

Übungsaufgabe 8

Fabio Votta

10. Januar 2019

Benutzen Sie den `esse03_mod.sav` Datensatz. Benutzen Sie als Gruppierungsvariable „Länder“.

Aufgabe 1

Berechnen Sie das Nullmodell (Modell0) für die AV: *stflife* (allgemeine Lebenszufriedenheit).

```
mod0 <- lmer(stflife ~ 1 + (1 | Länder), data = ess)
texreg(mod0)
```

```
# as.data.frame(VarCorr(mod0))
#
# 1.009908 / sqrt(1343)
#
# car::Anova(mod1)
#
# summary(mod0)
```

Aufgabe 1a

Berechnen Sie den ICC anhand des Nullmodells.

```
sjstats::icc(mod0)
```

```
##
## Intraclass Correlation Coefficient for Linear mixed model
##
## Family : gaussian (identity)
```

	Model 1
(Intercept)	6.77*** (0.20)
AIC	86673.50
BIC	86697.27
Log Likelihood	-43333.75
Num. obs.	20343
Num. groups: Länder	26
Var: Länder (Intercept)	1.02
Var: Residual	4.12

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Table 1: Statistical models

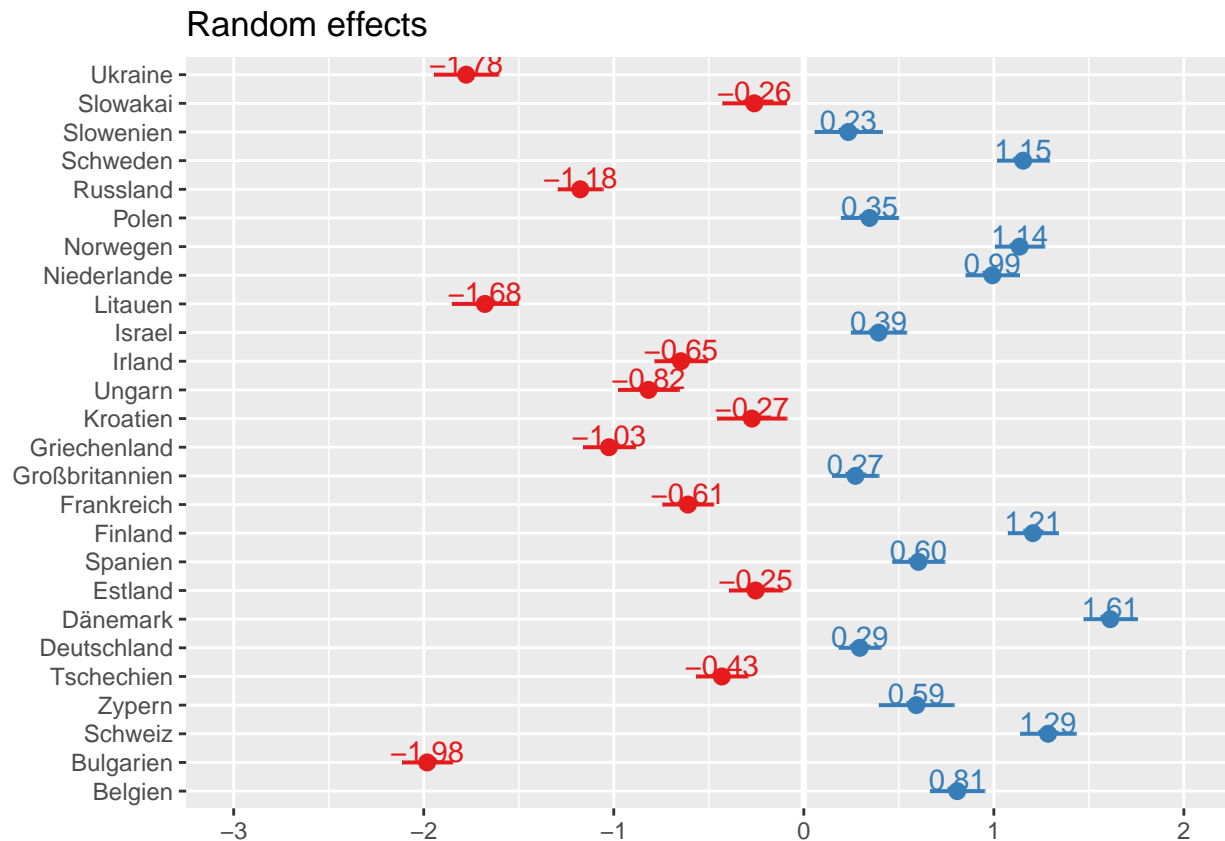
```
## Formula: stflife ~ 1 + (1 | Länder)
##
## ICC (Länder): 0.1985
```

Aufgabe 1b

Welche Aussage lässt sich auf Grundlage des Nullmodells treffen?

19,85% der Varianz von Lebenszufriedenheit liegt auf Länderebene (ICC = 0,1985). Da mehr als 10% der Varianz auf der 2. Ebene liegen kann ein Multilevel-Modell gerechtfertigt werden.

```
plot_model(mod0, type = "re", sort.est = T, show.values = T, show.p = T, value.offset = 0.4)
```



Aufgabe 2

Berechnen Sie Modell 1 mit der UV: Erwerbsstatus (0=erwerbstätig; 1=arbeitslos)

```
mod1 <- lme4::lmer(stflife ~ Erwerbsstatus + (1 | Länder), data = ess)
```

```
texreg::texreg(mod1)
```

```
summary(mod1)
```

	Model 1
(Intercept)	6.88*** (0.19)
Erwerbsstatus	-1.34*** (0.05)
AIC	86000.31
BIC	86031.99
Log Likelihood	-42996.16
Num. obs.	20343
Num. groups: Länder	26
Var: Länder (Intercept)	0.93
Var: Residual	3.98

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Table 2: Statistical models

```
## Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']
## Formula: stflife ~ Erwerbsstatus + (1 | Länder)
## Data: ess
##
## REML criterion at convergence: 85992.3
##
## Scaled residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -4.2351 -0.5363  0.0994  0.6766  3.1414
##
## Random effects:
## Groups Name Variance Std.Dev.
## Länder (Intercept) 0.9343  0.9666
## Residual 3.9846  1.9962
## Number of obs: 20343, groups: Länder, 26
##
## Fixed effects:
## Estimate Std. Error t value
## (Intercept) 6.88255 0.19018 36.19
## Erwerbsstatus -1.34111 0.05103 -26.28
##
## Correlation of Fixed Effects:
## (Intr)
## Erwerbsstts -0.023
```

Aufgabe 2a

Interpretieren Sie den Koeffizienten für Erwerbsstatus inhaltlich (als Fixed-Effekt).

Für einen nicht erwerbstätigen Befragten nimmt die Lebenszufriedenheit eines Befragten um 1,34 Skaleneinheiten ab im Vergleich zu einem erwerbstätigen Befragten ($b = 1.34$, $SE = 0.05$).

Aufgabe 2b

Führen Sie einen Likelihood-Ratio-Test (LRT) zwischen Modell0 und Modell1 durch (Achten Sie drauf, dass für den LRT die ML-Schätzung und nicht die REML gewählt werden muss).

	Model 1
(Intercept)	6.88*** (0.19)
Erwerbsstatus	-1.32*** (0.11)
AIC	85960.77
BIC	86008.29
Log Likelihood	-42974.38
Num. obs.	20343
Num. groups: Länder	26
Var: Länder (Intercept)	0.93
Var: Länder Erwerbsstatus	0.22
Cov: Länder (Intercept) Erwerbsstatus	-0.05
Var: Residual	3.97

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Table 3: Statistical models

```
anova(mod1, mod0)
```

```
## Data: ess
## Models:
## mod0: stflife ~ 1 + (1 | Länder)
## mod1: stflife ~ Erwerbsstatus + (1 | Länder)
##      Df    AIC    BIC logLik deviance  Chisq Chi Df Pr(>Chisq)
## mod0  3 86672 86696 -43333    86666
## mod1  4 85995 86026 -42993    85987 679.39      1 < 2.2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Aufgabe 2c

Wie lautet Ihre Schlussfolgerung für Modell 1?

Der signifikant LRT zeigt, dass das Modell 1 eine bessere Passung hat ($\chi^2 = 679.39$, $p < 0.001$).

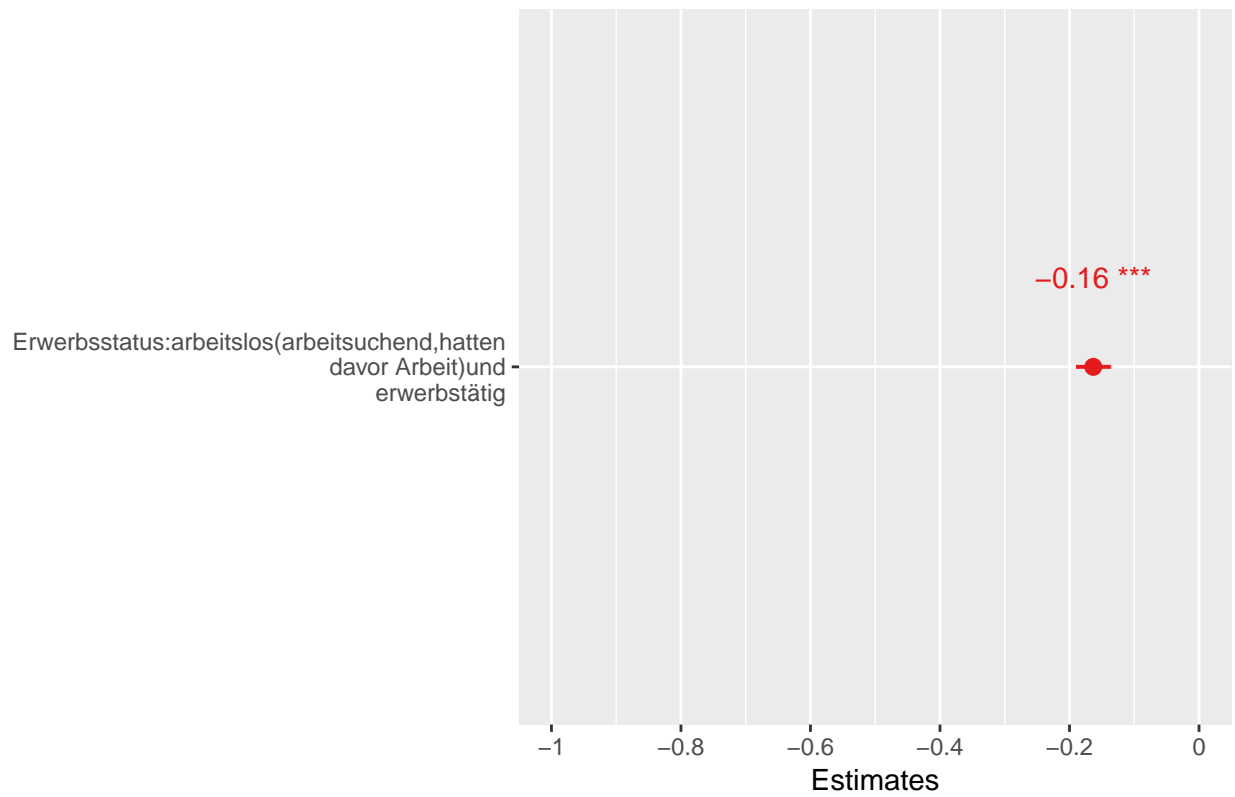
Aufgabe 3

Lassen Sie in Modell 2 (zusätzlich) den Slope von Erwerbsstatus über die Länder variieren (Random setzen).

```
mod2 <- lme4::lmer(stflife ~ Erwerbsstatus + (Erwerbsstatus | Länder), data = ess)
texreg::texreg(mod2)
```

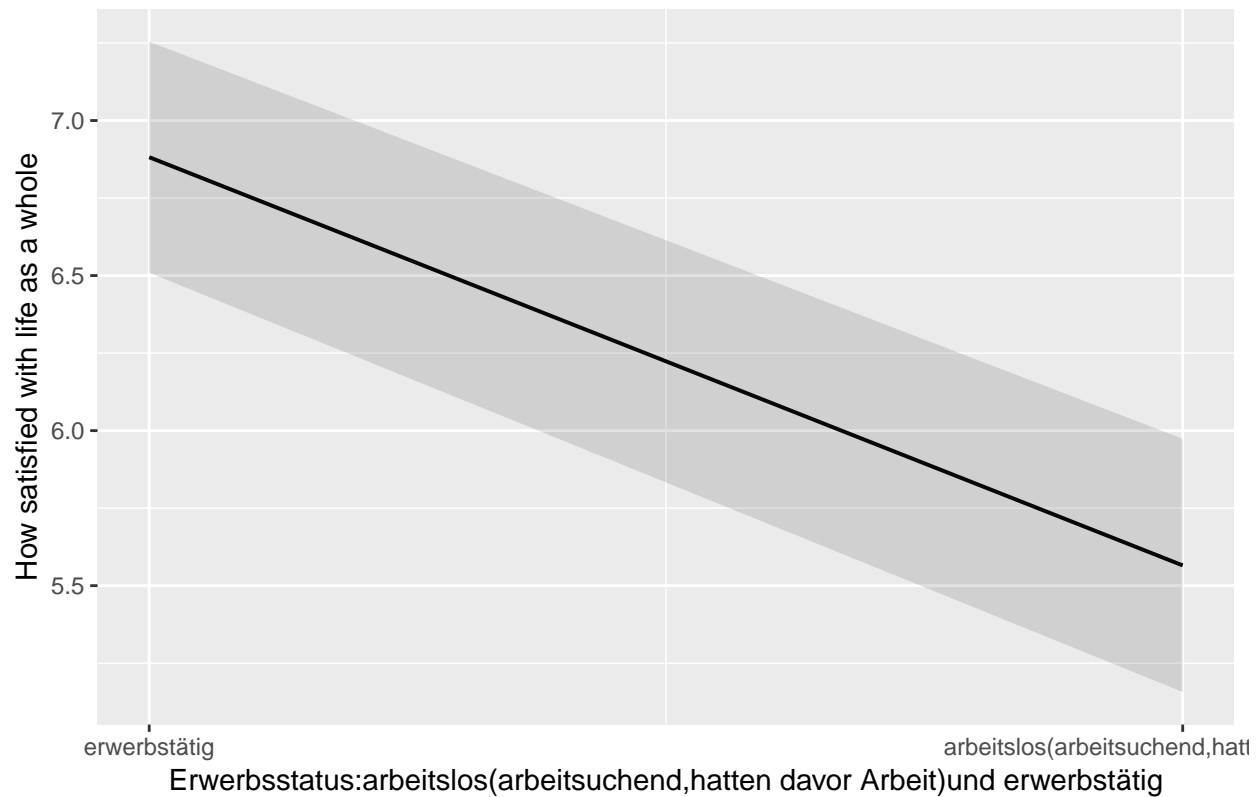
```
plot_model(mod2, type = "std", sort.est = T, show.values = T, show.p = T)
```

How satisfied with life as a whole



```
plot_model(mod2, terms = "Erwerbsstatus", type = "pred", sort.est = T, show.values = T, show.p = T)
```

Predicted values of How satisfied with life as a whole



Aufgabe 3a

Führen Sie einen Likelihood-Ratio-Test zwischen Modell 1 und Modell 2 durch.

```
anova(mod2, mod1)
```

```
## Data: ess
## Models:
## mod1: stflife ~ Erwerbsstatus + (1 | Länder)
## mod2: stflife ~ Erwerbsstatus + (Erwerbsstatus | Länder)
##      Df   AIC   BIC logLik deviance  Chisq Chi Df Pr(>Chisq)
## mod1  4 85995 86026 -42993    85987
## mod2  6 85957 86004 -42972    85945 42.075      2 7.302e-10 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

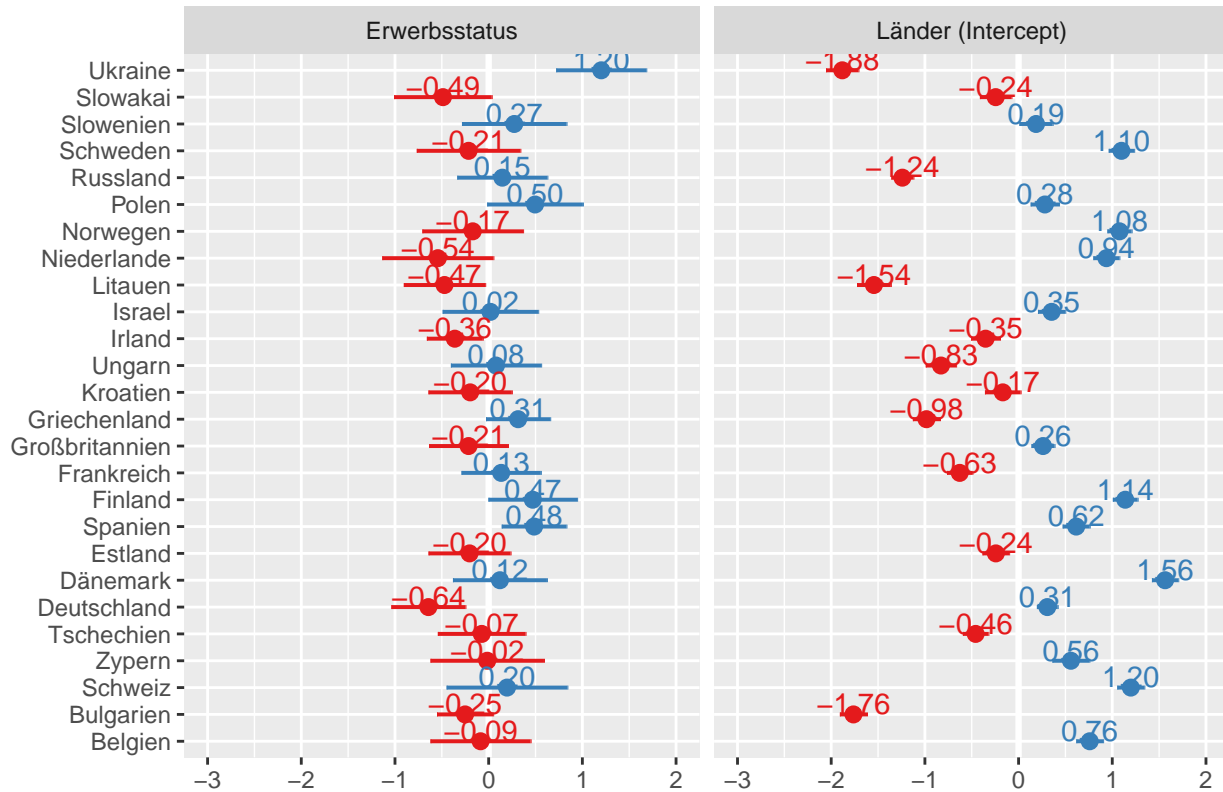
Der signifikant LRT zeigt, dass das Modell 2 eine bessere Passung hat ($\chi^2 = 42.075$, $p < 0.001$).

Aufgabe 3b

Interpretieren Sie den Random Slope von Erwerbsstatus inhaltlich (als Random Effekt).

```
plot_model(mod2, type = "re", sort.est = T, show.values = T, show.p = T, value.offset = 0.4)
```

Random effects



```
summary(mod2)
```

```
## Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']
## Formula: stflife ~ Erwerbsstatus + (Erwerbsstatus | Länder)
## Data: ess
##
## REML criterion at convergence: 85948.8
##
## Scaled residuals:
##   Min       1Q   Median       3Q      Max
## -4.2390 -0.5286  0.0909  0.6817  3.2368
##
## Random effects:
##   Groups   Name              Variance Std.Dev. Corr
##   Länder   (Intercept)       0.9334   0.9661
##           Erwerbsstatus     0.2201   0.4691  -0.11
##   Residual                        3.9695   1.9924
## Number of obs: 20343, groups:  Länder, 26
##
## Fixed effects:
##              Estimate Std. Error t value
## (Intercept)    6.8817    0.1901   36.20
## Erwerbsstatus  -1.3163    0.1080  -12.19
```

```
##  
## Correlation of Fixed Effects:  
##          (Intr)  
## Erwerbsstts -0.107
```