipla inclui a determinação de quais variáveis independentes tem efeito sobre o  $Y$  na população amostrada. Há vários procedimentos que podem ser usados na escolha do melhor modelo. Pode se calcular todos os modelos com as possíveis combinações de variáveis e escolher aquele que possui o menor quadrado médio dos resíduos, o maior  $R^2_a$  ou o menor erro padrão da estimativa. No procedimento de Eliminação Reversa sugerido por Berk (1978 apud ZAR, 1999), o modelo é calculado usando todas as variáveis independentes e caso alguma delas não tenha valores de  $t$  significativo é retirada do modelo e este é recalculado. Esse procedimento é realizado até que restem somente variáveis com valor de  $t$  significativo e, a cada vez que uma variável é removida o quadrado médio da regressão múltipla decresce levemente e o quadrado médio do resíduo aumenta levemente.

Um dos problemas que costuma dificultar a elucidação da relação entre a variável de interesse e as variáveis resposta é a autocorrelação entre essas. Isso comumente ocorre quando as variáveis explicativas são descritivas do ambiente e, nesse caso pode se proceder a exclusão de variáveis ou então a redução delas por análise de componentes principais. Análise de componentes principais (ACP) é um dos métodos multivariados mais simples, mas apesar disso só teve seu uso difundido com a popularização dos computadores devido ao número de cálculos intermediários. O objetivo da análise é encontrar combinações de  $p$  variáveis ( $X_1, X_2, \dots, X_p$ ) para produzir índices ( $Z_1, Z_2, \dots, Z_p$ ) que não sejam autocorrelacionados e que descrevam a variabilidade nos dados. A falta de correlação indica que os índices (componentes principais) estão medindo diferentes dimensões dos dados e faz com que sejam ordenados de acordo com suas variâncias:

$$\text{Var}(Z_1) \geq \text{Var}(Z_2) \geq \dots \geq \text{Var}(Z_p) \quad [68]$$

Os melhores resultados são obtidos quando as variáveis originais são altamente correlacionados, conseguindo, portanto reduzir um grande número de variáveis em algumas poucas componentes, concentrando grande variabilidade. O uso desse procedimento também é bastante útil para reduzir a redundância das variáveis originais o que ocorre quando a maioria delas está medindo coisas semelhantes.

Os componentes principais são calculados para encontrar os autovalores e autovetores da matriz de covariâncias amostral para as variáveis  $X$ , geralmente após terem sido padronizadas

para média zero e variância um (MANLY, 2008). A matriz de variância-covariância é uma matriz na qual os elementos da diagonal são as variâncias de cada variável e os elementos fora da diagonal são as covariâncias amostrais entre todos os possíveis pares de variáveis. Com base na matriz de variância-covariância calcula-se os autovalores ( $\lambda_1 \dots \lambda_n$ ) e seus autovetores associados ( $a_j$ ) (GOTELLI; ELLISON, 2004). Cada um dos componentes principais ( $Z$ ) é uma combinação linear das variáveis  $X_1, X_2, \dots, X_p$ , que varia tanto quanto possível para os  $n$  indivíduos:

$$Z_n = a_{n1}X_1 + a_{n2}X_2 + \dots + a_{np}X_p \quad [69]$$

O número máximo de componentes principais que existirão será igual o número de variáveis. A soma dos autovalores é a variância total explicada e o autovalor correspondente a cada componente principal indica o quanto da variância é devida a esse componente e, os autovetores representam a contribuição de cada variável original na variância de cada componente principal.

Quando são feitas análises posteriores nos dados costuma-se utilizar somente os primeiros componentes principais, desde que suas variâncias juntas representem ao menos 80% das somas das variâncias de todos os  $p$  componentes (MANLY, 2008).

A análise de variância (ANOVA) é um teste utilizado para comparação de médias entre mais do que dois grupos de variáveis ou tratamentos. É um procedimento que decompõe em vários componentes identificáveis a variação total entre os valores obtidos no experimento. Em síntese, a variação nos dados é dada por:

$$\text{Variação total} = \text{variação entre} + \text{variação dentro} \quad [70]$$

sendo que a variação entre grupos experimentais é estimada pela variância entre tratamentos e a variação dentro dos tratamentos é estimada pela média das variâncias de cada grupo e representa a fração da variabilidade que não é explicada pelos tratamentos, por isso é chamada também de variância residual ou do erro.

O teste verifica a hipótese nula de igualdade entre médias:

$$H_0 = \mu_A = \mu_B = \dots \mu_K \quad [71]$$

O valor calculado da estatística  $F$  é obtido por:

$$F_{calc} = \frac{QM_{entre}}{QM_{dentro}} = \frac{SQ_{entre}/GL_{entre}}{SQ_{dentro}/GL_{dentro}} \quad [72]$$

onde:

$$SQ_{entre} = \sum \left( \frac{T_i^2}{n_i} \right) \quad [73]$$

$$SQ_{dentro} = SQ_{total} + SQ_{entre} \quad [74]$$

$$SQ_{total} = \sum X^2 - \frac{(\sum x)^2}{\sum n_i} \quad [75]$$

$$GL_{entre} = K - 1 \quad [76]$$

$$GL_{dentro} = (\sum n_i) \quad [77]$$

sendo  $T_i$  o total e  $n_i$  tamanho amostral no tratamento  $i$ . O valor obtido para a razão  $F$  de variância é comparado ao valor crítico e rejeita-se  $H_0$  quando o valor calculado é superior ao tabelado.

Os pressupostos para execução do teste são homogeneidade de variâncias e distribuição normal. Devido a sua robustez o teste fornece resultados confiáveis mesmo com dados com

considerável heterocedasticidade, se os tamanhos amostrais forem iguais ou aproximadamente iguais e, mesmo que a variável tenha uma distribuição bastante desviada da normal se os  $n_i$  forem grandes (CALLEGARI-JACQUES, 2003). Entretanto, se os dados se afastarem demasiadamente dos pressupostos deve-se transformá-los ou utilizar testes não-paramétricos.

Similarmente a ANOVA, a análise de covariância (ANCOVA) também testa a diferença entre mais do que dois grupos de variáveis, porém utiliza uma ou mais variáveis auxiliares, chamadas de covariáveis, medida para cada réplica, na interpretação dos dados referentes àquela variável que estamos primordialmente interessados (PIMENTEL-GOMES, 2009). Nesse teste a hipótese é de que a covariável também contribui para a variação na variável resposta e caso não houvesse sido quantificada a fonte de variação teria sido inflacionada com erro puro no resíduo (GOTELLI; ELLISON, 2004). A análise de covariância reduz-se estatisticamente a fonte de variação residual e com isso o teste para diferença entre os tratamentos se torna mais poderoso. De maneira geral, a ANCOVA avalia a diferença entre os tratamentos através dos resíduos da variável resposta e sua covariável. O modelo usado pela análise de covariância é o seguinte:

$$Y_{ij} = \mu + A_i + B_i(X_{ij} - \bar{X}_i) + \varepsilon_{ij} \quad [78]$$

onde  $A_i$  é o efeito do tratamento,  $B_i$  é a inclinação da reta pelo efeito da covariável,  $X_{ij}$  é a medida da covariável para a observação  $Y_{ij}$ ,  $\bar{X}_i$  é o valor médio da covariável para o grupo de tratamento  $i$  e,  $\varepsilon_{ij}$  é o erro.

### 3. MÉTODOS

#### 3.1. Coleta dos dados

A área de estudo está localizada na transição floresta/campo da encosta sul da Serra Geral, no município de Santa Maria, região central do estado do Rio Grande do Sul (Figura 1). A área de estudo apresenta clima subtropical úmido (MALUF, 2000) ou Cfa segundo Köppen, caracterizado pelo clima temperado e úmido com a pluviosidade distribuída ao longo dos meses, ausência de estação seca, verões quentes e, com fotoperíodo sofrendo considerável variação, sendo os dias mais curtos no mês de junho e dias mais longos no mês de dezembro (NIMER, 1989). A área de estudo está inserida no bioma Pampa, o qual se caracteriza por uma vegetação predominante de gramíneas com manchas dispersas de vegetação arbórea ou arbustiva (MARCHIORI, 2004).

O local é composto por afloramentos de arenito formando um pequeno “morro”, o qual apresenta nas suas faces nordeste, norte e noroeste, mata nativa e as demais formadas por campo aberto. Nas porções mais abertas, onde se localizam a maior parte dos lagartos, as rochas são cercadas por campo formado por gramíneas, por vezes entremeadas por arbustos, como *Smilax sp.*, cactáceas como *Cereus sp.* e *Notocactus sp.*, e árvores como *Ficus luschinatiana*, *Nectandra megapotamica*, *Casearia silvestris*, *Myrsine umbelata*, *Cunila sp.*

Além dessa área de estudo, outra localizada no município de Alegrete, na região oeste do Rio Grande do Sul, foi utilizada somente para coletar os dados de temperatura corporal dos animais. Assim como a área de estudo localizada em Santa Maria, essa também é composta por afloramentos de arenito em meio ao campo nativo, diferindo apenas pela proximidade com a área de floresta e pela maior declividade do terreno da primeira.

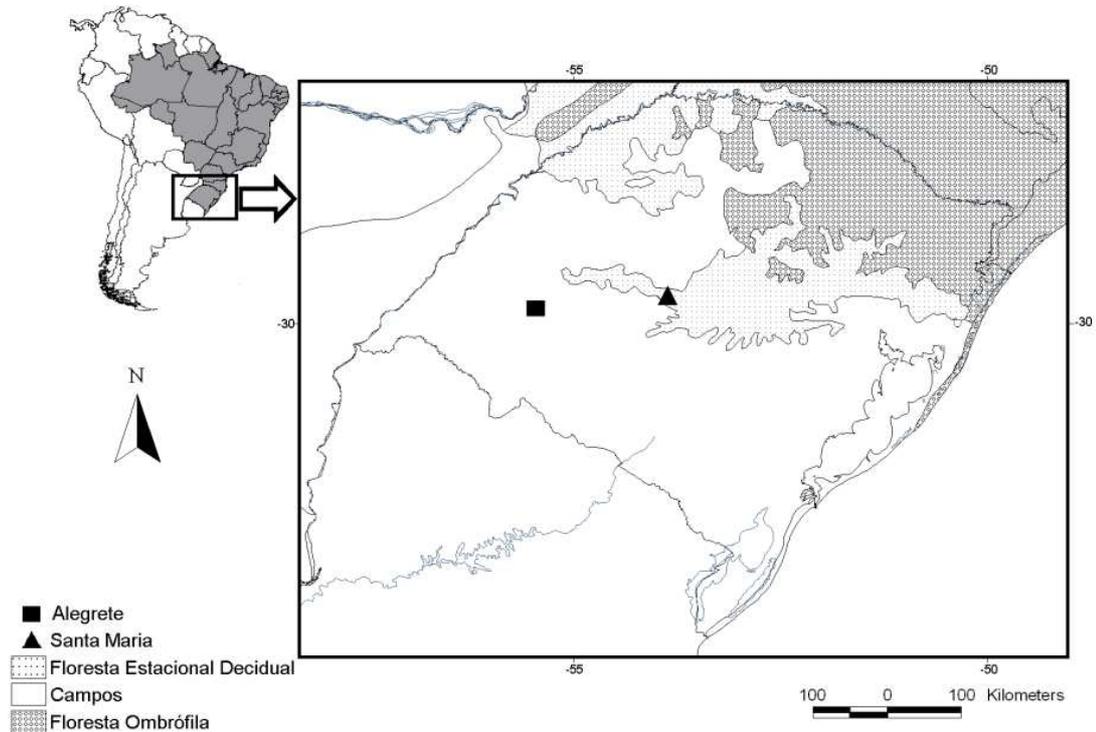


Figura 1 - Áreas de estudo. Acima, mapa indicando localização das áreas de estudo na América do Sul (esquerda acima) e no Rio Grande do Sul (detalhe).

Dados referentes à ecologia térmica, padrão de atividade foram coletados entre setembro de 2007 e agosto de 2008. Sendo que as observações foram feitas em quatro dias em cada um dos quatro meses mais quentes e longos do ano (novembro, dezembro, janeiro e fevereiro) e dos quatro meses mais frios e curtos (maio, junho, julho e agosto). Transecções de aproximadamente 550 metros eram percorridas em 20 minutos a cada meia hora. Esse procedimento era adotado no período das quatro horas da manhã às oito horas da noite nos meses quentes e entre as seis horas da manhã e às sete horas da noite nos meses frios. Ao longo das transecções os indivíduos avistados tinham registrado o microhabitat utilizado e se estavam no sol ou na sombra. A cada transecção eram coletados dados abióticos que podem influenciar a atividade dos animais. Eram medidas as temperaturas de rochas grandes e pequenas, do campo, do ar a um centímetro e a um metro de altura em relação ao substrato, todas coletadas no sol e na sombra, e velocidade do vento. Todas as medidas de temperatura eram realizadas em locais ensolarados e em locais sombreados. O comprimento do dia ou fotoperíodo, que é o intervalo entre o nascer e o por do sol

foi obtido através do Observatório Nacional. As horas de sol, ou insolação que representa o tempo em que efetivamente houve sol, foram coletadas a partir da plataforma de coleta de dados meteorológicos de São Martinho da Serra do CPTEC/INPE.

A temperatura ideal, ou ecrítica, dos indivíduos foi obtida capturando alguns animais em campo (nas duas áreas de estudo) em dias distintos daqueles usados para amostragem do padrão de atividade e verificando sua temperatura corporal. Somente foram consideradas as temperaturas obtidas em tentativas de captura que ocorreram em menos de um minuto após o animal perceber a abordagem e quando este se movimentou pouco para evitar possível influência de aquecimento corporal gerado por metabolismo. Logo após a captura dos animais era verificada a temperatura do microhabitat utilizado, assim como do ar a um centímetro de altura. Todas as medidas de temperatura foram realizadas em graus Celsius com termômetro de precisão 0,1°C (Miller&Weber®) e para evitar a influência do vento sobre as aferições realizadas no substrato, os termômetros eram colocados dentro de orifícios naturais dos substratos.

### **3.2. Análise dos dados**

A normalidade dos dados foi testada pelo teste D'Agostino-Pearson e naqueles casos em que seguiram a distribuição normal e foram homocedásticos, foram empregados testes paramétricos. Caso contrário, foram empregadas transformações adequadas ou, caso essa técnica não seja efetiva, usados testes não paramétricos. Como nos horários entre as 4:00 e as 6:00 horas e entre as 19:00 e 20:30 horas não foram percorridos transecções no inverno, devido a inexistência de animais ativos, para os testes foi assumido valor 0 para esses horários. Quando, por algum motivo, o dado de uma transecção foi perdido, os valores foram adotados como de sua meia hora correspondente.

O comprimento do período em que os animais permaneceram ativos foi calculado pela diferença entre o último e o primeiro animal visualizado em cada dia. A diferença entre as estações no horário de início e fim das atividades diárias dos animais foi verificada pelo teste de Watson e, no comprimento do período de atividade por teste *t*. A relação entre as variáveis ambientais associadas ao comprimento do período de atividade foi verificada por correlação linear de Pearson. Para verificar a relação entre o comprimento do período de atividade e as

médias das temperaturas do ar e do substrato, fotoperíodo e insolação foram testadas por regressão linear múltipla. Para este procedimento, as médias das temperaturas foram computadas para o período entre o nascer do sol e o ocaso.

A proporção de animais ativos em cada horário foi calculada dividindo o número de animais observados nesse dado horário pelo máximo de indivíduos visualizados naquele mês de coleta de dados. Esse procedimento foi adotado visando reduzir os possíveis erros causados pela variação temporal no tamanho populacional e para evitar superestimativas em dias com total de animais ativos baixos devido a condições ambientais desfavoráveis. A proporção de animais expostos ao sol foi calculada pela razão entre o número de animais termoregulando expostos ao sol e o total de animais avistados incluindo aqueles em locais sombreados ou nos abrigos.

A diferença entre estações na proporção de animais ativos e proporção de expostos ao sol foi testada pelo teste de *Wilcoxon* utilizando as médias pareadas de cada horário. A diferença entre as estações em cada horário foi verificada usando teste *t* ou teste de *Mann-Whitney* conforme o cumprimento dos pressupostos de normalidade e homocedasticidade.

A relação entre as variáveis ambientais associadas as proporções de animais ativos foi testada por correlação de *Spearman*. Devido ao fato de muitas das variáveis serem correlacionadas, especialmente as temperaturas ambientais, dificultando o emprego de regressão múltipla (VALENTIN, 2000) essas foram reduzidas por análise de componentes principais utilizando as novas variáveis explicativas não correlacionadas. Nessas análises foram usados os primeiros componentes principais (CP) que explicaram mais de 80% da variância dos dados.

A temperatura crítica dos indivíduos das populações foi calculada através da média das temperaturas corporais ao longo do estudo. A existência de diferenças sexuais e populacionais nas temperaturas corporais dos indivíduos foi verificada por ANOVA. Para analisar essas diferenças descartando o efeito das temperaturas ambientais foi realizada uma análise de covariância usando o primeiro componente principal oriundo das temperaturas do ar e do substrato como covariável.

Em todos os testes o nível de significância adotado para rejeição das hipóteses nulas foi de 0,05. As análises de variância e covariância foram executadas no software Systat 12<sup>®</sup> (SYSTAT, 2007), as estatísticas circulares e seus gráficos no Oriana (KOVACH, 2006) e, as demais no BioEstat 5.0 (AYRES *et al*, 2008).

#### 4. RESULTADOS

O período de atividade diário dos lagartos no verão ( $\bar{x} = 12,7 \pm 1,4$  horas) estendeu-se em média entre as 06:31 minutos e 19:13 minutos, e foi maior ( $t_{20} = 6,72$ ,  $p < 0,001$ ) do que no inverno, quando encontrou-se lagartos ativos em média entre 08:54 minutos e 15:43 minutos ( $\bar{x} = 6,81 \pm 3,5$  horas). Houve diferença entre as estações no horário em que os animais iniciaram sua atividade sendo que este foi mais cedo no verão ( $U^2 = 0,486$ ;  $p < 0,001$ ) e no horário em que retornam aos abrigos, sendo que no inverno este retorno é mais cedo ( $U^2 = 0,881$ ;  $p < 0,001$ ) (Figura 2).

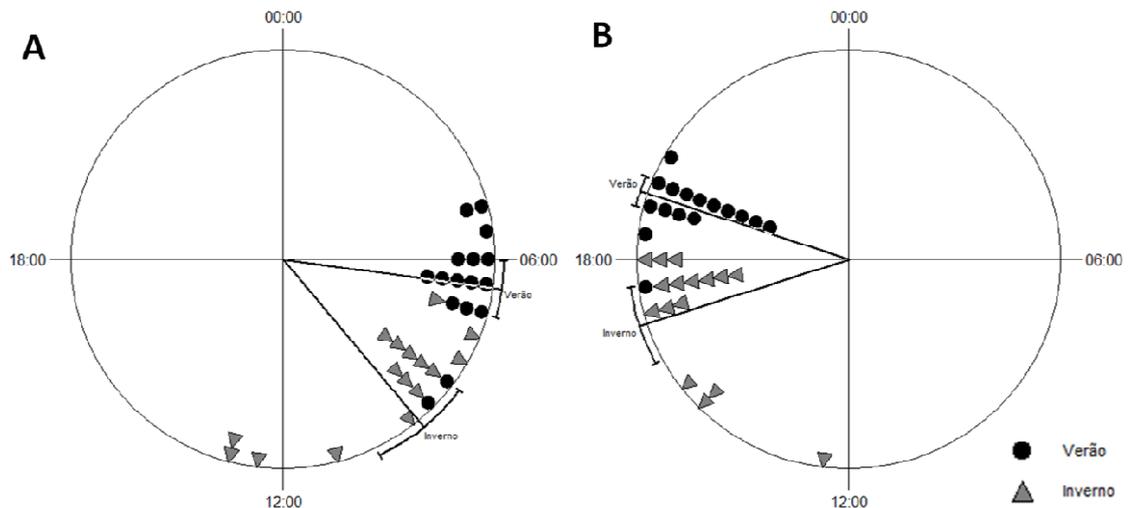


Figura 2 - Horário da visualização dos primeiros (A) e últimos (B) indivíduos de *Tropidurus torquatus* ativos em uma área no sul do Brasil durante amostragens no inverno (triângulos cinza) e verão (círculos pretos). Linhas representam a média e área dentro do colchete dois desvios-padrão.

As variáveis ambientais estiveram correlacionadas entre si ( $r > 0,45$ ;  $p < 0,001$ ) e devido a isso não foi possível verificar as relações destas com o comprimento do período de atividade através de análise de regressão múltipla e tiveram de ser testadas independentemente por correlação linear. As variáveis de fotoperíodo ( $r = 0,808$ ;  $p < 0,001$ ), temperatura do substrato ( $r = 0,824$ ;  $p < 0,001$ ), temperatura do ar ( $r = 0,765$ ;  $p < 0,001$ ) e insolação ( $r = 0,718$ ;  $p < 0,001$ ) estiveram, de maneira geral, correlacionadas com a duração da atividade de *T. torquatus* (Tabela 1). Porém, quando as estações foram analisadas separadamente, somente o fotoperíodo ( $r =$

0,619;  $p = 0,01$ ) e insolação ( $r = 0,529$ ;  $p = 0,035$ ) estiveram correlacionados com o período de atividade no verão e somente a insolação ( $r = 0,847$   $p < 0,001$ ) e a temperatura do substrato ( $r = 0,576$   $p = 0,015$ ) no inverno (Tabela 1).

Tabela 1 - Correlação linear entre o comprimento do período de atividade de *Tropidurus torquatus* e variáveis ambientais. Valores de r (Pearson) e significância do teste  $p < 0,05$  (\*) e  $p < 0,01$  (\*\*).

<b>Ambas estações</b>	Atividade	Horas de sol	Fotoperíodo	Temp. Subst.
Horas de sol	0.718**			
Fotoperíodo	0.808**	0.440**		
Temp. Substrato	0.824**	0.522**	0.846**	
Temp. Ar	0.765**	0.457**	0.790**	0.981**
<b>Verão</b>				
Horas de sol	0.529*			
Fotoperíodo	0.619*	0.288		
Temp. Substrato	0.033	0.471	-0.15	
Temp. Ar	0.019	0.403	-0.243	0.904**
<b>Inverno</b>				
Horas de sol	0.847**			
Fotoperíodo	0.427	0.36		
Temp. Substrato	0.576*	0.394	0.28	
Temp. Ar	0.415	0.224	0.238	0.964**

Como considerando independentemente verão e inverno somente as variáveis de temperatura permaneceram correlacionadas entre si (Tabela 1), estas foram reduzidas por análise de componentes principais e, utilizado o primeiro componente principal no lugar das variáveis originais. Os primeiros componentes principais, do verão e do inverno, explicaram 95,20% e 98,23% da variação dos dados de temperatura, respectivamente, e somente esses foram usados no modelo de explicação do comprimento do período de atividade pelas variáveis ambientais. No

inverno as variáveis de horas de sol ( $b = 0,643$ ;  $p < 0,001$ ) e temperatura ( $b = 0,630$ ;  $p = 0,049$ ) tiveram coeficientes parciais de regressão significativos ( $Y = 3,512 + 0,643X + 0,630$ ) e, portanto inseridas no modelo de regressão linear múltipla ( $R^2_{aj} = 0,776$ ;  $p < 0,001$ ). Já no verão ( $R^2_{aj} = 0,339$ ;  $p = 0,011$ ), somente a variável fotoperíodo teve coeficiente significativo ( $b = 1,699$ ;  $p = 0,011$ ;  $Y = -10,413 + 1,699X$ ) (Figura 3).

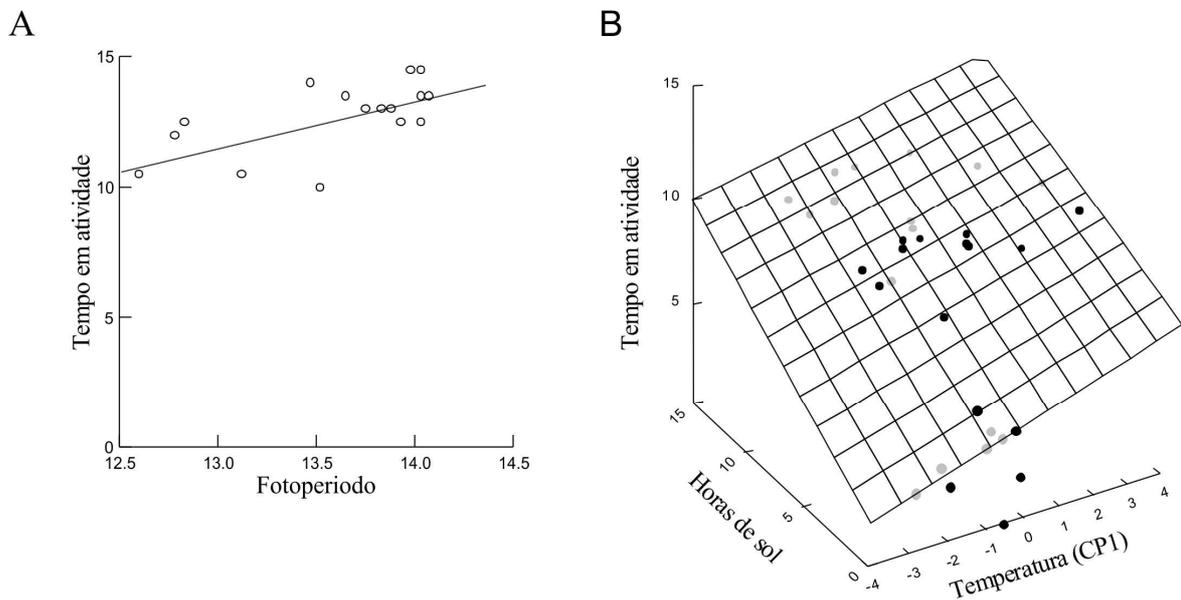


Figura 3 - Relação entre a duração da atividade diária de *Tropidurus torquatus* e fotoperíodo no verão (A) e, entre tempo em atividade, horas de sol e temperatura ambiental no inverno (B).

Em ambas as estações observou-se um padrão unimodal de atividade diária, havendo um pico em torno das 13:00 horas no inverno e uma atividade mais homogênea ao longo do dia no verão. Porém, a proporção de animais ativos nas duas estações em cada intervalo de tempo foi diferente (Wilcoxon,  $Z = 5,012$ ;  $p < 0,001$ ) e, estas diferenças concentraram-se nos intervalos mais próximos ao início e fim da atividade (Figura4) (Tabela 2).

Tabela 2 - Média  $\pm$  2 desvios-padrão da proporção de indivíduos de *Tropidurus torquatus* ativos nos horários amostrados; normalidade dos dados segundo teste de D'Agostino Pearson indicado pelo valor do teste ( $K^2$ ) e significância (p) e diferença entre estações nas proporções de acordo com teste *t* ou Mann-Whitney de acordo com a normalidade dos dados, sendo os resultados representados pelo valor do teste (*t* ou U) e pela significância (p).

Horário	Inverno	Verão	$K^2$	p	<i>t</i> ou U	p
04:00	0,000 $\pm$ 0,000	0,001 $\pm$ 0,008	93,103	< 0,0001	112,000	0,752
04:30	0,000 $\pm$ 0,000	0,001 $\pm$ 0,008	93,103	< 0,0001	112,000	0,752
05:00	0,000 $\pm$ 0,000	0,007 $\pm$ 0,022	36,333	< 0,0001	88,000	0,132
05:30	0,000 $\pm$ 0,000	0,008 $\pm$ 0,028	33,484	< 0,0001	80,000	0,114
06:00	0,000 $\pm$ 0,000	0,039 $\pm$ 0,174	52,129	< 0,0001	64,000	0,027
06:30	0,000 $\pm$ 0,000	0,134 $\pm$ 0,380	25,198	< 0,0001	16,000	0,000
07:00	0,003 $\pm$ 0,022	0,274 $\pm$ 0,510	10,001	0,007	12,000	0,000
07:30	0,005 $\pm$ 0,026	0,374 $\pm$ 0,518	6,876	0,032	22,000	0,000
08:00	0,005 $\pm$ 0,032	0,500 $\pm$ 0,634	6,491	0,039	12,000	0,000
08:30	0,029 $\pm$ 0,090	0,548 $\pm$ 0,602	5,102	0,078	6,808	0,000
09:00	0,098 $\pm$ 0,282	0,568 $\pm$ 0,644	3,091	0,213	4,967	0,000
09:30	0,178 $\pm$ 0,412	0,609 $\pm$ 0,622	2,141	0,343	4,351	0,000
10:00	0,253 $\pm$ 0,524	0,584 $\pm$ 0,612	2,298	0,317	3,054	0,005
10:30	0,314 $\pm$ 0,578	0,600 $\pm$ 0,472	6,137	0,047	3,062	0,005
11:00	0,395 $\pm$ 0,656	0,636 $\pm$ 0,408	8,419	0,015	2,497	0,018
11:30	0,451 $\pm$ 0,722	0,610 $\pm$ 0,350	10,170	0,006	117,500	0,692
12:00	0,469 $\pm$ 0,720	0,597 $\pm$ 0,362	9,180	0,010	115,000	0,624
12:30	0,485 $\pm$ 0,732	0,626 $\pm$ 0,486	6,554	0,038	1,282	0,210
13:00	0,515 $\pm$ 0,702	0,643 $\pm$ 0,328	12,130	0,002	118,000	0,706
13:30	0,536 $\pm$ 0,740	0,684 $\pm$ 0,316	13,730	0,001	112,000	0,546
14:00	0,567 $\pm$ 0,766	0,671 $\pm$ 0,380	7,320	0,026	126,500	0,955
14:30	0,517 $\pm$ 0,734	0,676 $\pm$ 0,408	9,241	0,010	115,000	0,624
15:00	0,463 $\pm$ 0,690	0,679 $\pm$ 0,352	8,954	0,011	90,000	0,152
15:30	0,492 $\pm$ 0,728	0,687 $\pm$ 0,392	6,714	0,035	89,500	0,147
16:00	0,399 $\pm$ 0,606	0,732 $\pm$ 0,432	5,210	0,074	3,525	0,001
16:30	0,323 $\pm$ 0,572	0,633 $\pm$ 0,438	4,518	0,105	3,429	0,002
17:00	0,160 $\pm$ 0,332	0,571 $\pm$ 0,514	2,025	0,363	5,114	0,000
17:30	0,050 $\pm$ 0,158	0,513 $\pm$ 0,536	3,368	0,186	7,455	0,000
18:00	0,004 $\pm$ 0,020	0,443 $\pm$ 0,500	5,144	0,076	8,919	0,000
18:30	0,000 $\pm$ 0,000	0,370 $\pm$ 0,518	6,494	0,039	16,000	0,000
19:00	0,000 $\pm$ 0,000	0,218 $\pm$ 0,460	12,181	0,002	16,000	0,000
19:30	0,000 $\pm$ 0,000	0,050 $\pm$ 0,168	31,737	< 0,0001	48,000	0,003
20:00	0,000 $\pm$ 0,000	0,001 $\pm$ 0,008	95,184	< 0,0001	120,000	0,763
20:30	0,000 $\pm$ 0,000	0,000 $\pm$ 0,000		< 0,0001	128,000	1,000

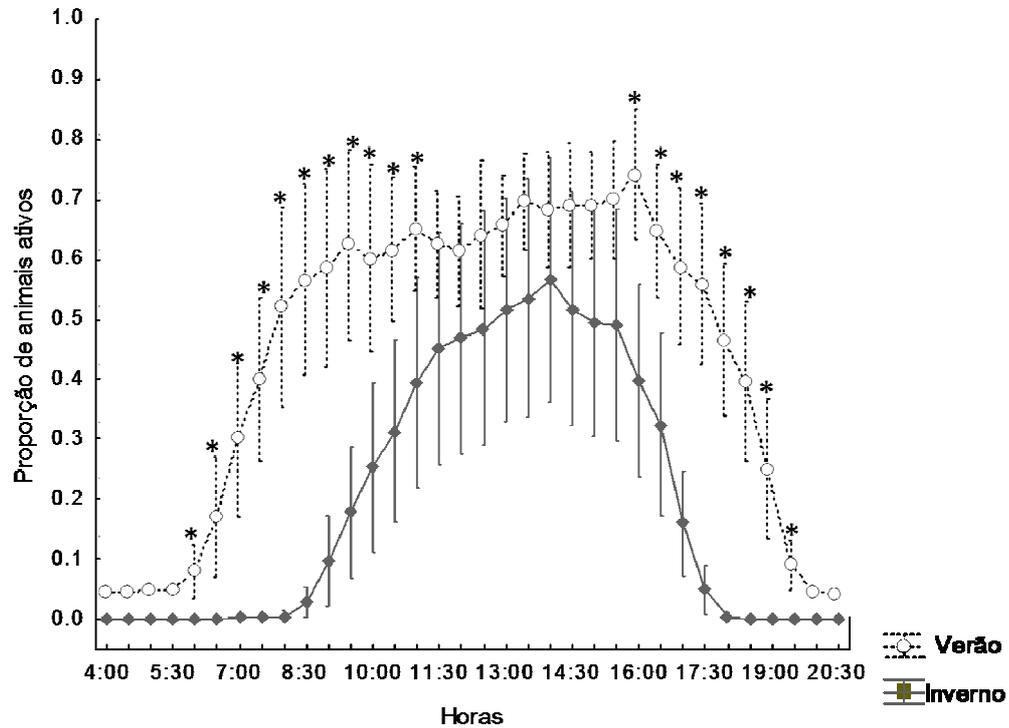


Figura 4 - Proporção de indivíduos de *Tropidurus torquatus* ativos durante o verão (linha tracejada) e o inverno (linha sólida). Asteriscos (\*) representam horários em que a proporção encontrada diferiu entre as estações. Diferenças verificadas por teste  $t$  ou Mann-Whitney de acordo com os pressupostos de normalidade, verificados pelo teste D'Agostino Pearson, considerando  $\alpha = 0,05$ . Valores representados por média  $\pm$  2 desvios-padrão.

Houve diferença entre as estações na proporção de animais expostos ao sol em cada horário (Wilcoxon,  $Z = 5,012$ ;  $p < 0,001$ ). No inverno há uma maior atividade concentrada nos horários próximos ao meio dia e, no verão com picos após o início e próximo ao término do período de atividade (Tabela 3) (Figura5).

Tabela 3 - Média  $\pm$  2 desvios-padrão da proporção de indivíduos de *Tropidurus torquatus* expostos ao sol nos horários amostrados; normalidade dos dados segundo teste de D'Agostino Pearson indicado pelo valor do teste ( $K^2$ ) e significância (p) e diferença entre estações nas proporções de acordo com teste *t* ou Mann-Whitney de acordo com a normalidade dos dados, sendo os resultados representados pelo valor do teste (*t* ou U) e pela significância (p).

Horário	Inverno		Verão		$K^2$	p	<i>t</i> ou U	p
04:00	0,000	$\pm$ 0,000	0,006	$\pm$ 0,046	93,103	< 0,0001	0,316	0,752
04:30	0,000	$\pm$ 0,000	0,028	$\pm$ 0,176	74,938	< 0,0001	0,632	0,527
05:00	0,000	$\pm$ 0,000	0,150	$\pm$ 0,408	25,381	< 0,0001	2,111	0,035
05:30	0,000	$\pm$ 0,000	0,277	$\pm$ 0,732	30,123	< 0,0001	2,214	0,027
06:00	0,000	$\pm$ 0,000	0,310	$\pm$ 0,686	21,342	< 0,0001	3,162	0,002
06:30	0,000	$\pm$ 0,000	0,541	$\pm$ 0,708	8,048	0,018	4,111	0,000
07:00	0,063	$\pm$ 0,362	0,815	$\pm$ 0,590	3,812	0,149	29,000	0,000
07:30	0,142	$\pm$ 0,628	0,764	$\pm$ 0,712	3,744	0,154	29,000	0,000
08:00	0,223	$\pm$ 0,652	0,821	$\pm$ 0,458	3,666	0,160	29,000	0,000
08:30	0,378	$\pm$ 0,722	0,770	$\pm$ 0,508	3,651	0,161	29,000	0,002
09:00	0,451	$\pm$ 0,786	0,856	$\pm$ 0,182	8,477	0,014	2,770	0,006
09:30	0,572	$\pm$ 0,804	0,778	$\pm$ 0,230	12,510	0,002	0,641	0,522
10:00	0,571	$\pm$ 0,916	0,729	$\pm$ 0,328	8,920	0,012	0,565	0,572
10:30	0,608	$\pm$ 0,890	0,630	$\pm$ 0,34	4,869	0,088	30,000	0,764
11:00	0,671	$\pm$ 0,820	0,524	$\pm$ 0,474	3,441	0,179	30,000	0,317
11:30	0,675	$\pm$ 0,814	0,468	$\pm$ 0,528	2,131	0,345	30,000	0,143
12:00	0,662	$\pm$ 0,774	0,454	$\pm$ 0,556	1,465	0,481	30,000	0,140
12:30	0,671	$\pm$ 0,750	0,399	$\pm$ 0,602	2,131	0,345	30,000	0,049
13:00	0,701	$\pm$ 0,690	0,421	$\pm$ 0,496	1,508	0,470	30,000	0,019
13:30	0,698	$\pm$ 0,706	0,430	$\pm$ 0,470	1,063	0,588	30,000	0,029
14:00	0,715	$\pm$ 0,704	0,506	$\pm$ 0,520	1,949	0,377	30,000	0,085
14:30	0,683	$\pm$ 0,782	0,505	$\pm$ 0,542	1,833	0,400	30,000	0,153
15:00	0,654	$\pm$ 0,808	0,501	$\pm$ 0,450	1,384	0,501	30,000	0,140
15:30	0,658	$\pm$ 0,860	0,555	$\pm$ 0,428	3,724	0,155	30,000	0,468
16:00	0,672	$\pm$ 0,810	0,571	$\pm$ 0,424	3,912	0,141	30,000	0,372
16:30	0,658	$\pm$ 0,756	0,610	$\pm$ 0,288	8,833	0,012	1,847	0,065
17:00	0,526	$\pm$ 0,662	0,584	$\pm$ 0,436	2,216	0,330	30,000	0,465
17:30	0,319	$\pm$ 0,666	0,631	$\pm$ 0,390	4,051	0,132	30,000	0,003
18:00	0,019	$\pm$ 0,154	0,571	$\pm$ 0,360	3,517	0,172	30,000	0,000
18:30	0,000	$\pm$ 0,000	0,556	$\pm$ 0,498	4,530	0,104	30,000	0,000
19:00	0,000	$\pm$ 0,000	0,437	$\pm$ 0,590	6,518	0,038	4,221	0,000
19:30	0,000	$\pm$ 0,000	0,368	$\pm$ 0,700	14,527	< 0,0001	3,618	0,000
20:00	0,000	$\pm$ 0,000	0,000	$\pm$ 0,000	95,184	< 0,0001	0,302	0,763
20:30	0,000	$\pm$ 0,000	0,000	$\pm$ 0,000		< 0,0001	0,000	1,000

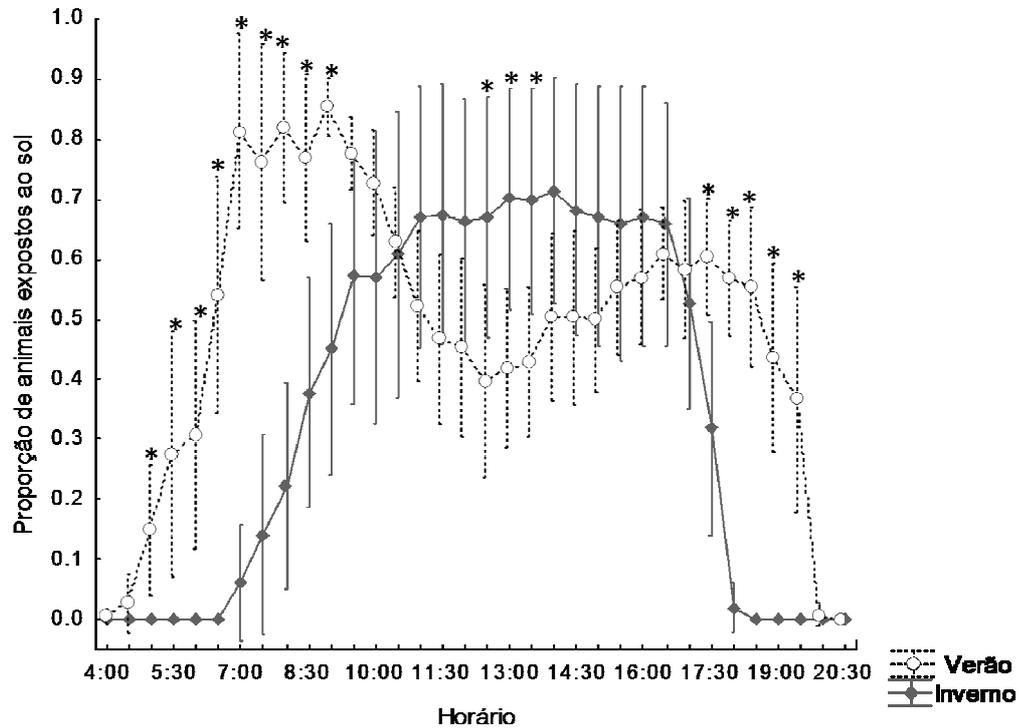


Figura 5 - Proporção de indivíduos de *Tropidurus torquatus* expostos ao sol durante o verão (linha tracejada) e o inverno (linha sólida). Asteriscos (\*) representam horários em que a proporção encontrada diferiu entre as estações. Diferenças verificadas por teste *t* ou Mann-Whitney de acordo com os pressupostos de normalidade e considerando  $\alpha = 0,05$ . Valores são representados pelas médias  $\pm 2$  desvios-padrão.

As variáveis ambientais de temperaturas (substratos e ar no sol e sombra) e velocidade do vento estiveram correlacionadas entre si nas duas estações (Tabela 4) o que inviabiliza o uso de análise de regressão múltipla para elucidação da relação destas com a proporção de animais ativos e de animais expostos ao sol.

Tabela 4 - Matriz de correlação de Spearman entre a proporção de indivíduos de *Tropidurus torquatus* ativos (Ativos), proporção de animais expostos ao sol (Exp.), as variáveis ambientais de temperatura (G.S., grama no sol; G.C. grama na sombra; R.P.S., rocha pequena no sol; R.P.C., rocha pequena na sombra; R.G.S., rocha grande no sol; R.G.C., rocha grande na sombra; Cm.S., temperatura do ar a um centímetro de altura do substrato no sol; Cm.C., temperatura do ar a um centímetro de altura do substrato na sombra) e velocidade do vento (Vento) no verão (quadrante superior direito) e inverno (quadrante inferior esquerdo). Valores são representados pelo coeficiente de correlação de Spearman (rs) e asteriscos representam significância do teste de 0,05 (\*) e 0,01 (\*\*).

	Ativos	Exp.	G. S.	G. C.	R. P. S.	R. P. C.	R. G. S.	R. G. C.	Cm S.	Cm C.	M. S.	M. C.	Vento
Ativos		0.30**	0.66**	0.44**	0.64**	0.33**	0.67**	0.36**	0.64**	0.46**	0.58**	0.51**	0.12**
Exp.	0.88**		0.034	-0.13**	-0.09	-0.24**	-0.09**	-0.02**	-0.05	-0.15**	-0.11*	-0.15**	0.04
G. S.	0.83**	0.71**		0.75**	0.87**	0.58**	0.87**	0.67**	0.89**	0.74**	0.84**	0.77**	0.28**
G. C.	0.27*	0.17**	0.56**		0.80**	0.84**	0.78**	0.86**	0.80**	0.91**	0.82**	0.88**	0.33**
R. P. S.	0.78**	0.67**	0.85**	0.64**		0.74**	0.93**	0.74**	0.88**	0.83**	0.87**	0.83**	0.29**
R. P. C.	0.32**	0.21**	0.54**	0.93**	0.70**		0.71**	0.85**	0.69**	0.87**	0.75**	0.82**	0.29**
R. G. S.	0.78**	0.66**	0.80**	0.58**	0.91**	0.64**		0.74**	0.88**	0.82**	0.86**	0.81**	0.25**
R. G. C.	0.21**	0.15**	0.48**	0.79**	0.54**	0.80**	0.52**		0.77**	0.88**	0.81**	0.87**	0.33**
Cm S.	0.74**	0.60**	0.90**	0.74**	0.92**	0.77**	0.85**	0.63**		0.85**	0.90**	0.85**	0.25**
Cm C.	0.44**	0.33**	0.68**	0.92**	0.77**	0.96**	0.70**	0.77**	0.87**		0.90**	0.93**	0.29**
M. S.	0.62**	0.50**	0.81**	0.82**	0.87**	0.89**	0.79**	0.71**	0.95**	0.94**		0.91**	0.27**
M. C.	0.47**	0.36**	0.71**	0.90**	0.80**	0.94**	0.72**	0.76**	0.89**	0.99**	0.96**		0.33**
Vento	0.38**	0.30**	0.46**	0.20**	0.42**	0.25**	0.34**	0.14**	0.45**	0.35**	0.42**	0.37**	

Devido a isso, as variáveis de temperatura ambiental foram reduzidas através de análise de componentes principais. O componente principal 1 explicou 81,26% da variabilidade dos dados no verão e 82,84% no inverno e somente esse componente foi usado na elucidação da relação com as variáveis respostas. Observando a Figura 6 observa-se que no verão a proporção de animais ativos e expostos ao sol aumenta até em torno das 9:00 horas, conforme aumentam as temperaturas ambientais, quando a proporção de ativos fica aproximadamente estável e diminui a proporção de animais expostos ao sol. Diferentemente, no inverno as temperaturas não atingem valores extremos e, portanto as proporções de animais ativos e expostos ao sol seguem as flutuações das temperaturas ambientais, com picos em torno das 12:00 as 14:00 horas.

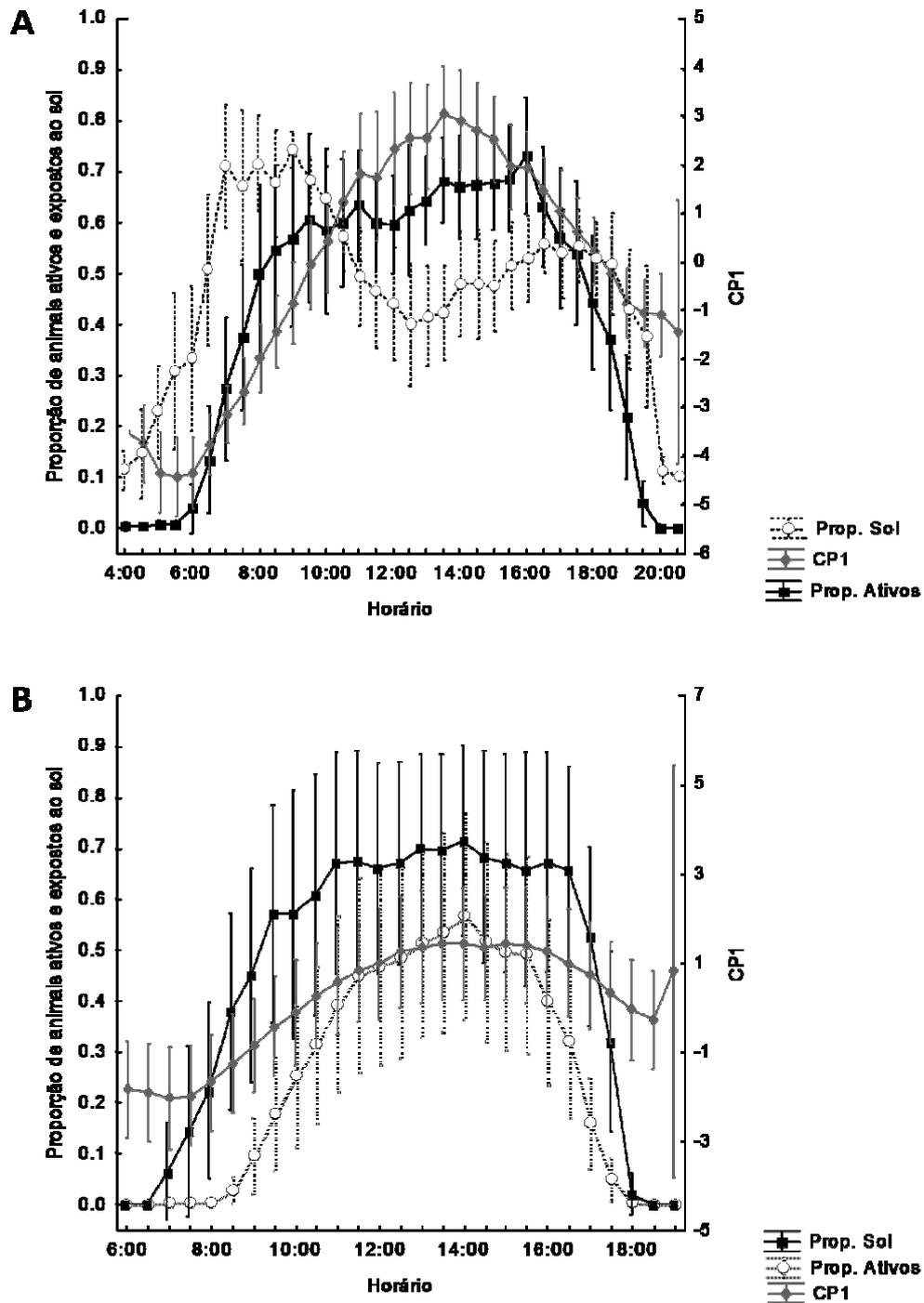


Figura 6 – Variação horária na proporção de indivíduos de *Tropidurus torquatus* ativos (Prop. Ativos), proporção de animais expostos ao sol (Prop. Sol) e valores do componente principal 1 (CP1) das variáveis ambientais de temperatura dos substratos e do ar em diferentes altura em relação ao substrato no verão (A) e no inverno (B). Valores são representados por média  $\pm$  2 desvios-padrão.

As temperaturas corporais variaram entre 20,3 e 38,8 °C ( $\bar{x} = 33,6 \text{ °C} \pm 2,86$ ;  $n = 369$ ) e estiveram correlacionadas com as temperaturas do substrato ( $r = 0,58$ ;  $p < 0,001$ ) e temperaturas do ar ( $r = 0,57$ ;  $p < 0,001$ ). Não existiram diferenças sexuais (ANOVA,  $F_{1,360} = 3,252$ ;  $p = 0,907$ ) na temperatura corporal dos animais, porém houve diferença entre os locais de coleta ( $F_{1,360} = 31,862$ ;  $p < 0,001$ ). Entretanto, essas diferenças não são observadas quando se retira o efeito das temperaturas ambientais, não havendo diferença entre as duas populações (ANCOVA,  $F_{1,359} = 1,44$ ;  $p = 0,23$ ), nem entre os sexos ( $F_{1,359} = 0,321$ ;  $p = 0,571$ ) utilizando o primeiro componente principal como covariável ( $F_{1,359} = 172,602$ ;  $p < 0,001$ ), o qual representa as temperaturas do ar e do substrato (CP1 = 88,81% da variação dos dados). Apesar da correlação entre as variáveis, as temperaturas corporais variam menos do que as ambientais (Figura 7), o que demonstra o importante papel do comportamento de termoregulação.

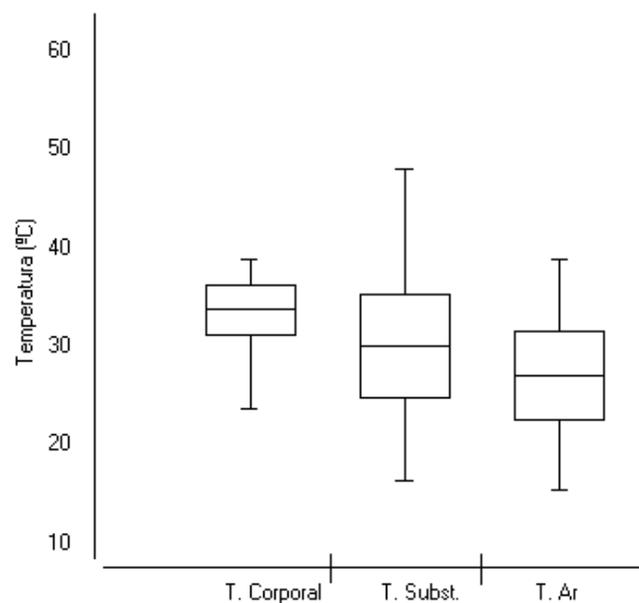


Figura 7 - Temperaturas corporais, do substrato e do ar a 1 centímetro de altura do substrato utilizado pelos indivíduos de *Tropidurus torquatus*. Barra horizontal representa média aritmética, caixas 1 desvio-padrão e barras verticais máximos e mínimos.

## 5. DISCUSSÃO

*Tropidurus torquatus* é uma lagarto diurno com um amplo período de atividade, que inicia logo ao amanhecer e termina pouco depois do sol se pôr. Padrão de atividade semelhante foi encontrado em diferentes populações de *T. torquatus* (HATANO *et al.*, 2001; ROCHA *et al.*, 2000; TEIXEIRA-FILHO *et al.*, 1996) e de outros tropidurídeos como *T. hispidus* e *T. montanus* (VAN SLUYS *et al.*, 2004) em diferentes locais do país. Predadores do tipo senta-espera, como é o caso do *T. torquatus*, não precisam de altas temperaturas corporais para suas atividades de forrageio, ao contrário do que é observado para predadores ativos (VERWAIJEN; VAN DAMME, 2007), sendo assim forrageadores senta-espera necessitam de temperaturas ambientais menores para iniciar a termorregulação. Essa característica permite então a *T. torquatus* um amplo período de atividade, que se inicia nas primeiras horas do dia, quando as temperaturas ainda não estão altas, e se encerra próximo ao pôr do sol, quando as temperaturas já estão diminuindo.

A diferença na duração da atividade observada entre o inverno e o verão deve-se possivelmente à diminuição da temperatura ambiente e da insolação durante a estação fria, bem como à diminuição no tamanho do fotoperíodo, já que os dias no inverno chegam a ter até quatro horas a menos quando comparados aos dias no verão. Rocha *et al.* (2000), em um estudo em áreas de restingas, sugeriu que dependendo da variação nas condições climatológicas entre estações do ano, podem ocorrer deslocamentos nos horários de início, término ou mesmo na extensão da atividade de uma determinada espécie de lagarto. Como no inverno os dias são mais curtos e as temperaturas são mais baixas, os lagartos iniciam sua atividade mais tarde, permanecem ativos nas horas mais quentes do dia e encerram sua atividade mais cedo (SILVA; ARAÚJO, 2008).

Apesar da diferença sazonal na duração da atividade, *T. torquatus* apresentou tanto no inverno como no verão, um padrão de atividade do tipo unimodal. Esse padrão também foi observado por Faria e Araújo (2004) para os congêneres *T. itambere* e *T. oreadicus*. Nos meses frios, *T. torquatus* concentra sua atividade nos horários próximos ao meio dia, onde são registradas as temperaturas mais altas. Já nos meses quentes, como há um maior período de temperaturas viáveis durante o dia, *T. torquatus* apresenta um padrão de atividade mais

homogêneo. Segundo Webb e Shine (1998), os animais tendem a evitar os extremos de temperaturas letais (baixas ou altas) através da seleção de diferentes locais para termorregular. Esse tipo de comportamento é observado em *T. torquatus*. No verão, principalmente, quando as temperaturas estão mais elevadas eles trocam seus sítios de termorregulação, preferindo locais sombreados àqueles com radiação solar direta, permanecendo assim ativos durante todo o dia.

Para algumas espécies de lagartos, como *T. hispidus* e *T. semitaeniatus* (VITT, 1995), as temperaturas corpóreas podem ser afetadas pelas fontes de calor de forma individualizada, ou seja, mais pela temperatura do substrato do que pela do ar ou o inverso, quando uma delas é mais intensa nos sítios de termorregulação. Porém, para *T. torquatus* ambas as fontes de calor (temperaturas do ar e do substrato) foram importantes na termorregulação, estando ambas relacionadas à temperatura corpórea da espécie. Da mesma maneira, em populações de *T. torquatus* estudadas por Kiefer *et al.* 2005, as temperaturas corpóreas dos lagartos estiveram significativamente relacionadas com as temperaturas ambientais (principalmente a temperatura do ar, mas também a do substrato), indicando que estas fontes de calor possuem um papel importante na termorregulação de diferentes populações dessa espécie.

## 6. CONCLUSÃO

Verifica-se neste estudo que as variáveis climáticas exercem forte influência sobre características da espécie. *T. torquatus* é um lagartos diurno e heliotérmico, que apresenta na área de estudo um amplo período de atividade quando as condições ambientais permitem, principalmente no verão, reduzindo no inverno em resposta a diminuição de temperatura e fotoperíodo. A temperatura corpórea média deste tropidurídeo foi compatível às de outras espécies do gênero, mostrando-se influenciada pelas fontes térmicas do microhabitat (temperatura do ar e do substrato) de forma homogênea. Os dados apresentados sugerem a atuação de ambos, fatores históricos e da plasticidade fenotípica, frente às variáveis ambientais, nas populações de *Tropidurus torquatus* do sul do Brasil.

## 7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAÚJO, A. F. B. 1994. Comunidades de lagartos brasileiros. Pages 58-68 in A. L. Bernardes and G. C. Nascimento, editores. **Introdução À Ecologia de Lagartos Brasileiros**. Fundação Biodiversitas - PUC MG / Fundação Ezequiel Dias / FAPEMIG, Minas Gerais.

ARRUDA, J. L. S., D. A. ARRUDA, *et al.* Reptilia, Squamata, Tropiduridae, *Tropidurus torquatus*: Distribution extension. **Check List**, v.4, n.3, p.269-271. 2008.

AYRES, M., AYRES JR. M., AYRES, D. L., SANTOS, A. S. 2008. BioEstat 5.0: **Aplicações estatísticas nas áreas das ciências biológicas e biomédicas**. Sociedade Civil Mamirauá/MCT-CNPq/Conservation International. Disponível em: <http://www.mamiraua.org.br/download/index.php?dirpath=./BioEstat%205%20Portugueseorder=0>

BALINGER, R. E. 1977. Reproductive strategies: food availability as a source of proximal variation in a lizard. **Ecology** 58:628-635.

CALLEGARI-JACQUES, SIDIA, M. **Bioestatística: princípios e aplicações**. Porto Alegre: Artmed, 2003.

CARREIRA, S., MENEGHEL, M. E ACHAVAL, F. 2005. **Reptiles del Uruguay**. Montevideo. Facultad de Ciencias. 640 p.

CRISP, M., L. M. COOK, AND F. V. HERWARD. 1979. Color and Heat Balance in the Lizard *Lacerta dugesii*. **Copeia** 1979:250-257.

FARIA, R.G. e ARAUJO, A.F.B. 2004. Sintopy of two *Tropidurus* lizard species (Squamata: Tropiduridae) in a rocky cerrado habitat in Central Brazil. **Brazilian Journal of Biology** 64(4):775-786.

GANDOLFI, S. M., AND C. F. D. ROCHA. 1998. Orientation of thermoregulation *Tropidurus torquatus* (Sauria: Tropiduridae) on termite mounds in a open area of south-eastern Brazil. **Amphibia-Reptilia** 19:319-323.

GOTELLI, N.J. AND A.M. ELLISON. 2004. **A Primer of Ecological Statistics**. Sinauer Associates, Inc., Sunderland, MA.

HATANO, F. H., D. VRCIBRADIC, C. A. B. GALDINO, M. CUNHA-BARROS, C. F. D. ROCHA, AND M. VAN SLUYS. 2001. Thermal ecology and activity patterns of the lizard community of the restinga of Jurubatiba, Macaé, RJ. **Brazilian Journal of Biology** 61:287-294.

HUEY, R. B. 1974. Behavioral Thermoregulation in Lizards: Importance of Associated Costs. **Science** 184:1001-1003.

HUEY, R. B., AND E. R. PIANKA. 1977. Seasonal variation in thermoregulatory behavior and body temperature of diurnal kalahari lizards. **Ecology** 58:1066-1075.

JONGMAN, RHG., BROOK, C.J.F.; TONGEREN, OFR., 1995. **Data analysis in community and landscape ecology**. Cambridge: Cambridge University.

KIEFER, M. C., M. VAN SLUYS; C. F. D. ROCHA. 2005. Body temperatures of *Tropidurus torquatus* (Squamata, Tropiduridae) from coastal populations: Do body temperatures vary along their geographic range? **Journal of Thermal Biology** 30:449-456.

KOHLSDORF, T., J. M. RIBEIRO, AND C. A. NAVAS. 2006. Territory quality and male dominance in *Tropidurus torquatus* (Squamata, Tropiduridae). **Phyllomedusa** 5:109-118.

KOVACH, W. L., 2006. **Oriana – circular Statistics for Windows**, ver. 2. Kovach Computing Services, Pentraeth, Wales, U.K.

MALUF, J. R. T. Nova classificação climática do estado do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v.8, n.1, p.141-150. 2000.

MANLY, B. J. F. 2008. **Métodos estatísticos multivariados – Uma introdução**. Bookman. 230p.

MARCHIORI, J. N. C. **Fitogeografia do Rio Grande do Sul: Campos Sulinos**. Porto Alegre: EST Edições. 2004. 110 p.

NICHOLSON, K. L., S. M. TORRENCE, D. M. GHIOCA, J. BHATTACHARJEE, A. E. ANDERI, J. OWEN, N. J. A. RADKE, AND G. PERRY. 2005. The Influence of Temperature and Humidity on Activity Patterns of the Lizards *Anolis stratulus* and *Ameiva exsul* in the British Virgin Islands. **Caribbean Journal of Science** 41:870-873.

NIMER, E. 1989. **Climatologia do Brasil**. 2 ed. IBGE. Rio de Janeiro.

PIMENTEL-GOMES, F. 2009. **Curso de estatística experimental**. 15 edição. Piracicaba, FEALQ.

RICE, G. E.; S. D. BRADSHAW. 2004. Changes in dermal reflectance and vascularity and their effects on thermoregulation in *Amphibolurus nuchalis* (reptilia: Agamidae). **Journal of Comparative Physiology B: Biochemical, Systemic, and Environmental Physiology**.135: 139-146.

ROCHA, C. F. D. 1994. Introdução À Ecologia de Lagartos Brasileiros. Pages 39-57 in A. L. Bernardes; G. C. Nascimento, editores. **Herpetologia no Brasil**. Fundação Biodiversitas - PUC MG / Fundação Ezequiel Dias / FAPEMIG, Minas Gerais.

ROCHA, C.F.D.; VAN SLUYS, M.; VRCIBRADIC, D. KIEFER, M. C. MENEZES, V. A.; SIQUEIRA, C.C. Comportamento de termoregulação em lagartos brasileiros. **Oecologia Brasiliensis**, 13(1): 115-131.

RODRIGUES, M. T. Sistemática, ecologia e zoogeografia dos *Tropidurus* do Grupo *Torquatus* ao sul do rio Amazonas (Sauria, Iguanidae). **Arquivos de Zoologia**, v.31, n.3, p.105-230. 1987.

SHEPARD, D. B. 2007. Habitat but not body shape affects predator attack frequency on the lizard models in the brazilian Cerrado. **Herpetologica** 63:193-202.

SILVA, V. N. E.; ARAÚJO, A. F. B. 2008. **Ecologia dos lagartos brasileiros**. Rio de Janeiro, Technical Books. 272p.

SYSTAT., 2007. **Statistical and Graphical Software**, version 12.0. [www.systat.com](http://www.systat.com)

TINKLE, D. W., H. W. WILBUR, AND S. C. TILLEY. 1970. Evolutionary strategies in lizard reproduction. **Evolution** 24:55-74.

VALENTIN, J. L. **Ecologia numérica: uma introdução à análise multivariada de dados ecológicos**. Rio de Janeiro: Interciência. 117p.

VAN SLUYS, M. 1993. The reproductive cycle of *Tropidurus itambere* (Sauria: Tropiduridae) in southeastern Brazil. **Journal of Herpetology** 27:28-32.

VAN SLUYS, M. 1998. Growth and body condition of the saxicolous lizard *Tropidurus itambere* in southeastern Brazil. **Journal of Herpetology** 32:359-365.

VAN SLUYS, M.; C.F.D. ROCHA; D. VRCIBRADIC; C.A.B. GALDINO; A.F. FONTES. 2004. Diet, activity and microhabitat use of two syntopic *Tropidurus* species (Lacertilia: Tropiduridae) in Minas Gerais, Brazil. **Journal of Herpetology** 38: 606-611.

VERWAIJEN, D.; VAN DAMME, R. 2007. Wide home ranges for widely foraging lizards. **Zoology** 111 (2008) 37-47.

WEATHERS, W. W. 1970. Physiological Thermoregulation in the Lizard *Dipsosaurus dorsalis*. **Copeia** 1970:549-557.

ZAR, J. (1999). **Biostatistical analysis**. Upper Saddle River, New Jersey, Prentice Hall. 929p.