# Onlinebeispiel 8.4. Einfluss einer Vegetationsentfernung auf die Molchlarven in Auengewässern

Kapitel 8.3.1 aus Henle, K., A. Grimm-Seyfarth & B. Gruber: Erfassung und Analyse von Tierpopulationen. Ulmer Verlag

Annegret Grimm-Seyfarth

22.04.2025

In diesem Beispiel zeigen wir eine einfache Vorher-Nachher-Kontrolle-Effekt-Analyse (engl. Before-After-Control-Impact Assessment, oder kurz BACI-Analyse) in R. Für klassische Regressionsanalysen mittels 1m und g1m sind keine weiteren R-Pakete nötig, jedoch für die g1m.nb Modelle das Paket MASS (Venables & Ripley 2002). Allerdings erleichtern die Pakete MuMIn (Bartón 2024) und emmeans (Lenth 2025) den Umgang mit Modellselektion und Interaktionen. Für die Modelldiagnostik nutzen wir die Pakete DHARMa (Hartig 2024) und performance (Lüdecke et al. 2021). Außerden nutzen wir das Paket ggplot2 für Visualisierungen (Wickham 2016). Als Datensatz nutzen wir ein Larvenmonitoring im Leipziger Auwald aus zwei aufeinanderfolgenden Jahren, in dem ein Gewässer zwischen den Erfassungen von Vegetation freigeschnitten wurde.

```
# check.packages function: install and load multiple R packages.
# Function from: https://gist.github.com/smithdanielle/9913897
check.packages <- function(pkg){
   new.pkg <- pkg[!(pkg %in% installed.packages()[, "Package"])]
   if (length(new.pkg))
      install.packages(new.pkg, dependencies = TRUE, type = "source")
   sapply(pkg, require, character.only = TRUE)
}

# benoetigte R pakete
pakete <- c("MASS", "MuMIn", "emmeans", "ggplot2", "DHARMa", "performance")

# Pruefe und installiere
check.packages(pakete)</pre>
```

## MASS MuMIn emmeans ggplot2 DHARMa performance ## TRUE TRUE TRUE TRUE TRUE TRUE

#### Daten einladen

Im Leipziger Auwald leben viele Amphibien in den temporären Gewässern (Lachen). Im Zuge eines Renaturierungsprojektes stehen die Larven von Kamm- (*Triturus cristatus*) und Teichmolchen (*Lissotriton vulgaris*) im Fokus. Im Herbst 2023 wurde ein Gewässer im Zuge einer Pflegemaßnahme für eine Oberleitung komplett von Vegetation freigeschnitten. Wir wollen nun die Auswirkungen auf den Reproduktionserfolg

der beiden Molcharten testen. Dazu nutzen wir neben dem Einflussgewässer noch ein weiteres Gewässer in naher Umgebung, das jedoch weit genug weg ist, um von der Maßnahme nicht betroffen zu sein.

Beide Gewässer wurden jeweils 2023 und 2024 im Juni für fünf aufeinanderfolgende Tage mittels Minnow Traps befangen. Da jeweils die gleiche Fallenzahl genutzt wurde (6 Fallen, jeweils 2 Öffnungen), können die Daten direkt als relative Häufigkeiten verglichen werden. Andernfalls hätte man einen Index berechnen müssen, der die Anzahl Fallen bzw. Fallenöffnungen und Fangtage berücksichtigt.

Zunächst laden wir die Daten ein:

```
UlmerBuch::beispiel.pfad() #Pfad zu den Beispieldaten

## Der Pfad zu den Beispieldaten wurde gesetzt auf:
## C:/Users/grimm/AppData/Local/Programs/R/R-4.4.3/library/UlmerBuch/extdata
```

```
BAdata <- read.csv2("Burgaue_Larven.csv")
head(BAdata)
```

```
##
     Saison
                  Date
                            Group
                                    Time LV_larvae_Numbers_of_Individual
## 1
          3 15.06.2023 Control1 Before
## 2
          3 15.06.2023 Treatment Before
                                                                         1
## 3
                                                                         1
          3 16.06.2023 Control1 Before
## 4
          3 16.06.2023 Treatment Before
                                                                         1
## 5
          3 17.06.2023 Control1 Before
                                                                         1
## 6
          3 17.06.2023 Treatment Before
                                                                         2
     TC larvae Numbers of Individual
## 1
## 2
                                    1
                                    2
## 3
## 4
                                    1
## 5
                                    1
## 6
```

Das Kontrollgewässer wurde hier als "Control1", das Einflussgewässer als "Treatment" benannt (Parameter Group). Als Zeit gilt 2023 als "Before" und 2024 als "After" (Parameter Time).

Da in R standardmäßig alle Faktoren alphanumerisch sortiert werden, müssen wir für die Zeit die Sortierung ändern.

```
BAdata$Time <- factor(BAdata$Time, levels = c("Before", "After"))
```

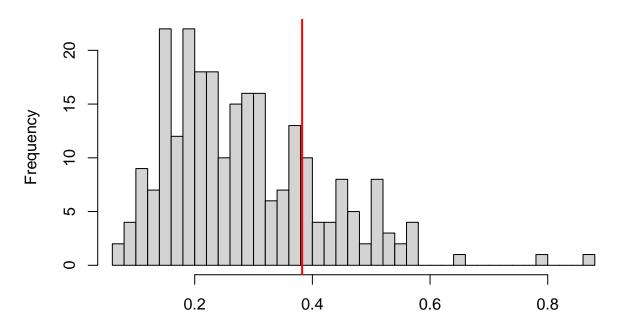
## Generalisiertes lineares Modell

Da wir hier als Ergebnisvariable Zähldaten verwenden, sind die Residuen in unserem Modell Poissonverteilt. Wir bauen nun die beiden Modelle mit der Interaktion aus Group und Time, dargestellt durch ein \*.

Bevor wir weitermachen, müssen wir noch prüfen, dass die Modelle tatsächlich valide sind. Dazu nutzen wir den Verteilungstest aus dem R-Paket DHARMa (Hartig 2024) und prüfen auf sogenannte Zero-inflation (d.h., zu viele 0en im Datensatz) mithilfe des R-Paketes performance (Lüdecke et al. 2021). Mittels simulationOutput kann man den Verteilungstest auch grafisch darstellen. Hierbei werden automatisch Achsenbeschriftungen erstellt, diese sind daher in Englisch.

testDispersion(glm.lv) # kein signifikanter Unterschied, Modell ist ok

# DHARMa nonparametric dispersion test via sd of residuals fitted vs. simulated



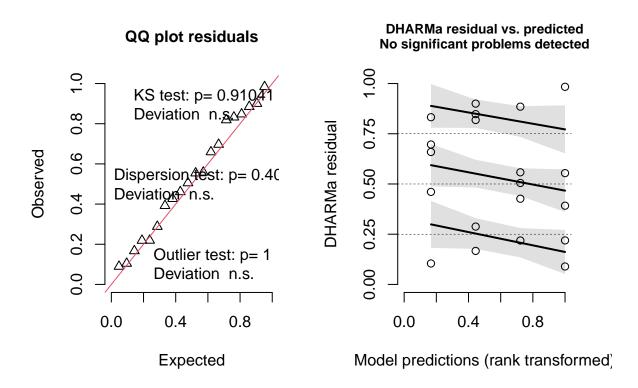
Simulated values, red line = fitted model. p-value (two.sided) = 0.408

```
##
## DHARMa nonparametric dispersion test via sd of residuals fitted vs.
## simulated
##
## data: simulationOutput
## dispersion = 1.3559, p-value = 0.408
## alternative hypothesis: two.sided
```

check\_zeroinflation(glm.lv) # keine Zero-inflation, Modell ist ok

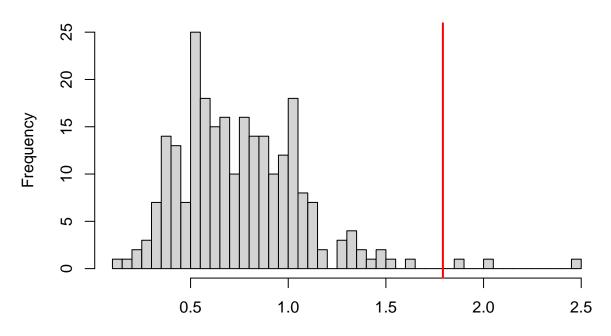
```
## # Check for zero-inflation
##
## Observed zeros: 3
## Predicted zeros: 4
## Ratio: 1.33
```

### DHARMa residual



testDispersion(glm.tc) # signifikanter Unterschied, Verteilung falsch

# DHARMa nonparametric dispersion test via sd of residuals fitted vs. simulated



Simulated values, red line = fitted model. p-value (two.sided) = 0.024

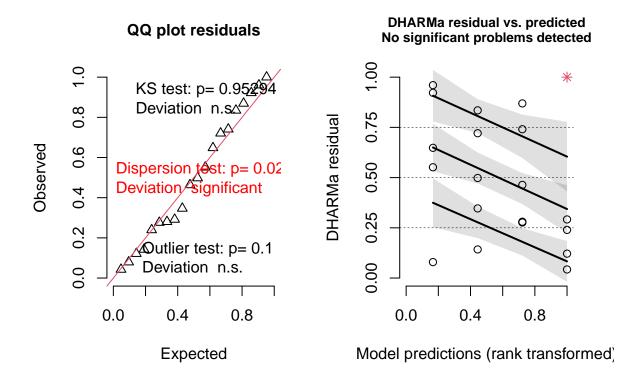
```
##
## DHARMa nonparametric dispersion test via sd of residuals fitted vs.
## simulated
##
## data: simulationOutput
## dispersion = 2.372, p-value = 0.024
## alternative hypothesis: two.sided
```

### $\verb|check_zeroinflation(glm.tc)| \textit{\# keine Zero-inflation, Modell ist ok}|\\$

```
## # Check for zero-inflation
##
## Observed zeros: 7
## Predicted zeros: 8
## Ratio: 1.14
```

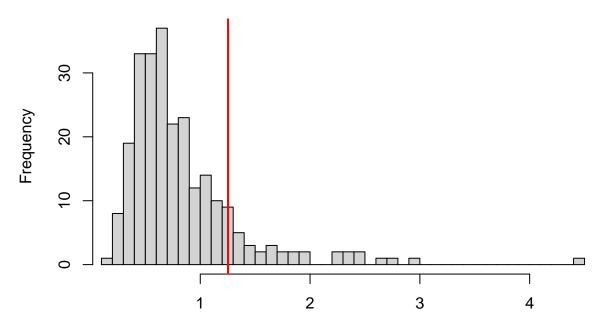
```
simulationOutput <- simulateResiduals(fittedModel = glm.tc, plot = T)</pre>
```

### DHARMa residual



Für den Teichmolch ist das Modell unauffällig, für den Kammmolch gibt es jedoch eine signifikante Abweichung hinsichtlich der Verteilung (p = 0.024). Daher nutzen wir alternativ zur Poisson-Verteilung die Negativbinomialverteilung.

# DHARMa nonparametric dispersion test via sd of residuals fitted vs. simulated



Simulated values, red line = fitted model. p-value (two.sided) = 0.248

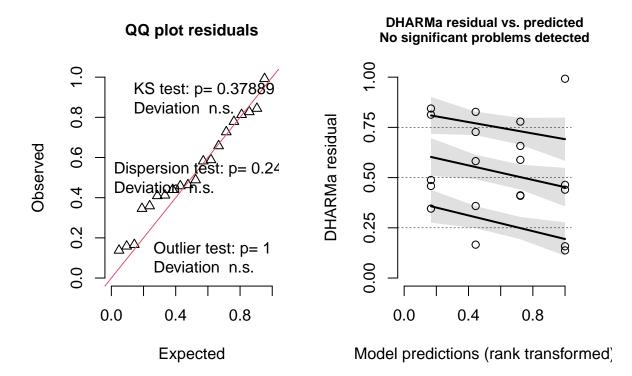
```
##
## DHARMa nonparametric dispersion test via sd of residuals fitted vs.
## simulated
##
## data: simulationOutput
## dispersion = 1.5106, p-value = 0.248
## alternative hypothesis: two.sided
```

check\_zeroinflation(glm.tc) # keine Zero-inflation, Modell ist ok

```
## # Check for zero-inflation
##
## Observed zeros: 7
## Predicted zeros: 9
## Ratio: 1.26
```

```
simulationOutput <- simulateResiduals(fittedModel = glm.tc, plot = T)</pre>
```

#### DHARMa residual



Nun gibt es keine weiteren Abweichungen, das Modell für den Kammmolch ist ebenfalls ok. Schauen wir uns nun die Arten nun im Detail an.

#### Teichmolch

Vergleichen wir zunächst die Modelle mit jeweils linearen Kombinationen der Parameter. Dazu nutzen wir die *dredge* Funktion aus dem R-Paket MuMIn. Eine Einführung in Modellvergleiche findet sich in Kapitel 9.3 des Buches.

```
# Modellvergleich
glm.lv.mod <- dredge(glm.lv, options(na.action = "na.fail"))</pre>
glm.lv.mod
## Global model call: glm(formula = LV_larvae_Numbers_of_Individual ~ Group * Time,
##
       family = "poisson", data = BAdata)
##
## Model selection table
##
        (Int) Grp Tim Grp:Tim df
                                   logLik
                                           AICc delta weight
                                           74.3 0.00
## 4 -0.68960
                                3 -33.412
                                                        0.716
## 8 -0.22310
                                4 - 32.756
                                           76.2 1.85
                                                        0.283
## 2
     0.09531
                                2 - 42.316
                                           89.3 15.01
                                                        0.000
## 3
     0.26240
                                2 - 44.962
                                           94.6 20.31
                                                        0.000
## 1
     1.04700
                                1 -53.866 110.0 35.63
                                                        0.000
## Models ranked by AICc(x)
```

Wir sehen, dass die lineare Kombination aus Group und Time besser abschneidet als die Interaktion. Allerdings ist das Modell mit Interaktion nur 1,85 AICc Punkte schlechter - ein Einfluss der Intervention (Freischneidung der Fläche) kann also nicht ausgeschlossen werden.

Schauen wir uns die Schätzwerte der beiden besten Modelle an.

```
get.models(glm.lv.mod, subset = 1:2)
```

```
## $'4'
##
## Call: glm(formula = LV_larvae_Numbers_of_Individual ~ Group + Time +
       1, family = "poisson", data = BAdata)
##
##
  Coefficients:
##
      (Intercept)
                   GroupTreatment
                                         TimeAfter
          -0.6896
                           1.4307
                                            1.2192
##
##
## Degrees of Freedom: 19 Total (i.e. Null); 17 Residual
## Null Deviance:
                         60.44
## Residual Deviance: 19.54
                                 AIC: 72.82
##
## $'8'
##
## Call: glm(formula = LV_larvae_Numbers_of_Individual ~ Group + Time +
       Group:Time + 1, family = "poisson", data = BAdata)
##
## Coefficients:
                                                                        TimeAfter
##
                (Intercept)
                                        GroupTreatment
##
                    -0.2231
                                                0.8109
                                                                           0.5596
## GroupTreatment:TimeAfter
##
                     0.8541
##
## Degrees of Freedom: 19 Total (i.e. Null); 16 Residual
## Null Deviance:
                        60.44
## Residual Deviance: 18.22
                                 AIC: 73.51
##
## attr(,"rank")
## function (x)
## do.call("rank", list(x))
## <environment: 0x000001366aa763f0>
## attr(,"call")
## AICc(x)
## attr(,"class")
## [1] "function"
                      "rankFunction"
## attr(,"beta")
## [1] "none"
```

Im Treatment-Gewässer gab es mehr Teichmolchlarven, ebenso gab es 2024 mehr als 2023.

Schauen wir noch nach möglicher Signifikanz der Parameter

```
drop1(glm.lv, test="Chi")
```

```
## Single term deletions
```

```
##
## Model:
## LV_larvae_Numbers_of_Individual ~ Group * Time
                                    LRT Pr(>Chi)
##
              Df Deviance
                             AIC
## <none>
                   18.222 73.511
                   19.535 72.824 1.3128
## Group:Time 1
                                          0.2519
drop1(glm(LV_larvae_Numbers_of_Individual ~ Group + Time,
               data = BAdata, family = "poisson"),
      test="Chi")
## Single term deletions
## Model:
## LV_larvae_Numbers_of_Individual ~ Group + Time
          Df Deviance
                                LRT Pr(>Chi)
                         AIC
               19.535 72.824
## <none>
## Group
               42.635 93.924 23.100 1.538e-06 ***
           1
               37.344 88.632 17.808 2.443e-05 ***
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Während die Gesamtinteraktion nicht signifikant ist, sind es die Einzelparameter ohne Interaktion. Wenn es einen Interaktionseffekt (also Einfluss der Intervention) gibt, ist dieser schwächer als die Effekte der einzelnen Parameter.

#### Interaktionseffekte

Die einzelnen Interaktionseffekte können wir uns auch mithilfe des emmeans-Paketes anschauen.

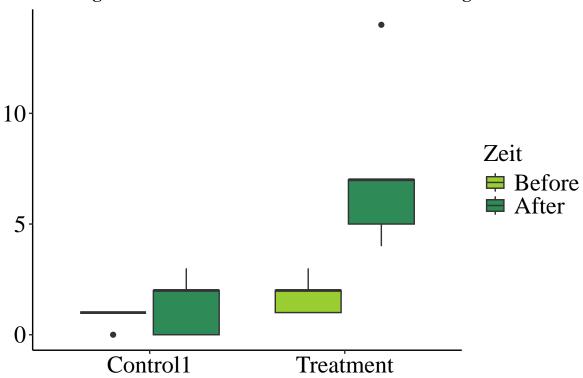
```
1.em <- emmeans(glm.lv, ~ Group * Time)</pre>
1.em
## Group
              Time
                               SE df asymp.LCL asymp.UCL
                     emmean
## Control1 Before -0.223 0.500 Inf
                                         -1.2031
                                                     0.757
## Treatment Before 0.588 0.333 Inf
                                         -0.0655
                                                     1.241
   Control1 After
                      0.336 0.378 Inf
                                         -0.4043
                                                     1.077
## Treatment After
                      2.001 0.164 Inf
                                          1.6793
                                                     2.324
## Results are given on the log (not the response) scale.
## Confidence level used: 0.95
```

Im Treatment-Gewässer waren also auch 2023 mehr Larven als im Control1-Gewässer, jedoch ist der Unterschied 2024 deutlich stärker zu sehen. In beiden Gewässern gibt es 2024 allerdings mehr Larven als 2023, weshalb der mögliche positive Effekt der Pflegemaßnahme maskiert sein könnte.

#### Graphische Darstellung

```
ggplot(BAdata, aes(x = Group, y = LV_larvae_Numbers_of_Individual,
                  fill = Time, group = interaction(Group, Time))) +
  geom_boxplot() +
  labs(
   x = uu.
   y = ""
   title = "Veränderung der Teichmolchlarven vor und nach dem Eingriff",
   fill = "Zeit"
  ) +
  theme_classic() +
  scale_fill_manual(
   values = c("Before" = "yellowgreen", "After" = "seagreen") # Anpassung der Farben
 ) +
 theme(
   text = element_text(family = "Times"),
    # Achsentitel
   axis.title.x = element_text(size = 18,color = "black"),
   axis.title.y = element_text(size = 18,color = "black"),
   # Achsenbeschriftungen
   axis.text.x = element_text(size = 18, color = "black"),
   axis.text.y = element_text(size = 18,color = "black"),
    # Titel
   plot.title = element_text(size = 14, face = "bold", hjust = 0.5,color = "black"),
   \#legend.key.size = unit(1.5, "cm"),
    # Ränder
    \#plot.margin = margin(t = 50, r = 20, b = 20, l = 20),
    # Legende
   legend.title = element_text(size = 18,color = "black"),
   legend.text = element_text(size = 18,color = "black"),
   legend.position = "right"
 )
```





Dieses Ergebnis deckt sich mit den Modellergebnissen. Achtung: in einem Boxplot werden keine Mittelwerte, sondern Mediane dargestellt, weshalb der Zahlenwert nicht mit denen aus emmeans überein stimmen kann.

#### Kammmolch

Vergleichen wir zunächst die Modelle mit jeweils linearen Kombinationen der Parameter. Dazu nutzen wir die dredge Funktion aus dem R-Paket MuMIn.

```
# Modellvergleich
glm.tc.mod <- dredge(glm.tc, options(na.action = "na.fail"))</pre>
glm.tc.mod
## Global model call: glm.nb(formula = TC_larvae_Numbers_of_Individual ~ Group * Time,
       data = BAdata, init.theta = 2.336382242, link = log)
##
##
## Model selection table
##
        (Int) Grp Tim Grp:Tim df logLik AICc delta weight
## 1 0.13980
                               2 -29.532 63.8
                                              0.00 0.579
## 2 -0.10540
                               3 -29.218 65.9
                                               2.17 0.196
## 3 0.09531
                               3 -29.520 66.5
                                               2.77
                                                    0.145
## 4 -0.10510
                               4 -29.218 69.1 5.33 0.040
## 8 0.33650
                               5 -27.414 69.1 5.34 0.040
## Models ranked by AICc(x)
```

Wir sehen, dass es hier eigentlich keinen Einfluss der Intervention oder der Zeit gibt, da das zweitbeste Modell bereits mehr als 2 AICc-Punkte dahinter liegt.

Schauen wir uns dennoch die Schätzwerte der drei besten Modelle an.

```
get.models(glm.tc.mod, subset = c(1:3))
```

```
## $'1'
## Call: glm.nb(formula = TC_larvae_Numbers_of_Individual ~ 1, data = BAdata,
       init.theta = 1.476495851, link = log)
##
## Coefficients:
## (Intercept)
        0.1398
##
##
## Degrees of Freedom: 19 Total (i.e. Null); 19 Residual
## Null Deviance:
                        19.52
## Residual Deviance: 19.52
                                AIC: 63.06
##
## $'2'
##
## Call: glm.nb(formula = TC_larvae_Numbers_of_Individual ~ Group + 1,
       data = BAdata, init.theta = 1.583007986, link = log)
##
## Coefficients:
##
      (Intercept) GroupTreatment
##
          -0.1054
                           0.4418
##
## Degrees of Freedom: 19 Total (i.e. Null); 18 Residual
## Null Deviance:
                        20.02
## Residual Deviance: 19.38
                                AIC: 64.44
##
## $'3'
##
## Call: glm.nb(formula = TC_larvae_Numbers_of_Individual ~ Time + 1,
##
       data = BAdata, init.theta = 1.48050514, link = log)
##
## Coefficients:
## (Intercept)
                  TimeAfter
       0.09531
                    0.08701
##
##
## Degrees of Freedom: 19 Total (i.e. Null); 18 Residual
## Null Deviance:
                        19.54
## Residual Deviance: 19.51
                                AIC: 65.04
##
## attr(,"rank")
## function (x)
## do.call("rank", list(x))
## <environment: 0x0000013671d7dc80>
## attr(,"call")
## AICc(x)
## attr(,"class")
## [1] "function"
                      "rankFunction"
## attr(,"beta")
## [1] "none"
```

Im Treatment-Gewässer gab es insgesamt über beide Jahre tendenziell mehr Teichmolchlarven. Der Zeiteffekt ist nur schwach ausgeprägt, es gibt aber ebenfalls den Trend, dass 2024 mehr Larven vorhanden waren.

Schauen wir noch nach möglicher Signifikanz der Parameter

```
drop1(glm.tc, test="Chi")
## Single term deletions
##
## Model:
## TC_larvae_Numbers_of_Individual ~ Group * Time
              Df Deviance
                             AIC
                                    LRT Pr(>Chi)
## <none>
                   18.157 62.828
                   22.011 64.682 3.8539 0.04963 *
## Group:Time 1
## ---
                   0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '. ' 0.1 ' 1
## Signif. codes:
drop1(glm.nb(TC_larvae_Numbers_of_Individual ~ Group + Time,
               data = BAdata),
      test="Chi")
## Single term deletions
##
## Model:
## TC_larvae_Numbers_of_Individual ~ Group + Time
                                 LRT Pr(>Chi)
          Df Deviance
                         AIC
##
## <none>
               19.381 64.437
               19.994 63.049 0.61246
## Group
           1
                                        0.4339
               19.381 62.437 0.00000
                                        0.9992
```

In diesem Modell ist die Gesamtinteraktion signifikant, während die Einzelparameter (eines Modelles ohne Interaktion) es nicht wären. Der Likelihood-Ratio-Test zeigt also doch einen möglichen Interaktionseffekt und damit einen Effekt der Maßnahme.

#### Interaktionseffekte

Die einzelnen Interaktionseffekte können wir uns auch mithilfe des emmeans Paketes anschauen.

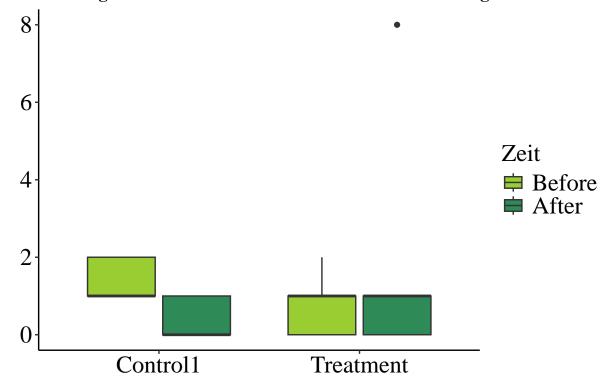
```
1.em <- emmeans(glm.tc, ~ Group * Time)</pre>
1.em
##
   Group
                                   df asymp.LCL asymp.UCL
              Time
                                SE
                     emmean
##
   Control1
              Before 0.336 0.478 Inf
                                          -0.600
                                                     1.273
## Treatment Before -0.223 0.579 Inf
                                          -1.359
                                                     0.912
## Control1
             After
                    -0.916 0.765 Inf
                                          -2.416
                                                     0.584
                      0.693 0.431 Inf
                                          -0.151
## Treatment After
                                                     1.538
## Results are given on the log (not the response) scale.
## Confidence level used: 0.95
```

Während 2023 im Treatment-Gewässer weniger Kammmolchlarven als im Kontrollgewässer waren (mit nur geringem Unterschied), befanden sich nach der Maßnahme im Treatment-Gewässer deutlich mehr Kammmolchlarven, im Kontrollgewässer deutlich weniger als im Vorjahr. Die Unterschiede sind jedoch nicht sehr groß.

#### Graphische Darstellung

```
ggplot(BAdata, aes(x = Group, y = TC_larvae_Numbers_of_Individual,
                   fill = Time, group = interaction(Group, Time))) +
  geom boxplot() +
 labs(
   x = uu
   y = ""
   title = "Veränderung der Kammmolchlarven vor und nach dem Eingriff",
   fill = "Zeit"
  theme_classic() +
  scale fill manual(
   values = c("Before" = "yellowgreen", "After" = "seagreen") # Annassung der Farben
 ) +
  theme(
   text = element_text(family = "Times"),
    # Achsentitel
   axis.title.x = element_text(size = 18,color = "black"),
   axis.title.y = element_text(size = 18,color = "black"),
   # Achsenbeschriftungen
   axis.text.x = element_text(size = 18, color = "black"),
   axis.text.y = element_text(size = 18,color = "black"),
    # Titel
   plot.title = element text(size = 14, face = "bold", hjust = 0.5,color = "black"),
   \#legend.key.size = unit(1.5, "cm"),
    \#plot.margin = margin(t = 50, r = 20, b = 20, l = 20),
    # Legende
   legend.title = element_text(size = 18,color = "black"),
   legend.text = element_text(size = 18,color = "black"),
   legend.position = "right"
 )
```

# Veränderung der Kammmolchlarven vor und nach dem Eingriff



Schauen wir uns nur die Boxplots an (also die Mediane, nicht die Mittelwerte der Interaktionen), sehen wir, dass die Kammmolchlarven von 2023 nach 2024 eigentlich zurückgegangen sind, wie im Kontrollgewässer sichtbar. Im Gewässer mit der Pflegemaßnahme sind sie jedoch nicht zurückgegangen, was darauf schließen lässt, dass die Maßnahme für die Kammmolche ebenfalls positiv war.

Insgesamt hatte die Freischneidung also auf die Molchlarven einen positiven Effekt.

Bei Analysen mit mehreren Gebieten vor und nach dem Eingriff mit jeweils mehreren Beobachtungen sollte man ggf. statt eines (generalisierten) linearen Modells ein gemischtes (generalisiertes) lineares Modell nutzen, bei dem das Gebiet als sogenannter Random Intercept eingegeben wird.

### Literaturverzeichnis

Bartoń, K. (2024): MuMIn: Multi-model inference. R package version 1.48.9/r534, https://R-Forge.R-project.org/projects/mumin/

Hartig, F. (2024): DHARMa: Residual diagnostics for hierarchical (multi-level / mixed) regression models. R package version 0.4.7, https://CRAN.R-project.org/package=DHARMa

Lenthm, R. (2025): emmeans: Estimated marginal means, aka least-squares means. R package version 1.11.0, https://CRAN.R-project.org/package=emmeans

Lüdecke, L., Ben-Shachar, M.S., Patil, I., Waggoner, P., Makowski, D. (2021): performance: An R package for assessment, comparison and testing of statistical models. — Journal of Open Source Software 6(60): 3139.

Venables, W.N., Ripley, B.D. (2002): Modern applied statistics with S. Fourth Edition. — Springer, New York.

Wickham, H. (2016): ggplot2: Elegant graphics for data analysis. — Springer-Verlag New York.