



ulm university universität  
**uulm**

**Universität Ulm**  
**Fakultät für Mathematik und**  
**Wirtschaftswissenschaften**

**WiMa-Praktikum Bericht**

in Stochastik/Statistik  
in Wirtschaftsmathematik

von  
Leonie Allgaier  
18. Juli 2023



# Inhaltsverzeichnis

|  |           |
|--|-----------|
| <b>1. Einleitung</b>                                   | <b>1</b>  |
| 1.1. Beschreibung des Datensatz . . . . .              | 1         |
| <b>2. 2-Stichproben t-Test</b>                         | <b>5</b>  |
| 2.1. Gruppenaufteilung nach Encouragement . . . . .    | 5         |
| 2.2. Gruppenaufteilung nach Regular . . . . .          | 11        |
| 2.3. Prädiktion . . . . .                              | 12        |
| <b>3. Multivariate Lineare Regression</b>              | <b>17</b> |
| 3.1. Backward Selection . . . . .                      | 18        |
| <b>4. Abschluss und Ausblick</b>                       | <b>22</b> |
| <b>A. Appendix</b>                                     | <b>25</b> |
| A.1. QQ-Plots . . . . .                                | 25        |
| A.2. Varianzen nach Aufteilung des Datensatz . . . . . | 29        |
| A.3. 2-Stichproben t-Test Resultate . . . . .          | 30        |
| A.4. Backwardselection . . . . .                       | 35        |

# 1. Einleitung

Grundlage dieses Berichts bildet eine Interventionsstudie, bei der die Auswirkungen von regelmäßigem Sesamstraße schauen auf die schulischen Leistungen von Kindern in 6 verschiedenen Bereichen untersucht wurden.

Bei der durchgeführten Intervention handelt es sich um ein Encouragement Design. Das heißt, die Studienteilnehmer wurden zufällig in den Encouragement-Pfad eingeteilt ("encour=1") oder nicht ("encour=0").

Denjenigen, die dem Encouragement-Pfad zugeteilt wurden, wurde regelmäßiges Sesamstraße schauen empfohlen, außerdem erhielten sie zusätzliche Materialien und Betreuung. Die anderen Teilnehmer erhielten keine weitere Aufmerksamkeit.<sup>1</sup>

## 1.1. Beschreibung des Datensatz

Der Datensatz umfasst 240 Beobachtungen, für die jeweils 24 verschiedene Variablen dokumentiert, die für diese Analyse relevanten sind.

**site** : 1 = Drei bis fünf Jahre altes, benachteiligtes Kind aus Innenstadtbereichen in verschiedenen Teilen des Landes.

2 = 4 Jahre altes bevorteiltes Kind aus Stadtgebieten.

3 = Bevorteiltes Kind vom Land.

---

<sup>1</sup><https://www2.stat.duke.edu/~jerry/sta210/sesamelab.html>

4 = Benachteiligtes Kind vom Land.

5 = Benachteiligtes, Spanisch sprechendes Kind.

**\_lsite\_2 - \_lsite\_5** Dummy-Variablen für  $site = 2$  -  $site = 5$

**sex** : 1 = Männlich

2 = Weiblich

**age** : Alter in Monaten

**viewcat** : Regelmäßigkeit des Schauens:

1 = kaum geschaut

2 = ein- bis zweimal pro Woche

3 = drei- bis fünfmal pro Woche

4 = im Schnitt mehr als fünfmal pro Woche

**setting** : Situation in der Sesamstraße geschaut wurde:

1 = Zuhause

2 = Schule

**encour** : Treatmentgruppe:

0 = Keine Empfehlung erhalten

1 = Empfehlung erhalten

**regular** : Regelmäßigkeit des Schauens:

0 = selten geschaut

1 = mindestens einmal pro Woche geschaut

**pre\*** : Test zum Wissenstand in einem Gebiet vor der Intervention:

**prebody** : Körperteile (Punkte zwischen 0-32)

**prelet** : Buchstaben (Punkte zwischen 0-58)

**preform** : Formen (Punkte zwischen 0-20)

**prenumb** : Zahlen (Punkte zwischen 0-54)

**prerelat** : Beziehungsbegriffe (Punkte zwischen 0-17)

**preclasf** : Klassifikation

**peabody** : mentaler Alterswert, der aus der Durchführung des Peabody Picture Vocabulary-Tests als Pretest-Maß für die Reife des Wortschatzes gewonnen wurde

**pre\*** : Test zum Wissenstand in einem Gebiet nach der Intervention:

**postbody** : Körperteile (Punkte zwischen 0-32)

**postlet** : Buchstaben (Punkte zwischen 0-58)

**postform** : Formen (Punkte zwischen 0-20)

**postnumb** : Zahlen (Punkte zwischen 0-54)

**postrelat** : Beziehungsbegriffe (Punkte zwischen 0-17)

**postclasf** : Klassifikation

Aufgrund der vorliegenden Daten, erhalten wir 6 Zielgrößen: *postbody*, *postlet*, *postform*, *postnumb*, *postrelat* und *postclasf*. Diese wollen wir mit den übrigen Variablen erklären, insbesondere aber mit der Variablen *encour* um zu sehen ob und welche Auswirkungen die Intervention auf die Scores hatte.

Vergleichen wir die Mittelwerte der Variablen vor der Intervention 1.1 sehen wir, dass diese im Allgemeinen aufgrund der randomisierten Gruppeneinteilung ungefähr gleichgroß sind.

Ausnahme bilden hier lediglich die *site*-Dummyvariablen, dass heißt jeder Unterschied denn wir zwischen den Gruppen  $encour = 0$  und

| Variable | <i>encour</i> = 1 | <i>encour</i> = 0 |
|----------|-------------------|-------------------|
| Anzahl   | 152               | 88                |
| sex      | 1.513             | 1.534             |
| age      | 51.41             | 51.72             |
| _Isite_2 | 0.2368            | 0.2159            |
| _Isite_3 | 0.3289            | 0.1591            |
| _Isite_4 | 0.1316            | 0.2614            |
| _Isite_5 | 0.09211           | 0.04545           |
| prebody  | 21.75             | 20.80             |
| prelet   | 15.3              | 17.05             |
| preform  | 10.09             | 9.648             |
| prenumb  | 20.98             | 20.64             |
| prerelat | 9.849             | 10.09             |
| preclasf | 12.49             | 11.78             |
| peabody  | 46.18             | 46.97             |

Tabelle 1.1.: Vergleich der Mittelwerte in den Gruppen

*encour* = 1 feststellen, könnte durch *site* statt durch *encour* zustande kommen.

Auf die kausalen Zusammenhänge werden wir jedoch erst später kommen. Vorerst interessiert erstmal, ob wir Unterschiede der *post\** Testergebnissen zwischen den Gruppen mit *encour* = 0 und *encour* = 1 feststellen können und wie diese zu interpretieren sind.

## 2. 2-Stichproben t-Test

Betrachten wir die verschiedenen Testergebnisse nach der Intervention 2.1 sehen wir einen Trend dazu, dass Testergebnisse in der Treatmentgruppe nach der Intervention höher fallen. Mit dem 2-Stichproben t-test wollen wir nun analysieren, ob dieser Unterschied signifikant ist oder es wahrscheinlicher ist, dass der Unterschied rein zufällig ist.

### 2.1. Gruppenaufteilung nach Encouragement

Um dies zu tun, verwenden wir einen 2-Stichproben t-Test der die Mittelwerte der Testscores vergleicht und uns ein Ergebnis liefert ob wir zu einem bestimmten Signifikanzniveau von einem echten Unterschied zwischen den Mittelwerten ausgehen können.

Als Voraussetzung für die Durchführung benötigen wir jedoch Normal-

| Variable  | <i>encour</i> = 1 | <i>encour</i> = 0 |
|-----------|-------------------|-------------------|
| Anzahl    | 152               | 88                |
| postbody  | 25.89             | 24.16             |
| postlet   | 27.80             | 24.92             |
| postform  | 14.16             | 13.01             |
| postnumb  | 30.82             | 28.6              |
| postrelat | 11.84             | 11.41             |
| postclasf | 16.43             | 14.53             |

Tabelle 2.1.: Vergleich der Mittelwerte in den Gruppen



verteilung der Zielgröße in den Gruppen, die in den *post\**-Variablen nicht erfüllt ist (2.1 mittig). Als alternative Herangehensweise führen wir daher die *improve\**-Variablen ein, die sich aus der Differenz der entsprechenden Testergebnisse vor und nach der Intervention ergibt (Bsp.:  $improvebody = postbody - prebody$ ). Diese Variablen geben die Verbesserung der Scores über die Studiendauer wieder und sind somit auch geeignet als Zielgröße um eine Auswirkung des Encouragement zu messen, da wir in der Encouragementgruppe eine entsprechend stärkere Leistungsverbesserung erwarten würden. Und in 2.1 sehen wir im rechten QQ-Plot, dass es gerechtfertigt ist, hier eine Normalverteilung anzunehmen.

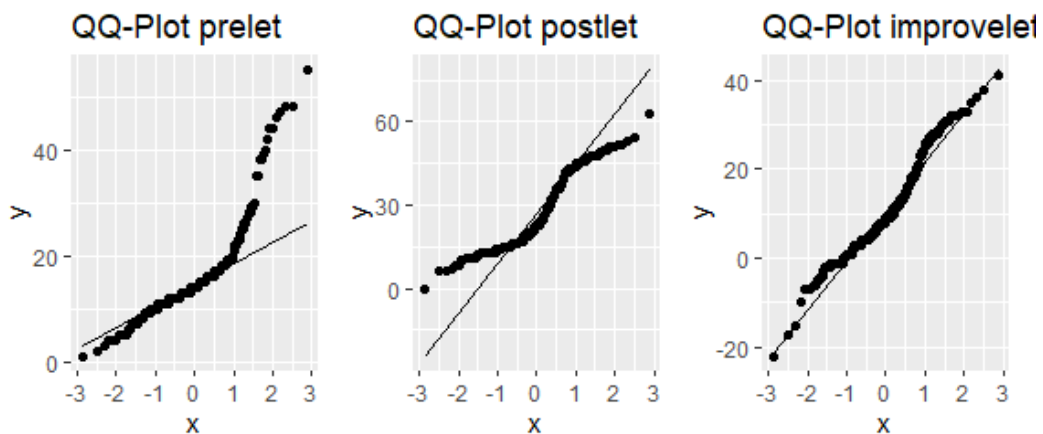


Abbildung 2.1.: Vergleich QQ-Plots für *\*let*

Mit diesen neuen Variablen angereichert, teilen wir den Datensatz nun anhand der Ausprägung der *encour*-Variable ein. Wir erhalten so die Test- ( $encour = 1$ ) und Kontrollgruppe ( $encour = 0$ ) und testen jede der 6 *improve\**-Variablen einzeln.

Um den 2 Stichproben t-Test durchzuführen zu können, müssen die Daten außerdem Varianzhomogenität <sup>1</sup> in den Gruppen und Unabhängigkeit aller Beobachtungen erfüllen. Wir überprüfen diese Eigenschaften nun beispielhaft für die Variable *improvebody* und der Leser kann sich nach dem gleichen Prinzip auch für die restlichen Variablen davon überzeugen.

### **improvebody**

Wir nehmen an:

$X_1, \dots, X_{152}$ , sind die *improvebody* Beobachtungen in der Testgruppe und

$X_{153}, \dots, X_{240}$ , sind die *improvebody* Beobachtungen in der Kontrollgruppe.

Wir gehen davon aus, dass Unabhängigkeit von  $X_1, \dots, X_{240}$  gegeben ist und die Beobachtungen in den beiden Gruppen jeweils aus einer identisch verteilten Population stammen.

Als geschätzte Varianzen erhalten wir:

$$\hat{var}(X_1, \dots, X_{152}) = 28.81335$$

$$\hat{var}(X_{153}, \dots, X_{240}) = 20.28004$$

Was nah genug ist, dass wir diese Voraussetzung nicht ablehnen.

Wie bereits erwähnt ist Ziel der *improve\**-Variablen unter anderem auch die Normalverteilungsannahmen zu erfüllen. um zu sehen, dass sie auch nach der Gruppenaufteilung gilt, betrachten wir 2.3 und entscheiden, dass wir Normalverteilung in den Gruppen annehmen und mit dem 2-Stichproben t-Test fortfahren können.

---

<sup>1</sup>nicht zwingend notwendig, bei Varianzinhomogenität verwende Welch t-Test

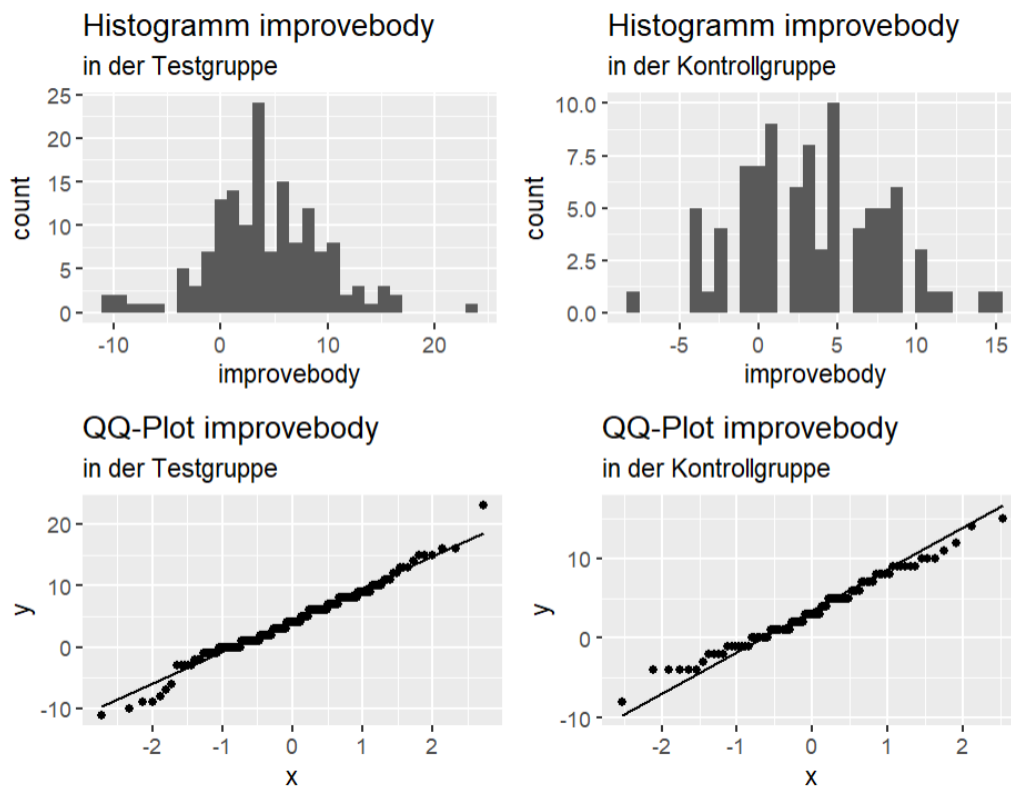


Abbildung 2.2.: Überprüfung Normalverteilung in den Gruppen für *improvebody*

Im 2-Stichproben t-test, testen wir die Nullhypothese

$H_0$  : die Erwartungswerte in den Gruppen sind identisch

gegen die Alternativhypothese

$H_1$  : die Erwartungswerte in den Gruppen sind echt verschieden

Führen wir ihn durch, erhalten wir folgendes Ergebnis:

```
Two Sample t-test

data: daten.encour.1$improvebody and daten.encour.0$improvebody
t = 1.1504, df = 238, p-value = 0.2511
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.5564826  2.1186836
sample estimates:
mean of x mean of y
 4.144737  3.363636
```

Abbildung 2.3.: Ergebnis 2-Stichproben t-test für improvebody

Wir sehen, den P-Wert  $p\text{-value} = 0.2511$  und das Konfidenzintervall  $[-0.5564826, 2.1186836]$  für die Differenz der Erwartungswerte. Da die Null im Konfidenzintervall enthalten ist, lehnen wir die Nullhypothese also nicht ab, sondern müssen davon ausgehen, dass ein der Unterschied zwischen den Gruppen rein zufällig sein kann. Erst wenn das Wahrscheinlichkeitsniveau auf unter 0.75 fällt erhalten wir dazu ein strikt positives Konfidenzintervall, das nichtmehr die Null enthält.

Für diese Variable können wir mit dem 2-Stichprobentest also nicht sicher sagen, dass die Intervention mit einer außergewöhnlichen Verbesserung der Testergebnisse im zweiten Zeitraum zusammenhängt.

**improvelet, -form, -numb, -relat, -clasf**

Für die restlichen Variablen übernehmen wir das gleiche Verfahren zur Überprüfung der Voraussetzungen vor durchführen des 2-Stichproben t-Test. Wir nehmen die Unabhängigkeit der Beobachtungen als erfüllt an und Normalverteilung (A.1-A.4) und Varianzhomogenität (A.1) gelten auch.

- **improvelet:** Bei der Variable *improvelet* erhalten wir als 95%-Konfidenzintervall [1.731437, 7.518563] lehnen also die Nullhypothese ab, da die Null nicht im Intervall enthalten ist. Außerdem können wir durch die Ausrichtung des Intervalls davon ausgehen, dass Encouragement tatsächlich mit einer größeren Verbesserung des Scores zusammenhängt als keine Encouragement.
- **improveform:** Bei der Variable *improveform* erhalten wir als 95%-Konfidenzintervall [-0.2778071, 1.6952712]. Da die Null hier enthalten ist, ist die Interpretation hier analog zu der bei *improvebody*.
- **improvenumb:** Bei der Variable *improvenumb* erhalten wir als 95%-Konfidenzintervall [-0.6763146, 4.4287069]. Da die Null hier enthalten ist, ist die Interpretation hier analog zu der bei *improvebody*.
- **improverelat:** Bei der Variable *improverelat* erhalten wir als 95%-Konfidenzintervall [-0.2465729, 1.5838934]. Da die Null hier enthalten ist, ist die Interpretation hier analog zu der bei *improvebody*.
- **improveclasf:** Bei der Variable *improveclasf* erhalten wir als 95%-Konfidenzintervall [0.01628277, 2.36529618]. Da die Null hier nicht enthalten ist, ist die Interpretation hier analog zu der bei *improvelet*.

Wir sehen also, dass wir außer bei den Variablen *improvelet* und *improveclasf* keine klare Entscheidung treffen können ob Encouragement irgendeinen Einfluss auf die Verbesserung der Scores hat und können stattdessen weiterhin nur mit Vermutungen arbeiten.

## 2.2. Gruppenaufteilung nach Regular

Da Ziel des Encouragement die gezielte Veränderung des Schauverhalten ist, liegt die Vermutung nah, dass ein direkter Zusammenhang zwischen dem tatsächlich Sehverhalten und der Scoreverbesserung vorliegt und der geringe Zusammenhang mit Encouragement könnte indirekt über das Sehverhalten zustande kommt.

Wir werden die gleiche Analyse wie zuvor nochmals durchführen, nun aber die Gruppenaufteilung anhand des tatsächlichen Sehverhalten (*regular*) vornehmen. Wir nehmen wieder an, dass die Voraussetzungen für die Durchführung des 2-Stichproben t-Test erfüllt sind: Unabhängigkeit gilt wie auch bei der Aufteilung zuvor, Normalverteilung (A.5-A.8), abgesehen von den Variablen *improvelet* und *improvenumb* liegt Varianzhomogenität vor (A.2). Im Fall von Varianzinhomogenität bei den Variablen *improvelet* und *improvenumb* verwenden wir den Welch t-Test.

- **improvebody:** Bei der Variable *improvelet* erhalten wir als 95%-Konfidenzintervall  $[-0.6511964, 2.4361427]$ , die Interpretation bleibt also die gleiche, wie bei der Aufteilung nach *encour*.
- **improvelet:** Bei der Variable *improvelet* erhalten wir als 95%-Konfidenzintervall  $[8.319147, 13.158750]$  wir lehnen die Nullhypothese also wieder ab.
- **improveform:** Bei der Variable *improveform* erhalten wir jetzt

als 95%- Konfidenzintervall  $[0.204652, 2.465599]$ , können hier nun also auch die Nullhypothese ablehnen.

- **improvenumb:** Bei der Variable *improvenumb* erhalten wir als 95%- Konfidenzintervall  $[3.604998, 8.166806]$  können hier nun also auch die Nullhypothese ablehnen.
- **improverelat:** Bei der Variable *improverelat* erhalten wir jetzt als 95%- Konfidenzintervall  $[-0.3146002, 1.7984712]$ , die Interpretation hier bleibt die gleiche wie bei der Aufteilung nach *encour*.
- **improveclasf:** Bei der Variable *improveclasf* erhalten wir als 95%- Konfidenzintervall  $[0.4746164, 3.1681554]$ , die Interpretation hier bleibt die gleiche wie bei der Aufteilung nach *encour*.

Wir sehen direkt, dass wir mehr 95%-Konfidenzintervalle ohne Null erhalten als bei der vorherigen Aufteilung. Die übrigen Variablen, bei denen wir nicht sagen können, dass das Sehverhalten mit einer stärkeren Verbesserung der Testergebnisse zusammenhängt sind *improvebody* und *improverelat*.

## 2.3. Prädiktion

Da wir nun mehr über die Beobachtungen in unserem Datensatz wissen, stellt sich nun die Frage, ob wir mit diesen Erkenntnissen auch aussagekräftige Voraussagen für zukünftige Beobachtungen machen können. Dazu betrachten wir weiterhin die *improve\**-Variablen und bestimmen die Prädiktionsintervalle für Beobachtungen mit *encour* = 0 und *encour* = 1.

In 2.4 sehen wir für die Variable *improvebody* in grün die lineare Regressionsgerade mit dem Konfidenzintervall in grau hinterlegt darum. Die

rot gestrichelten Linien begrenzen das Prädiktionsintervall. Da es sich bei *encour* nicht wirklich um eine stetige Variable handelt, betrachten wir nur die Prädiktionsintervalle an den Stellen  $encour = 0$ :  $[-6.401102 \ 13.12837]$  und  $encour = 1$ :  $[-5.721956 \ 13.76169]$  und sehen, dass sich die Prädiktionsintervalle dort größtenteils überlappen. Entsprechend können wir für neue Beobachtungen keine aussagekräftigen Hervorsagen bzgl. *improvebody* anhand des Encouragement-Zweigs treffen. Auch für

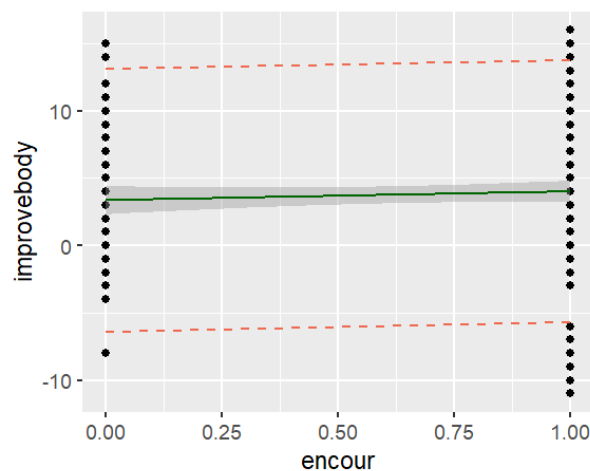


Abbildung 2.4.: Prädiktionsintervall *improvebody*

die restlichen Variablen erhalten wir recht ähnliche Prädiktionsintervalle (siehe: 2.5). Das heißt auch hier lässt sich allein anhand der Variablen *encour* keine gute Aussage über zukünftige Beobachtungen treffen.

Führen wir die gleichen Schritte nochmals mit der Variable *regular* anstelle von *encour* durch 2.6, sieht man, dass sich die Unterschiede zwischen den Prädiktionsintervallen teilweise verbessern. Gerade für die Variablen *improvelet*, *improvenumb* und *improveclasf* sehen wir einen derartigen Effekt, der bereits durch den steileren Anstieg des Prädikti-



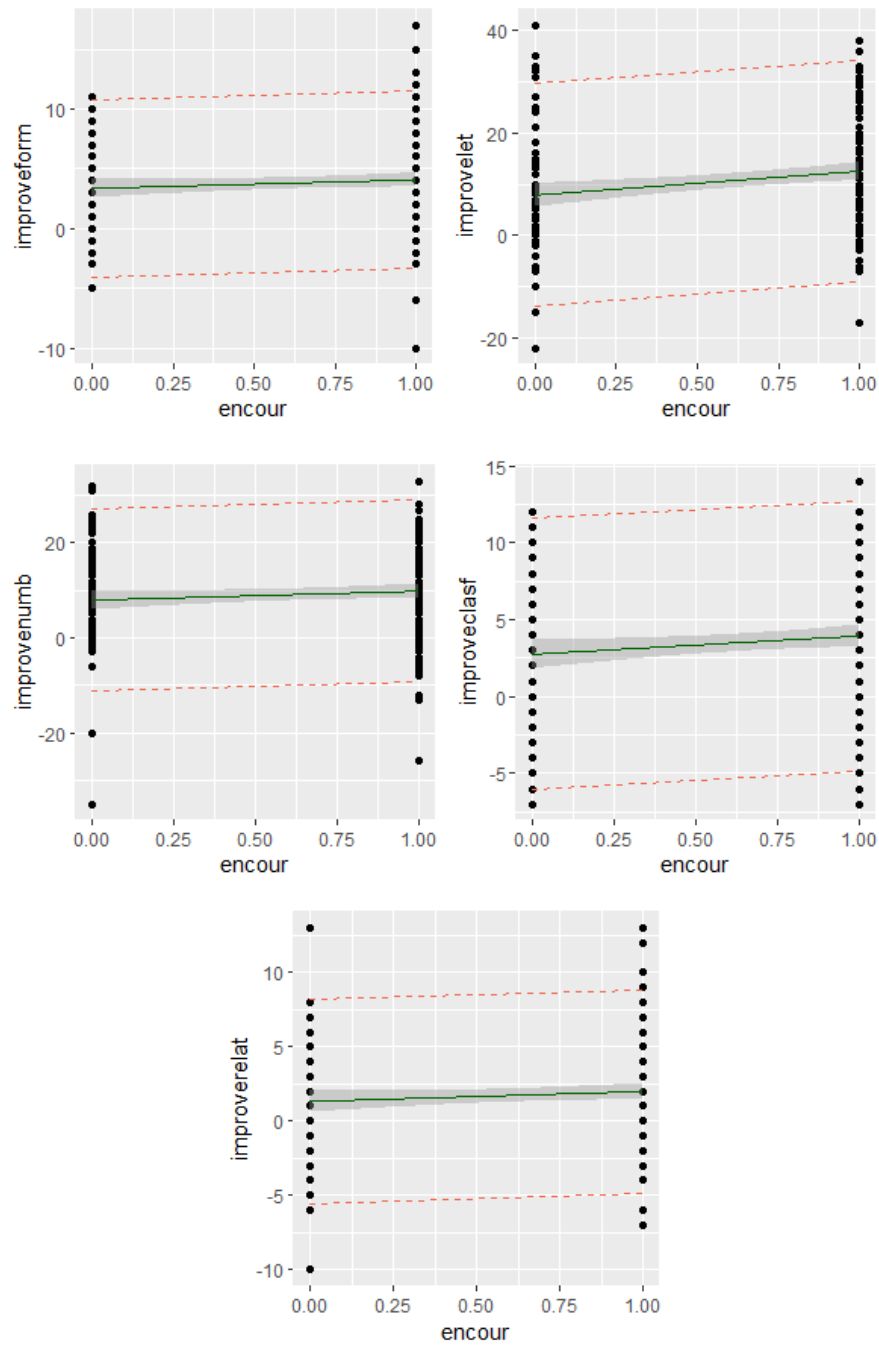


Abbildung 2.5.: Prädiktionsintervall für die restlichen Variablen

onsintervall deutlich wird.

Noch klarer wird der Unterschied, wenn wir die Prädiktionsintervalle konkret betrachten.

Für *improvelet* erhalten wir beispielsweise folgende Prädiktionsintervalle:

|           |                        |
|-----------|------------------------|
| encour=0  | [-13.849217, 29.59922] |
| encour=1  | [-9.172768, 34.17277]  |
| regular=0 | [-17.88820, 22.85117]  |
| regular=1 | [-7.01741, 33.45827]   |

Tabelle 2.2.: Prädiktionsintervalle für *improvelet*

Wir sehen, dass sich die Unterschiede zwischen den Prädiktionsintervallen beim Wechsel von *encour* zu *regular* verstärken und die Prädiktionsintervalle an sich kleiner werden. Entsprechend erwarten wir mit der Variable *regular* präzisere und aussagekräftigere Voraussagen treffen zu können.

Der Vergleich zwischen Encouragement und kein Encouragement liefert eher weniger zufriedenstellende Ergebnisse und ist insbesondere zur Prädiktion ungeeignet. Das tatsächliche Sehverhalten eignet sich sowohl zur Beschreibung der vorliegenden Daten, als auch zur Prädiktion zukünftiger Beobachtungen schon deutlich besser. Wir würden die unterschiedlichen Testergebnisse aber gerne besser erklären, weshalb wir im folgenden noch weitere Variablen zur Analyse hinzunehmen.

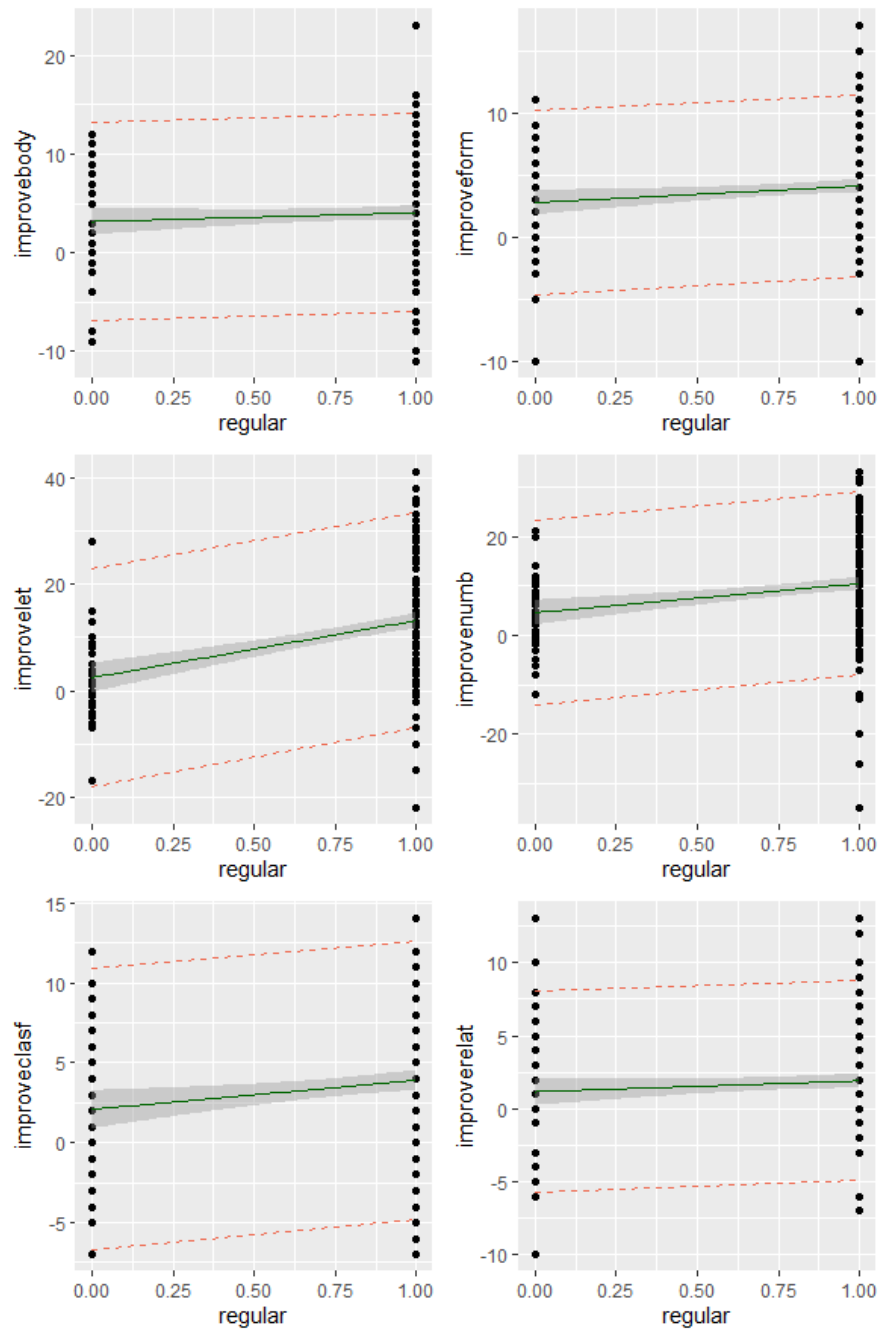


Abbildung 2.6.: Prädiktionsintervalle regular

## 3. Multivariate Lineare Regression

Im folgenden Abschnitt wollen wir betrachten, ob *encour* und *regular* tatsächlich am besten geeignet sind um die Testergebnisse nach der Intervention zu erklären oder ob es einen stärkeren Zusammenhang zwischen den Resultaten und der Ausprägung einer Variablen gibt.

Wir betrachten nun die *\*post*-Variablen als Zielgröße und nutzen die *\*pre*-Ergebnisse als Input. Weitere Variablen, die wir hinzunehmen, sind *sex*, *age*, *viewcat*, *setting*, *\_Isite\_2*, *\_Isite\_3*, *\_Isite\_4*, *\_Isite\_5*, *encour*, *regular* und *peabody*. Da es sich bei der Variable *site* um eine qualitative Variable handelt, deren Ausprägungen nicht klar geordnet werden können nutzen wir die Dummy-Variablen *\_Isite\_2*, *\_Isite\_3*, *\_Isite\_4* und *\_Isite\_5* für die einzelne Ausprägung dieser Variable um sie im Kontext der linearen Regression einbeziehen zu können. Dabei wird der Fall *site* = 1 als Basisfall betrachtet, das heißt der Einfluss davon ist im *intercept* mit beinhaltet und die Regressionsparameter für die übrigen Ausprägungen geben den entsprechenden Unterschied zu diesem Basisfall wieder.

Betrachten wir zunächst das volle Lineare Regressionsmodell

$$\begin{aligned} post*_i = & \beta_0 + \beta_1 \cdot sex_i + \beta_2 \cdot age_i + \beta_3 \cdot viewcat_i + \beta_4 \cdot setting_i + \\ & \beta_5 \cdot \_I site_2 + \beta_6 \cdot \_I site_3 + \beta_7 \cdot \_I site_4 + \beta_8 \cdot \_I site_5 + \\ & \beta_9 \cdot encour_i + \beta_{10} \cdot regular_i + \beta_{11} \cdot prebody_i + \\ & \beta_{12} \cdot preform_i + \beta_{13} \cdot prelet_i + \beta_{11} \cdot prenumb_i + \\ & \beta_{14} \cdot prerelat_i + \beta_{15} \cdot preclasf_i + \beta_{16} \cdot peabody_i + \epsilon_i \end{aligned}$$

Schätzen wir die Parameter (siehe 3.1) zu diesem vollen Modell, erhalten wir Ergebnisse mit unterschiedlicher Signifikanz, das heißt einzelne Variablen tragen möglicherweise nicht zur Verbesserung des Modells bei sondern nur dazu, dass Modell auf die vorliegenden Daten zu überspezialisieren.

Um ein solches Overfitting zu verhindern, sollten deshalb nicht alle Variablen in das Modell eingeschlossen werden, wenn diese die das Modell signifikant verbessern (Occams Razor) Wir müssen also die relevantesten Variablen identifizieren und um dann ein Modell mit diesen bilden zu können.

### 3.1. Backward Selection

Eine einfache Möglichkeit Variablen auszuwählen ist mittels Backward Selection mit dem Akaike Information Criterion. D.h. wir starten mit dem vollen Regressionsmodell und entfernen Schritt für Schritt die Input-Variable, die dem Modell am wenigsten bringt, bis wir bei einem Modell enden, dass nur noch relevante enthält.

Coefficients:

|             | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t ) |     |
|-------------|----------|------------|---------|----------|-----|
| (Intercept) | 7.93683  | 2.55903    | 3.101   | 0.00218  | **  |
| sex         | 0.73224  | 0.52619    | 1.392   | 0.16544  |     |
| age         | 0.07942  | 0.05058    | 1.570   | 0.11784  |     |
| viewcat     | 0.87282  | 0.37338    | 2.338   | 0.02030  | *   |
| setting     | -0.27437 | 0.60181    | -0.456  | 0.64890  |     |
| `_Isite_2`  | 2.19134  | 0.84201    | 2.603   | 0.00988  | **  |
| `_Isite_3`  | -0.60488 | 0.78642    | -0.769  | 0.44262  |     |
| `_Isite_4`  | 2.03879  | 0.83799    | 2.433   | 0.01577  | *   |
| `_Isite_5`  | 2.68602  | 1.15015    | 2.335   | 0.02042  | *   |
| encour      | 0.30370  | 0.62676    | 0.485   | 0.62847  |     |
| regular     | 1.65465  | 1.02030    | 1.622   | 0.10628  |     |
| prebody     | 0.33769  | 0.06546    | 5.158   | 5.51e-07 | *** |
| preform     | 0.18323  | 0.11667    | 1.570   | 0.11774  |     |
| prelet      | 0.01684  | 0.04413    | 0.382   | 0.70310  |     |
| prenumb     | 0.04057  | 0.05203    | 0.780   | 0.43640  |     |
| prerelat    | -0.07544 | 0.13477    | -0.560  | 0.57619  |     |
| preclasf    | -0.01658 | 0.09090    | -0.182  | 0.85548  |     |
| peabody     | -0.02843 | 0.02310    | -1.231  | 0.21959  |     |

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 3.877 on 222 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.5387, Adjusted R-squared: 0.5033

F-statistic: 15.25 on 17 and 222 DF, p-value: < 2.2e-16

Abbildung 3.1.: Lineare Regression von *postbody* mit allen Inputvariablen

`backwardbody$anova`

|              | Step | Df        | Deviance | Resid. Df | Resid. Dev | AIC      |
|--------------|------|-----------|----------|-----------|------------|----------|
|              | NA   |           | NA       | 222       | 3336.368   | 667.6798 |
| - preclasf   | 1    | 0.499691  | 223      | 3336.868  | 665.7157   |          |
| - prelet     | 1    | 2.280832  | 224      | 3339.148  | 663.8797   |          |
| - setting    | 1    | 2.684563  | 225      | 3341.833  | 662.0726   |          |
| - encour     | 1    | 4.424743  | 226      | 3346.258  | 660.3902   |          |
| - `_Isite_3` | 1    | 5.560934  | 227      | 3351.819  | 658.7887   |          |
| - prerelat   | 1    | 5.917892  | 228      | 3357.737  | 657.2120   |          |
| - prenumb    | 1    | 16.764121 | 229      | 3374.501  | 656.4073   |          |
| - peabody    | 1    | 16.781833 | 230      | 3391.283  | 655.5979   |          |

Abbildung 3.2.: Backward Selection Anova für *postbody*

```

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   6.79194    2.34430   2.897  0.00413 **
sex            0.77826    0.51260   1.518  0.13032
age           0.06397    0.04335   1.476  0.14134
viewcat       0.91469    0.36209   2.526  0.01220 *
`_Isite_2`    1.90385    0.68970   2.760  0.00624 **
`_Isite_4`    2.22997    0.72532   3.074  0.00236 **
`_Isite_5`    2.89585    0.97780   2.962  0.00338 **
regular       1.67383    0.94071   1.779  0.07651 .
prebody       0.34918    0.05843   5.976 8.65e-09 ***
preform       0.18375    0.09555   1.923  0.05570 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 3.84 on 230 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.5311,    Adjusted R-squared:  0.5127
F-statistic: 28.94 on 9 and 230 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Abbildung 3.3.: Backward Selection Summary für postbody

Mit der Backward Selection sehen wir in 3.2, dass die Variable *encour* tatsächlich aus dem Modell ausgeschlossen wird stattdessen erhalten wir folgendes Modell:

$$\begin{aligned}
 postbody_i \approx & 6.79 + 0.78 \cdot sex_i + 0.06 \cdot age_i + 0.91 \cdot viewcat_i + \\
 & 1.90 \cdot \_Isite_2 + 2.23 \cdot \_Isite_4 + 2.90 \cdot \_Isite_5 + \\
 & 1.67 \cdot regular_i + 0.35 \cdot prebody_i + 0.18 \cdot preform_i + \epsilon_i
 \end{aligned}$$

Für dieses Modell ergibt sich  $R^2 = 0.531$  im Vergleich zum vollen Modell, wo der Wert mit  $R^2 = 0.5387$  leicht höher ist. Da wir hier aber Modelle mit unterschiedlicher Anzahl an Input-Variablen miteinander vergleichen, ziehen wir den *Adjusted R<sup>2</sup>* heran. Damit sehen wir, dass das kürzere Modell mit *Adjusted R<sup>2</sup>* = 0.5127 dem vollen Modell mit *Adjusted R<sup>2</sup>* = 0.5033 vorzuziehen ist.

Auch bei den anderen Variablen, können wir ähnliches beobachten A.21-A.28, jedes mal hat das kürzere Modell einen größeren Wert für *Adjusted R<sup>2</sup>* als das volle Modell.

Wenn wir alle Modelle betrachten, die mit der Backward Selection erhalten haben, sehen wir, dass die Variablen *encour* und *regular* in den meisten Modellen nicht auftauchen. *encour* wird nur im Modell von *postclasf* behalten und die Variable *regular* nur bei *postlet* und *postbody*. Relevanter scheinen die Variablen *age*, *viewcat*, *site* und die jeweiligen *pre*\*-Scores zur Erklärung der *post*\*-Scores zu sein, da diese vergleichsweise häufig auftauchen.



## 4. Abschluss und Ausblick

Wir haben gesehen, dass sich Encouragement weder zur Erklärung unserer Daten noch zur Prädiktion sonderlich gut eignet. Nur für die Scores *\*let* und *\*clasf* können wir mit 95%iger Wahrscheinlichkeit sagen, dass Encouragement wirklich mit einer stärkeren Verbesserung der Scores zusammenhängt. Die tatsächlichen Sehgewohnheiten (*regular*) sind vergleichsweise besser geeignet, was logisch überlegt auch Sinn macht. Der Zusammenhang zwischen der Variable *regular* und der Testergebnisverbesserung kann hier allerdings nicht direkt als Kausalität betrachtet werden, da es sich um eine Postrandomisierungsvariable handelt.

Teilen wir den Datensatz (wie zu Beginn für *encour*) nun anhand der Ausprägung von *regular* auf und stellen wieder die Mittelwerte (4.1) dieser Gruppen gegenüber sieht man noch deutlicher, dass sich beide Gruppen auch in den verschiedenen Variablen voneinander unterscheiden. Es herrschen also nicht die gleichen "Startbedingungen" in beiden Gruppen.

| Variable | <i>regular</i> = 1 | <i>regular</i> = 0 |
|----------|--------------------|--------------------|
| sex      | 1.505              | 1.574              |
| age      | 51.53              | 51.52              |
| setting  | 1.366              | 1.537              |
| prebody  | 22.30              | 18.31              |
| prelet   | 16.38              | 14.43              |
| preform  | 10.52              | 7.87               |
| prenumb  | 21.96              | 17.06              |
| prerelat | 10.52              | 8.852              |
| preclasf | 12.97              | 9.685              |
| peabody  | 48.14              | 40.70              |

Tabelle 4.1.: Caption

Dadurch ist nicht klar, ob zwischen den *post\** Testergebnissen und dem Schauverhalten ein echter Zusammenhang vorliegt. Bei der Variablen Selektion haben wir bereits gesehen, dass andere Variablen als *encour* und *regular* deutlich mehr mit den Testergebnissen nach der Intervention zusammenhängen. Bspw. *age*, *viewcat*, *site* und der jeweiligen *post\** entsprechenden *pre\**-Variable.

Wenn wir die tatsächlichen kausalen Zusammenhänge betrachten wollen könnte man sich folgenden DAG vorstellen:

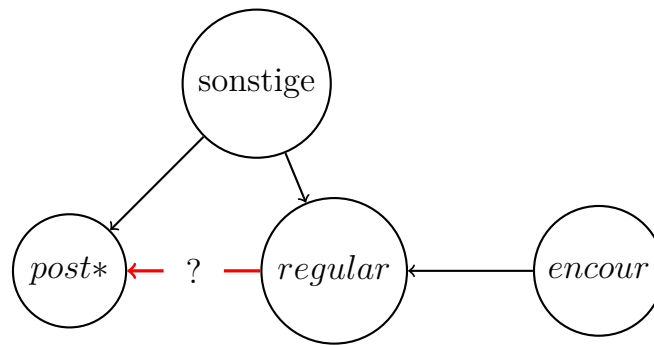


Abbildung 4.1.: Vorstellbarer DAG

Einfluss von *encour* auf das Endergebnis kommt nur indirekt über das tatsächliche Sehverhalten *regular*. "Sonstige" steht repräsentativ für die verschiedenen Variablen, die wir in der Variablen Selektion als einflussreich identifiziert haben (*age*, *viewcat*, *site* und *pre\**) und ist gemeinsamer Einfluss für die *post\** Testergebnisse und das Sehverhalten *regular*. Ob der Zusammenhänge zwischen *regular* und den Testergebnissen also einzig durch den Einfluss anderer Variablen auf beide Werte zustande kommt oder es hier tatsächlich einen direkten kausalen Zusammenhang gibt müsste weiter analysiert werden.

# A. Appendix

## A.1. QQ-Plots

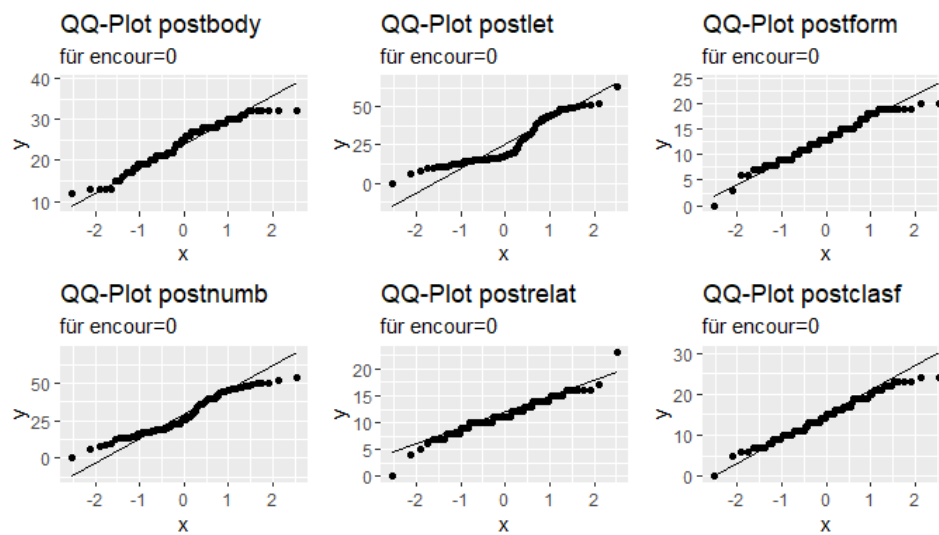


Abbildung A.1.: QQ-Plots für die *post\**-Variablen mit *encour* = 0

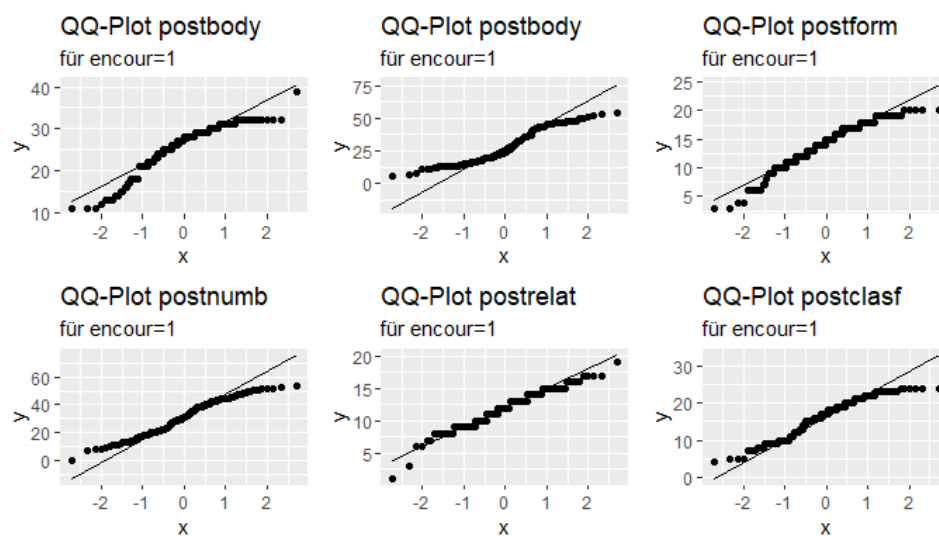


Abbildung A.2.: QQ-Plots für die *post\**-Variablen mit *encour* = 1

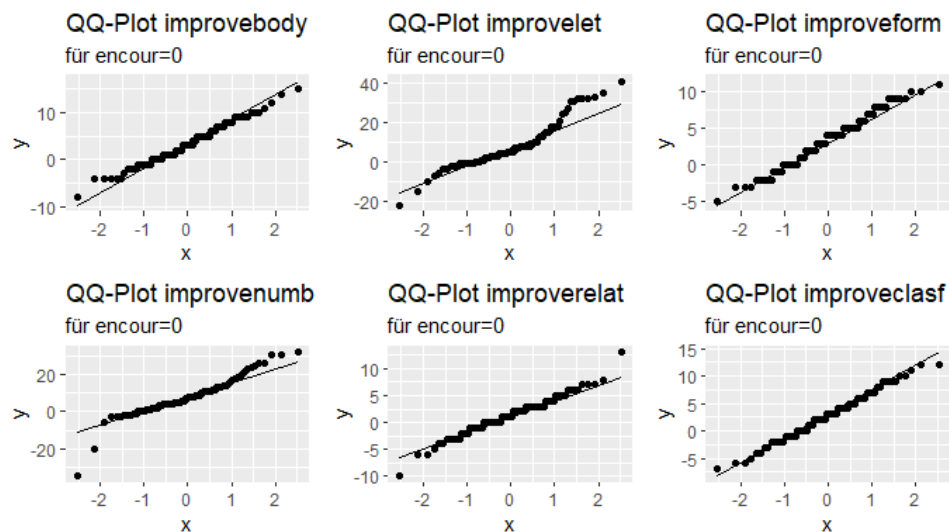


Abbildung A.3.: QQ-Plots für die *improve\**-Variablen mit *encour* = 0

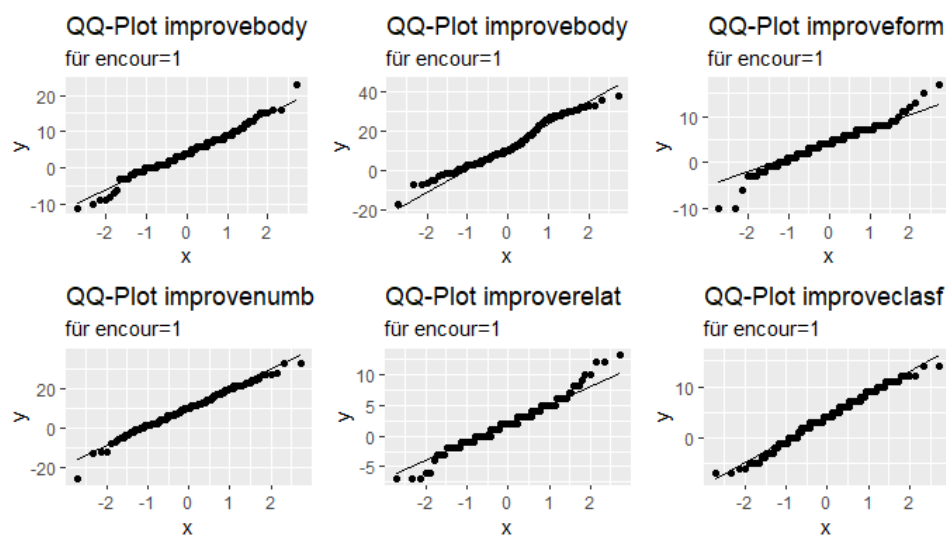


Abbildung A.4.: QQ-Plots für die *improve\**-Variablen mit *encour* = 1

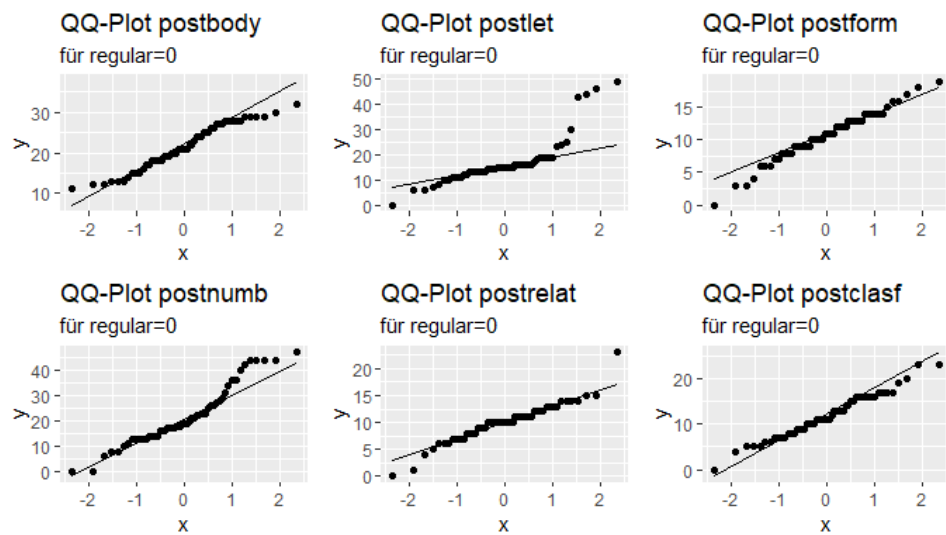


Abbildung A.5.: QQ-Plots für die *post\**-Variablen mit *regular* = 0

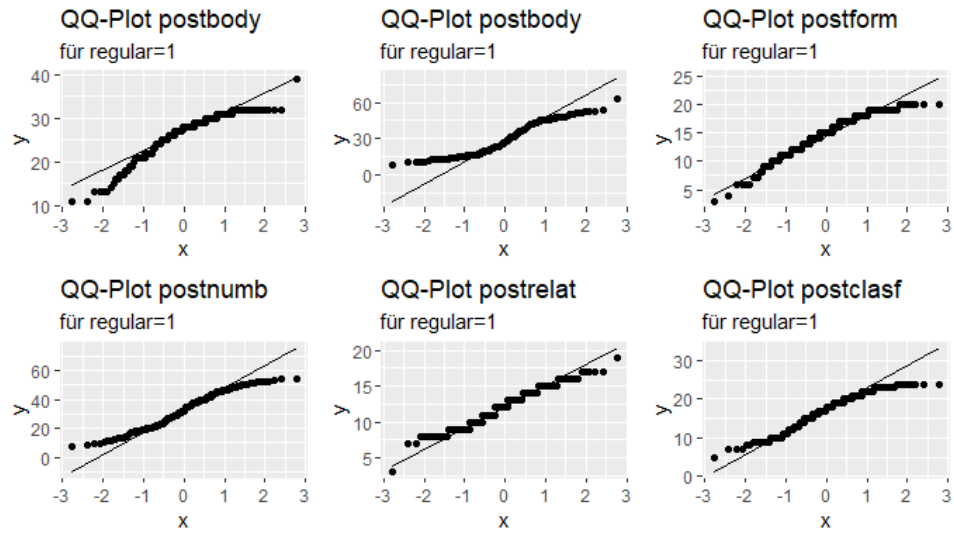


Abbildung A.6.: QQ-Plots für die *post\**-Variablen mit *regular* = 1

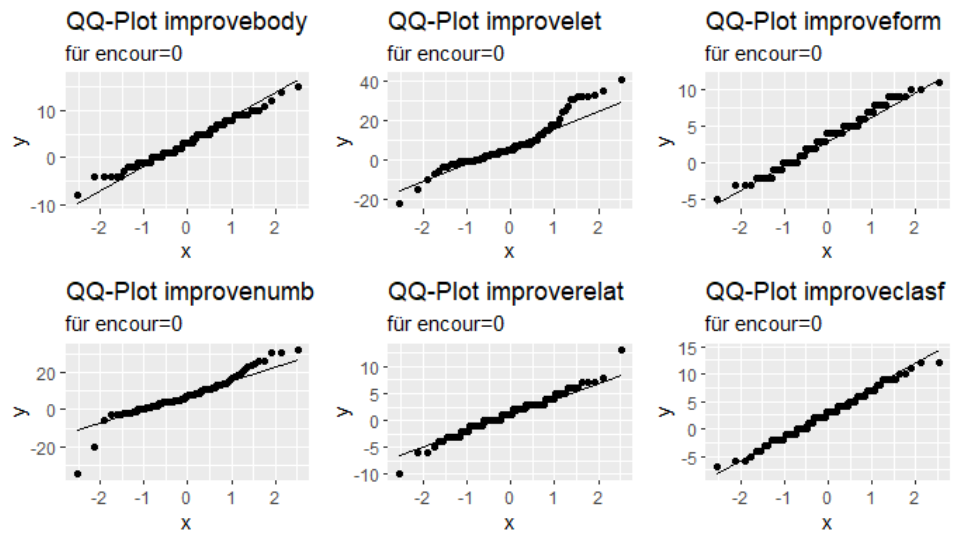


Abbildung A.7.: QQ-Plots für die *improve\**-Variablen mit *encour* = 0

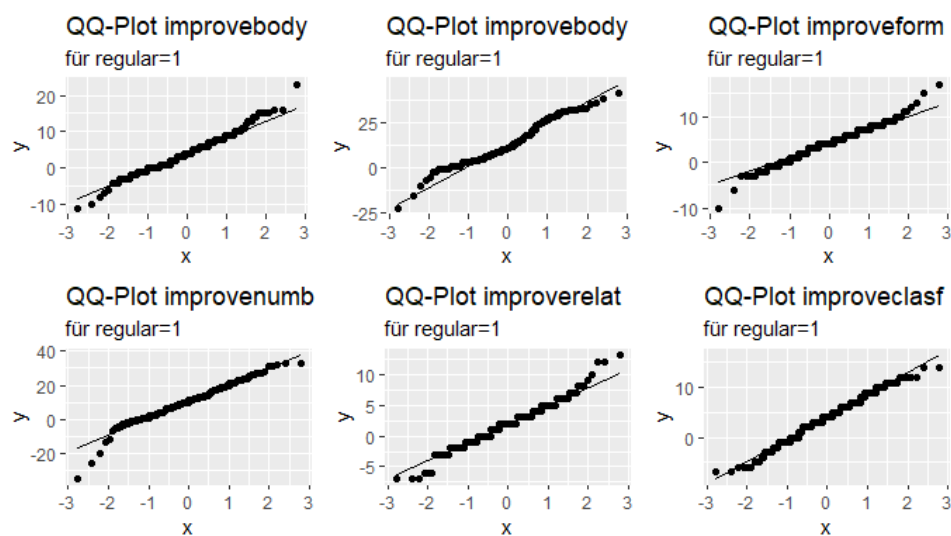


Abbildung A.8.: QQ-Plots für die *improve\**-Variablen mit *regular* = 1

## A.2. Varianzen nach Aufteilung des Datensatz

| Variable     | <i>encour</i> = 1 | <i>encour</i> = 0 |
|--------------|-------------------|-------------------|
| improvebody  | 28.81335          | 20.28004          |
| improvelet   | 115.2583          | 128.8922          |
| improveform  | 14.84903          | 12.46395          |
| improvenumb  | 89.74974          | 100.1942          |
| improverelat | 12.01307          | 12.05852          |
| improveclasf | 20.90376          | 17.91379          |

Tabelle A.1.: Varianz in den nach *encour* aufgeteilten Gruppen



| Variable     | <i>regular</i> = 1 | <i>regular</i> = 0 |
|--------------|--------------------|--------------------|
| improvebody  | 25.99108           | 24.66981           |
| improvelet   | 122.0106           | 45.49965           |
| improveform  | 13.45205           | 14.93082           |
| improvenumb  | 101.4617           | 42.35919           |
| improverelat | 11.17539           | 15.04717           |
| improveclasf | 20.28445           | 17.029             |

Tabelle A.2.: Varianz in den nach *regular* aufgeteilten Gruppen

### A.3. 2-Stichproben t-Test Resultate

```
Two Sample t-test

data: daten.encour.1$improvebody and daten.encour.0$improvebody
t = 1.1504, df = 238, p-value = 0.2511
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.5564826  2.1186836
sample estimates:
mean of x mean of y
 4.144737  3.363636
```

Abbildung A.9.: 2-Stichproben t-Test improvebody für encour

```

Two Sample t-test

data: daten.encour.1$improveform and daten.encour.0$improveform
t = 1.4152, df = 238, p-value = 0.1583
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.2778071  1.6952712
sample estimates:
mean of x mean of y
 4.072368  3.363636

```

Abbildung A.10.: Ergebnisse 2-Stichproben t-Test improveform für encour

```

Two Sample t-test

data: daten.encour.1$improvenumb and daten.encour.0$improvenumb
t = 1.448, df = 238, p-value = 0.1489
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.6763146  4.4287069
sample estimates:
mean of x mean of y
 9.842105  7.965909

```

Abbildung A.11.: 2-Stichproben t-Test improvenumb für encour

```

Two Sample t-test

data: daten.encour.1$improvelet and daten.encour.0$improvelet
t = 3.1488, df = 238, p-value = 0.001849
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
  1.731437  7.518563
sample estimates:
mean of x mean of y
 12.500      7.875

```

Abbildung A.12.: Ergebnisse 2-Stichproben t-Test improvelet für encour

```

Two Sample t-test

data: daten.encour.1$improverelat and daten.encour.0$improverelat
t = 1.4392, df = 238, p-value = 0.1514
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.2465729  1.5838934
sample estimates:
mean of x mean of y
 1.986842  1.318182

```

Abbildung A.13.: 2-Stichproben t-Test improverelat für encour

```

Two Sample t-test

data: daten.encour.1$improveclasf and daten.encour.0$improveclasf
t = 1.9973, df = 238, p-value = 0.04693
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 0.01628277 2.36529618
sample estimates:
mean of x mean of y
 3.940789  2.750000

```

Abbildung A.14.: Ergebnisse 2-Stichproben t-Test improveclasf für encour

```

Two Sample t-test

data: daten.regular.1$improvebody and daten.regular.0$improvebody
t = 1.1389, df = 238, p-value = 0.2559
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.6511964  2.4361427
sample estimates:
mean of x mean of y
 4.059140  3.166667

```

Abbildung A.15.: 2-Stichproben t-Test improvebody für regular

```

Two Sample t-test

data: daten.regular.1$improveform and daten.regular.0$improveform
t = 2.3266, df = 238, p-value = 0.02083
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 0.204652 2.465599
sample estimates:
mean of x mean of y
 4.112903  2.777778

```

Abbildung A.16.: Ergebnisse 2-Stichproben t-Test improveform für regular

```

Welch Two Sample t-test

data: daten.regular.1$improvenumb and daten.regular.0$improvenumb
t = 5.1039, df = 133.81, p-value = 1.118e-06
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 3.604998 8.166806
sample estimates:
mean of x mean of y
10.478495  4.592593

```

Abbildung A.17.: 2-Stichproben t-Test improvenumb für regular

```

Welch Two Sample t-test

data: daten.regular.1$improvelet and daten.regular.0$improvelet
t = 8.7725, df = 142.84, p-value = 4.768e-15
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 8.319147 13.158750
sample estimates:
mean of x mean of y
13.220430  2.481481

```

Abbildung A.18.: Ergebnisse 2-Stichproben t-Test improvelet für regular

```

Two Sample t-test

data: daten.regular.1$improverelat and daten.regular.0$improverelat
t = 1.3834, df = 238, p-value = 0.1678
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.3146002  1.7984712
sample estimates:
mean of x mean of y
 1.908602  1.166667

```

Abbildung A.19.: 2-Stichproben t-Test improverelat für regular

```

Two Sample t-test

data: daten.regular.1$improveclasf and daten.regular.0$improveclasf
t = 2.6642, df = 238, p-value = 0.008244
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 0.4746164  3.1681554
sample estimates:
mean of x mean of y
 3.913978  2.092593

```

Abbildung A.20.: Ergebnisse 2-Stichproben t-Test improveclasf für regular

## A.4. Backwardselection

```

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  6.315567   1.688579   3.740 0.000234 ***
sex          -0.698546   0.347206  -2.012 0.045439 *
age           0.034319   0.033378   1.028 0.304974
viewcat       0.491232   0.246373   1.994 0.047392 *
setting      -0.402869   0.397103  -1.015 0.311439
`_Isite_2`    0.521571   0.555601   0.939 0.348879
`_Isite_3`    0.166992   0.518920   0.322 0.747902
`_Isite_4`    1.057162   0.552949   1.912 0.057181 .
`_Isite_5`    0.001626   0.758926   0.002 0.998292
encour       -0.306470   0.413571  -0.741 0.459456
regular       0.760504   0.673247   1.130 0.259861
prebody       0.121646   0.043197   2.816 0.005299 **
preform      -0.002650   0.076987  -0.034 0.972577
prelet        0.017718   0.029120   0.608 0.543517
prenumb       0.059588   0.034334   1.736 0.084030 .
prerelat     -0.054369   0.088926  -0.611 0.541565
preclasf     -0.018670   0.059981  -0.311 0.755889
peabody      -0.002486   0.015240  -0.163 0.870548
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.558 on 222 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.3232,    Adjusted R-squared:  0.2713
F-statistic: 6.235 on 17 and 222 DF,  p-value: 7.623e-12

```

Abbildung A.21.: Volles Regressionsmodell für postrelat

```

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  7.04709    0.79353   8.881 < 2e-16 ***
sex          -0.69550    0.32902  -2.114  0.03558 *
viewcat       0.68573    0.16307   4.205 3.72e-05 ***
`_Isite_4`    0.82150    0.44814   1.833  0.06805 .
prebody       0.11779    0.03634   3.241  0.00136 **
prenumb       0.06078    0.02141   2.839  0.00492 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.516 on 234 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.3098,    Adjusted R-squared:  0.2951
F-statistic: 21.01 on 5 and 234 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Abbildung A.22.: Backward Selection Summary für postrelat

```

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.27518    2.40752   0.114  0.90910
sex           0.56075    0.49504   1.133  0.25855
age           0.10032    0.04759   2.108  0.03615 *
viewcat       1.04994    0.35127   2.989  0.00311 **
setting       0.42085    0.56618   0.743  0.45808
`_Isite_2`    1.10234    0.79216   1.392  0.16545
`_Isite_3`   -1.50475    0.73986  -2.034  0.04316 *
`_Isite_4`   -0.92883    0.78838  -1.178  0.23999
`_Isite_5`    0.31298    1.08205   0.289  0.77267
encour        0.90772    0.58966   1.539  0.12513
regular       0.85530    0.95989   0.891  0.37387
prebody       0.02414    0.06159   0.392  0.69552
preform       0.04701    0.10977   0.428  0.66885
prelet       -0.00474    0.04152  -0.114  0.90920
prenumb       0.10225    0.04895   2.089  0.03786 *
prerelat     -0.18269    0.12679  -1.441  0.15101
preclasf      0.22805    0.08552   2.667  0.00822 **
peabody       0.02589    0.02173   1.192  0.23472
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 3.647 on 222 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.5343,    Adjusted R-squared:  0.4986
F-statistic: 14.98 on 17 and 222 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Abbildung A.23.: Volles Regressionsmodell für postclasf

```

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  2.00597    2.09493   0.958  0.33930
age          0.08771    0.04312   2.034  0.04307 *
viewcat      1.37103    0.24536   5.588 6.42e-08 ***
`_Isite_2`   1.69600    0.62964   2.694  0.00758 **
`_Isite_3`  -1.33080    0.59948  -2.220  0.02739 *
encour       1.03078    0.51811   1.989  0.04782 *
prenumb      0.10809    0.03308   3.268  0.00125 **
preclasf     0.22595    0.07672   2.945  0.00356 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 3.634 on 232 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.5167,    Adjusted R-squared:  0.5021
F-statistic: 35.43 on 7 and 232 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Abbildung A.24.: Backward Selection Summary für postclasf

```

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -9.030760    5.724998  -1.577  0.116121
sex          1.032683    1.177177   0.877  0.381297
age          0.162793    0.113165   1.439  0.151689
viewcat      3.199600    0.835309   3.830  0.000166 ***
setting      0.434783    1.346348   0.323  0.747049
`_Isite_2`   6.470909    1.883724   3.435  0.000707 ***
`_Isite_3`  -4.385064    1.759358  -2.492  0.013418 *
`_Isite_4`  -0.820502    1.874732  -0.438  0.662056
`_Isite_5`   1.077300    2.573079   0.419  0.675854
encour       1.418515    1.402180   1.012  0.312807
regular      2.129711    2.282592   0.933  0.351822
prebody      0.058812    0.146456   0.402  0.688388
preform      0.265313    0.261018   1.016  0.310520
prelet       0.467355    0.098729   4.734  3.93e-06 ***
prenumb      0.156685    0.116406   1.346  0.179670
prerelat     0.167762    0.301498   0.556  0.578478
preclasf    -0.144686    0.203360  -0.711  0.477537
peabody     -0.006099    0.051669  -0.118  0.906144
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 8.673 on 222 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.6095,    Adjusted R-squared:  0.5795
F-statistic: 20.38 on 17 and 222 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Abbildung A.25.: Volles Regressionsmodell für postlet



```

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -5.24214    4.93476  -1.062  0.28921
age           0.17502    0.10064   1.739  0.08333 .
viewcat       3.18973    0.80201   3.977 9.32e-05 ***
`_Isite_2`    6.81743    1.48786   4.582 7.52e-06 ***
`_Isite_3`   -4.55017    1.38332  -3.289  0.00116 **
regular       3.18918    2.05857   1.549  0.12269
prelet        0.46519    0.09404   4.947 1.45e-06 ***
prenumb       0.21918    0.08387   2.613  0.00955 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 8.572 on 232 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.6012,    Adjusted R-squared:  0.5892
F-statistic: 49.97 on 7 and 232 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Abbildung A.26.: Backward Selection Summary für postlet

```

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  4.05994    1.97053   2.060 0.040533 *
sex          -0.42292    0.40518  -1.044 0.297729
age           0.04485    0.03895   1.152 0.250758
viewcat       1.08781    0.28751   3.784 0.000199 ***
setting       0.58905    0.46341   1.271 0.205014
`_Isite_2`    0.79983    0.64837   1.234 0.218657
`_Isite_3`   -0.95047    0.60557  -1.570 0.117944
`_Isite_4`   -0.13054    0.64528  -0.202 0.839866
`_Isite_5`    0.82222    0.88565   0.928 0.354220
encour        0.21887    0.48263   0.453 0.650637
regular       0.60764    0.78566   0.773 0.440102
prebody       0.05601    0.05041   1.111 0.267690
preform       0.12738    0.08984   1.418 0.157640
prelet       -0.03913    0.03398  -1.151 0.250812
prenumb       0.07065    0.04007   1.763 0.079235 .
prerelat     -0.11882    0.10377  -1.145 0.253433
preclasf      0.08552    0.07000   1.222 0.223096
peabody       0.01386    0.01778   0.779 0.436714
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.985 on 222 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.483,    Adjusted R-squared:  0.4434
F-statistic: 12.2 on 17 and 222 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Abbildung A.27.: Volles Regressionsmodell für postform

```

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  3.97238    1.71640   2.314  0.02152 *
age          0.06012    0.03488   1.724  0.08608 .
viewcat      1.33229    0.19519   6.826  7.5e-11 ***
`_Isite_2`   1.07209    0.51401   2.086  0.03809 *
`_Isite_3`  -1.08952    0.49126  -2.218  0.02753 *
preform      0.20037    0.07446   2.691  0.00764 **
prenumb      0.06307    0.02613   2.413  0.01659 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.973 on 233 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4619,    Adjusted R-squared:  0.4481
F-statistic: 33.34 on 6 and 233 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Abbildung A.28.: Backward Selection Summary für postform

```

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -8.93183    5.69988  -1.567  0.118534
sex          0.61927    1.17201   0.528  0.597764
age          0.18587    0.11267   1.650  0.100415
viewcat      1.99343    0.83165   2.397  0.017360 *
setting      1.26552    1.34044   0.944  0.346143
`_Isite_2`   4.32515    1.87546   2.306  0.022023 *
`_Isite_3`   0.17747    1.75164   0.101  0.919393
`_Isite_4`   0.20747    1.86651   0.111  0.911595
`_Isite_5`   4.10031    2.56179   1.601  0.110896
encour      -0.05679    1.39603  -0.041  0.967586
regular      2.50711    2.27258   1.103  0.271135
prebody      0.17877    0.14581   1.226  0.221490
preform      0.37722    0.25987   1.452  0.148035
prelet       0.09584    0.09830   0.975  0.330619
prenumb      0.41014    0.11590   3.539  0.000489 ***
prerelat     0.04935    0.30018   0.164  0.869576
preclasf    -0.04327    0.20247  -0.214  0.830979
peabody      0.01384    0.05144   0.269  0.788211
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 8.635 on 222 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.5788,    Adjusted R-squared:  0.5465
F-statistic: 17.94 on 17 and 222 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Abbildung A.29.: Volles Regressionsmodell für postnumb

```

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -6.28716    4.99177  -1.260  0.20911
age           0.20365    0.09912   2.055  0.04104 *
viewcat       2.53249    0.54577   4.640 5.82e-06 ***
`_Isite_2`    4.23983    1.48849   2.848  0.00479 **
`_Isite_5`    3.58891    2.12579   1.688  0.09270 .
prebody       0.20330    0.13677   1.486  0.13851
preform       0.41821    0.22318   1.874  0.06220 .
prenumb       0.45945    0.08109   5.666 4.32e-08 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 8.516 on 232 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.5718,    Adjusted R-squared:  0.5589
F-statistic: 44.26 on 7 and 232 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

Abbildung A.30.: Backward Selection Summary für postnumb