GKN 2020-2021: Contactmoment 6

Logistische regressie-analyse (2)

Tine van Daal & Sofie Vermeiren

Opleidings- en onderwijswetenschappen



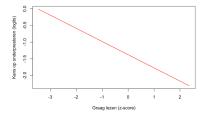
- 1 Recap
- 2 Odds
- 3 Het ene model is het andere niet

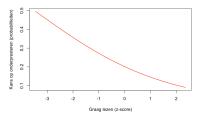
Recap

Laatste model vorig contactmoment

```
Call:
glm(formula = Onderpresteren ~ Gender + Ouders GraagLezenZ, family = binomial(),
    data = Vlaanderen 1 2 3)
Deviance Residuals:
   Min
             10 Median
                                       Max
-1.1701 -0.6869 -0.5991 -0.4531 2.2943
Coefficients:
                  Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
                  -1.37641 0.05319 -25.88 < 2e-16 ***
(Intercept)
GenderGirls
                  -0.25424
                           0.07611 -3.34 0.000836 ***
Ouders_GraagLezenZ =0.39405
                            0.03856 -10.22 < 2e-16 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
    Null deviance: 4496.7 on 4634 degrees of freedom
Residual deviance: 4377.4 on 4632 degrees of freedom
  (563 observations deleted due to missingness)
ATC: 4383.4
Number of Fisher Scoring iterations: 4
```

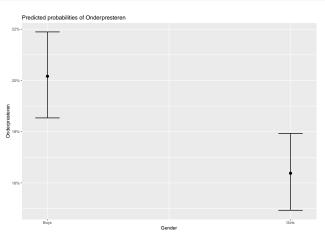
Effect van 'Ouders_GraagLezenZ'





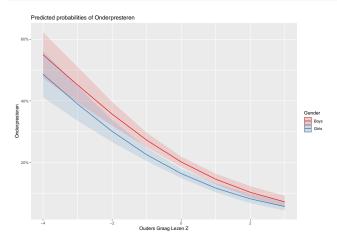
Effect van 'Gender'

```
library(sjPlot)
plot_model(M1_PIRLS, transform = NULL, type = "eff", terms = c("Gender"))
```



Beide effecten samen?





Let's talk in Odds

$$Logit(Onderpr. = 1) = -1.376 + (-0.254 * GenderGirl) + (-0.394 * OudersLezenZ)$$

exp(-1.376)

[1] 0.2525869

Voor jongens wiens ouders gemiddeld graag lezen is de kans om te behoren tot de onderpresteerders 0.25 keer groter (of 1/0.25=4 keer kleiner) dan de kans om niet tot de onderpresteerders te behoren

Recap 00000

Parameters als Odds interpreteren (2)

$$Logit(Onderpr. = 1) = -1.376 + (-0.254 * GenderGirl) + (-0.394 * OudersLezenZ)$$

```
exp(-0.254)
[1] 0.7756918
1/exp(-0.254)
```

[1] 1.289172

Voor meisjes wiens ouders gemiddeld graag lezen is de kansverhouding om te behoren tot de onderpresteerders eerder dan tot de 'niet onderpresteerders' 0.776 keer groter (of 1/0.776 = 1.289 keer kleiner) dan voor jongens

0.776 is een Odds Ratio

Parameters als Odds interpreteren (3)

	Est.		p
	Logits	Odds	
Intercept	-1.376	0.253	< 0.001 ***
Meisje	-0.254	0.756	< 0.001 ***
Ouders_GraagLezenZ	-0.394	0.674	< 0.001 ***
	=exp(logits)		

Voorspelde Odds voor meisjes:

Voorspelde Odds meisjes: exp(-1.376) * exp(-0.254)

[1] 0.1959296

Odds zijn multiplicatief

Hoe goed zijn modellen?

Geen R^2

Bij gewone regressie-analyse hebben we een geschat residu:

$$Score_i = \beta_0 + \beta_1 * x_1 + \beta_2 * x_2 + ... + \epsilon_{ij}$$

Gewone regressieanalyse: Ordinary Least Squares (OLS) schattingen

Schattingen die de afstand van de regressielijn met de residuen minimaliseert!

Maximum Likelihood

Bij logistische regressieanalyse hebben we geen geschat residu!

$$Logit(X = 1) = \beta_0 + \beta_1 * x_1 + \beta_2 * x_2 + ...$$

Logistische regressieanalyse: Maximum Likelihood (ML) schattingen

Maximum Likelihood

Likelihood = functie van parameterwaarden (gegeven de data)!

Doel: die combinatie van parameterwaarden waarvoor de Likelihood zo hoog mogelijk is (=Maximaal)

Hoe?

- Likelihood wordt eerst log-getransformeerd
- Via 'afgeleiden' van Log-likelihood functie parameterwaarden waarvoor de log-likelihood maximaal is
- \rightarrow Voor een model krijgen we ook een Log-likelihood (LL) waarde (= indicatie van FIT!)

Modellen vergelijken

- 2 concurrerende modellen, welk model zou je weerhouden?
- \rightarrow Model met hoogste waarde voor LL!

Nulmodel als start

Nulmodel = model zonder voorspellers

```
MO_PIRLS <- glm(Onderpresteren ~ 1,
              data = Vlaanderen_1_2_3, family = binomial())
summary(MO PIRLS)
Call.
glm(formula = Onderpresteren ~ 1, family = binomial(), data = Vlaanderen 1 2 3)
Deviance Residuals:
   Min
            10 Median
                                    Max
-0.6725 -0.6725 -0.6725 -0.6725 1.7875
Coefficients:
          Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
   Null deviance: 5236.4 on 5197 degrees of freedom
Residual deviance: 5236.4 on 5197 degrees of freedom
ATC: 5238.4
Number of Fisher Scoring iterations: 4
```

Vergelijking met Model1

```
logLik(MO_PIRLS)
'log Lik.' -2618.19 (df=1)
logLik(M1_PIRLS)
'log Lik.' -2188.681 (df=3)
In onderzoek wordt -2 keer LL gehanteerd (= -2LL of Deviance)
deviance(MO_PIRLS)
[1] 5236.379
deviance(M1_PIRLS)
[1] 4377,362
```

Via anova()

```
anova(MO_PIRLS, M1_PIRLS)
```

```
ightarrow Error in anova.glmlist(c(list(object), dotargs), dispersion = dispersion, : models were not all fitted to the same size of dataset
```

Vergelijking modellen (invloed van 'missing values')

Modellen kunnen enkel vergeleken worden als ze geschat zijn op dezelfde dataset (en dus ook op evenveel observatie-eenheden)!

```
nrow(MO_PIRLS$model)
```

[1] 5198

nrow(M1_PIRLS\$model)

- [1] 4635
- \rightarrow Nulmodel herschatten op enkel de 4635 observaties om model te kunnen vergelijken

Vergelijking modellen

Missing values verwijderen:

```
Dat_analyse <- na.omit( Vlaanderen_1_2_3[ , c("Onderpresteren", "Gender", "Ouders_GraagLezenZ")] )
```

Modellen herschatten:

Modellen vergelijken:

Vergelijking modellen

Stappenplan:

- Nadenken over welke modellen je gaat schatten (gegeven je OV)
- Data-object maken zonder missings voor alle variabelen na.omit()
- Alternatieve modellen schatten op aangemaakt data-object
- Modellen vergelijken
- Beste model weerhouden en herschatten op je originele dataset
- Interpretatie (Nadenken over tabellen en figuren)