

# **Annemarije\_analyse**

## **META-AALYSE MET META EN METAFOR - R SCRIPT**

#VOORBEREIDING

Definieer eerst de folder waarin je werkt. Dit is het pad van mij:

```
setwd("~/Desktop/WERK/forensanalyse_24/Annemarije")
```

### **Inladen dataset**

Als je dat nog niet gedaan hebt, moet je dat eerst doen (hastag weghalen)

```
# install.packages("readxl", "tidyverse", "meta", "metafor")
library(readxl)
library(haven)
library(tidyverse)

-- Attaching core tidyverse packages ----- tidyverse 2.0.0 --
v dplyr     1.1.4     v readr      2.1.5
v forcats   1.0.0     v stringr    1.5.1
v ggplot2   3.5.0     v tibble     3.2.1
v lubridate  1.9.3     v tidyr     1.3.1
v purrr     1.0.2

-- Conflicts ----- tidyverse_conflicts() --
x dplyr::filter() masks stats::filter()
x dplyr::lag()    masks stats::lag()
i Use the conflicted package (<http://conflicted.r-lib.org/>) to force all conflicts to beco
```

```
library(meta)
```

```
Loading required package: metadat
Loading 'meta' package (version 7.0-0).
Type 'help(meta)' for a brief overview.
Readers of 'Meta-Analysis with R (Use R!)' should install
older version of 'meta' package: https://tinyurl.com/dt4y5drs
```

```
library(metafor)
```

```
Loading required package: Matrix
Attaching package: 'Matrix'

The following objects are masked from 'package:tidyverse':
  expand, pack, unpack
```

```
Loading required package: numDeriv
```

```
Loading the 'metafor' package (version 4.4-0). For an
introduction to the package please type: help(metafor)
```

Dit zijn de data.

Opmerking: Als je dataset hebt, wees er zeker van dat je makkelijke variabelenamen hebt, zonder komma's en enkel woord of twee woorden aan elkaar of met \_

```
dat <- read_sav("AnalysesAH_Def.sav")
```

Bekijk de dataset

```
# View(dat) Dit moet je zelf maar doen
```

Bekijk ook de typen van de variabelen. Want, de variabelen die je wilt analyseren moeten numeriek zijn

```
glimpse(dat)
```

```

Rows: 12
Columns: 14
$ id <dbl> 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12
$ author <chr> "Olhaberry et al.", "Berube et al.", "Zvara et al.", ~
$ titel <chr> "An explanatory model of parental sensitivity in the ~
$ es_sen <dbl> -0.173, -0.300, -0.230, -0.160, -0.230, -0.350, -0.48~
$ se_sen <dbl> 0.114, 0.136, 0.071, 0.091, 0.289, 0.085, 0.093, 0.05~
$ n_sen <dbl> 80, 58, 204, 123, 15, 143, 119, 322, 204, 211, 58, 681
$ es_Fz_sen <dbl> -0.1748, -0.3095, -0.2342, -0.1614, -0.2342, -0.3654, ~
$ v_sen <dbl> 0.0130, 0.0182, 0.0050, 0.0083, 0.0833, 0.0071, 0.008~
$ gender_parent <dbl+lbl> 1, 1, 1, 1, 2, 2, 1, 1, 1, 1, 1, 1
$ age_parent <dbl+lbl> 3, 3, 1, 1, NA, 2, 3, 2, 1, 3, 3, 1
$ age_child <dbl+lbl> 2, 2, 2, 2, 3, 0, 1, 1, 2, 0, 2, 0
$ type_ACE <dbl+lbl> 6, 6, 2, 6, 7, 5, 6, 6, 2, 6, 6, 0
$ number_ACEs <dbl+lbl> 4, 4, 0, 4, 9, 0, 4, 4, 0, 4, 4, 0
$ year_publication <dbl> 2021, 2020, 2015, 2021, 2018, 2017, 2015, 2023, 2017, ~

```

```
sapply(dat, class)
```

```

$id
[1] "numeric"

$author
[1] "character"

$titel
[1] "character"

$es_sen
[1] "numeric"

$se_sen
[1] "numeric"

$n_sen
[1] "numeric"

$es_Fz_sen
[1] "numeric"

$v_sen
[1] "numeric"

```

```

$gender_parent
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

$age_parent
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

$age_child
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

$type_ACE
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

$number_ACES
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

$year_publication
[1] "numeric"

```

In dit geval moeten in ieder geval `es_sen` en `se_sen` numeriek zijn

```

dat<-dat %>%
  mutate(es_sen = as.numeric(es_sen),
        se_sen = as.numeric(se_sen))

```

Bekijk of deze twee variabelen nu wel numeriek zijn:

```
glimpse(dat)
```

```

Rows: 12
Columns: 14
 $ id              <dbl> 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12
 $ author          <chr> "Olhaberry et al.", "Berube et al.", "Zvara et al.", ~
 $ titel           <chr> "An explanatory model of parental sensitivity in the ~
 $ es_sen          <dbl> -0.173, -0.300, -0.230, -0.160, -0.230, -0.350, -0.48~
 $ se_sen          <dbl> 0.114, 0.136, 0.071, 0.091, 0.289, 0.085, 0.093, 0.05~
 $ n_sen           <dbl> 80, 58, 204, 123, 15, 143, 119, 322, 204, 211, 58, 681
 $ es_Fz_sen       <dbl> -0.1748, -0.3095, -0.2342, -0.1614, -0.2342, -0.3654, ~
 $ v_sen           <dbl> 0.0130, 0.0182, 0.0050, 0.0083, 0.0833, 0.0071, 0.008~
 $ gender_parent    <dbl+lbl> 1, 1, 1, 1, 2, 2, 1, 1, 1, 1, 1
 $ age_parent       <dbl+lbl> 3, 3, 1, 1, NA, 2, 3, 2, 1, 3, 3, 1

```

```

$ age_child      <dbl+lbl> 2, 2, 2, 2, 3, 0, 1, 1, 2, 0, 2, 0
$ type_ACE       <dbl+lbl> 6, 6, 2, 6, 7, 5, 6, 6, 2, 6, 6, 0
$ number_ACEs    <dbl+lbl> 4, 4, 0, 4, 9, 0, 4, 4, 0, 4, 4, 0
$ year_publication <dbl> 2021, 2020, 2015, 2021, 2018, 2017, 2015, 2023, 2017, ~

```

## #BESCHRIJVENDE STATISTIEK

In ieder geval gegevens samenvatten:

```
summary(dat)
```

	id	author	titel	es_sen
Min.	: 1.00	Length:12	Length:12	Min. : -0.489
1st Qu.	: 3.75	Class :character	Class :character	1st Qu. : -0.301
Median	: 6.50	Mode :character	Mode :character	Median : -0.205
Mean	: 6.50			Mean : -0.228
3rd Qu.	: 9.25			3rd Qu. : -0.160
Max.	:12.00			Max. : -0.040
	se_sen	n_sen	es_Fz_sen	v_sen
Min.	:0.03800	Min. : 15.0	Min. : -0.5351	Min. : 0.00150
1st Qu.	:0.07075	1st Qu.: 74.5	1st Qu.:-0.3107	1st Qu. : 0.00495
Median	:0.08800	Median :133.0	Median :-0.2081	Median : 0.00770
Mean	:0.10408	Mean :184.8	Mean : -0.2361	Mean : 0.01468
3rd Qu.	:0.11925	3rd Qu.:205.8	3rd Qu.:-0.1614	3rd Qu. : 0.01430
Max.	:0.28900	Max. :681.0	Max. : -0.0400	Max. : 0.08330
	gender_parent	age_parent	age_child	type_ACE
Min.	:1.000	Min. :1.000	Min. :0.000	Min. :0.000
1st Qu.	:1.000	1st Qu.:1.000	1st Qu.:0.750	1st Qu.:4.250
Median	:1.000	Median :2.000	Median :2.000	Median :6.000
Mean	:1.167	Mean :2.091	Mean :1.417	Mean :4.833
3rd Qu.	:1.000	3rd Qu.:3.000	3rd Qu.:2.000	3rd Qu.:6.000
Max.	:2.000	Max. :3.000	Max. :3.000	Max. :7.000
	NA's :1			
	number_ACEs	year_publication		
Min.	:0.000	Min. :2009		
1st Qu.	:0.000	1st Qu.:2016		
Median	:4.000	Median :2019		
Mean	:3.083	Mean :2018		
3rd Qu.	:4.000	3rd Qu.:2021		
Max.	:9.000	Max. :2024		

```
##META-ANALYSE MET META
```

Hier naar `r` gekken, niet naar `fischer's z` wat eigenlijk nodig is

```
m.gen<-metagen(TE=es_sen,  
                  seTE=se_sen,  
                  studlab=author,  
                  data=dat,  
                  sm="r",  
                  fixed=FALSE,  
                  random=TRUE,  
                  method.tau="REML",  
                  hakn=TRUE,  
                  title="Meta-analyse Anne")
```

```
summary(m.gen)
```

Review: Meta-analyse Anne

	r	95%-CI	%W(random)
Olhaberry et al.	-0.1730	[-0.3964; 0.0504]	6.5
Berube et al.	-0.3000	[-0.5666; -0.0334]	5.2
Zvara et al.	-0.2300	[-0.3692; -0.0908]	10.2
Alto et al.	-0.1600	[-0.3384; 0.0184]	8.3
Ziv et al.	-0.2300	[-0.7964; 0.3364]	1.5
Friesen et al.	-0.3500	[-0.5166; -0.1834]	8.8
Fuchs et al.	-0.4890	[-0.6713; -0.3067]	8.1
Flagg et al.	-0.0400	[-0.1498; 0.0698]	11.8
Zvara et al.	-0.1200	[-0.2592; 0.0192]	10.2
MacMillan et al.	-0.1800	[-0.3172; -0.0428]	10.3
Berube et al.	-0.3040	[-0.5686; -0.0394]	5.2
Bert et al.	-0.1600	[-0.2345; -0.0855]	13.8

Number of studies: k = 12

```
r          95%-CI      t p-value  
Random effects model (HK) -0.2111 [-0.2895; -0.1327] -5.93 < 0.0001
```

Quantifying heterogeneity:

```
tau^2 = 0.0089 [0.0006; 0.0335]; tau = 0.0943 [0.0255; 0.1831]  
I^2 = 55.0% [13.8%; 76.5%]; H = 1.49 [1.08; 2.06]
```

Test of heterogeneity:

Q	d.f.	p-value
24.44	11	0.0110

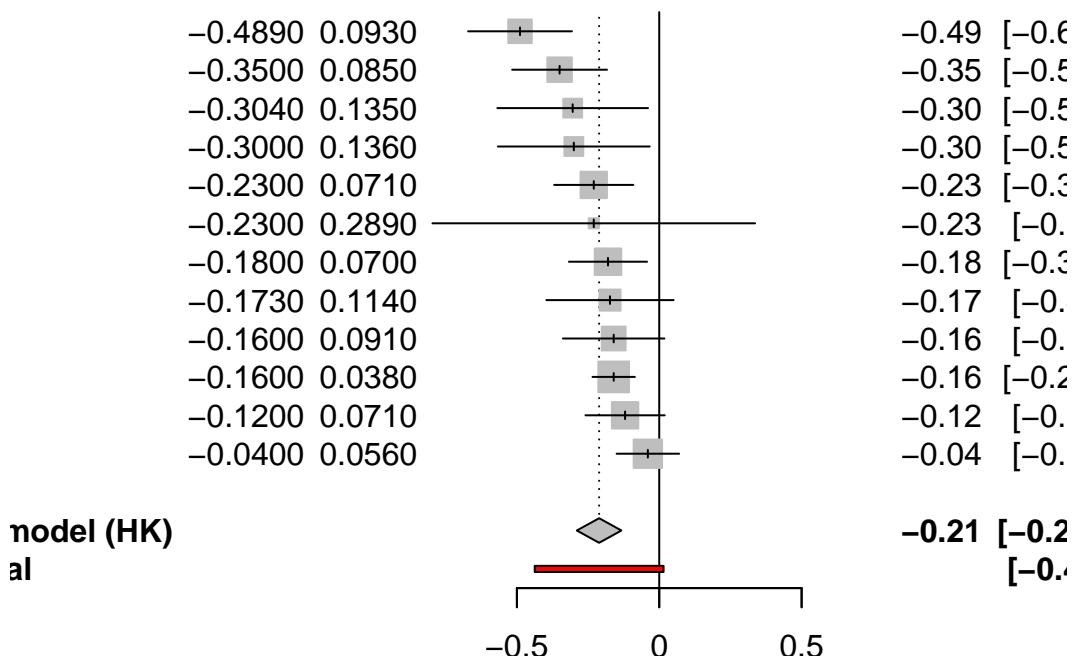
Details on meta-analytical method:

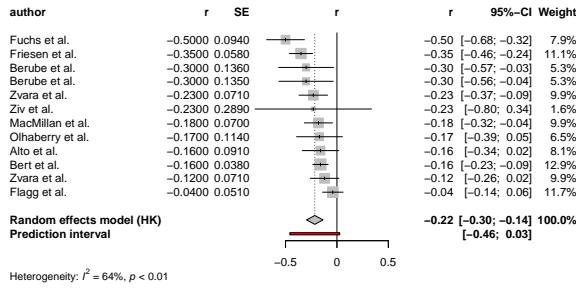
- Inverse variance method
- Restricted maximum-likelihood estimator for  $\tau^2$
- Q-Profile method for confidence interval of  $\tau^2$  and  $\tau$
- Hartung-Knapp adjustment for random effects model (df = 11)

Voor interpretatie, zie straks

Nu een forest plot maken van de data

```
forest(m.gen,
       sortvar=TE,
       prediction=TRUE,
       print.tau=FALSE,
       leftlabs=c("author", "r"))
```





## ##MODERATIE EN SUBGROEPANALYSE

Subgroep analyse (heeft aantal ACE invloed, categoriale variabele)

```
update(m.gen, subgroup = number_ACES, tau.common = FALSE)
```

Review: Meta-analyse Anne

Number of studies: k = 12

	r	95%-CI	t	p-value
Random effects model (HK)	-0.2111	[-0.2895; -0.1327]	-5.93	< 0.0001

Quantifying heterogeneity:

$\tau^2 = 0.0089$  [0.0006; 0.0335];  $\tau = 0.0943$  [0.0255; 0.1831]  
 $I^2 = 55.0\%$  [13.8%; 76.5%];  $H = 1.49$  [1.08; 2.06]

Test of heterogeneity:

Q	d.f.	p-value
24.44	11	0.0110

Results for subgroups (random effects model (HK)):

k	r	95%-CI	$\tau^2$	$\tau$	Q	$I^2$	
number_ACES = 4	7	-0.2209	[-0.3600; -0.0818]	0.0158	0.1258	18.96	68.4%
number_ACES = 0	4	-0.1987	[-0.3414; -0.0560]	0.0029	0.0535	5.44	44.8%
number_ACES = 9	1	-0.2300	[-0.7964; 0.3364]	--	--	0.00	--

Test for subgroup differences (random effects model (HK)):

Q	d.f.	p-value	
Between groups	0.10	2	0.9513

Details on meta-analytical method:

- Inverse variance method
- Restricted maximum-likelihood estimator for  $\tau^2$
- Q-Profile method for confidence interval of  $\tau^2$  and  $\tau$
- Hartung-Knapp adjustment for random effects model (df = 11)

Meta-regressie (invloed van jaar van publicatie, continue variabele)

```
m.gen.reg<-metareg(m.gen, ~year_publication)  
m.gen.reg
```

Mixed-Effects Model (k = 12;  $\tau^2$  estimator: REML)

$\tau^2$  (estimated amount of residual heterogeneity): 0.0104 (SE = 0.0083)  
 $\tau$  (square root of estimated  $\tau^2$  value): 0.1019  
 $I^2$  (residual heterogeneity / unaccounted variability): 58.59%  
 $H^2$  (unaccounted variability / sampling variability): 2.41  
 $R^2$  (amount of heterogeneity accounted for): 0.00%

Test for Residual Heterogeneity:

QE(df = 10) = 23.9188, p-val = 0.0078

Test of Moderators (coefficient 2):

F(df1 = 1, df2 = 10) = 0.4145, p-val = 0.5342

Model Results:

	estimate	se	tval	df	pval	ci.lb	ci.ub
intrcpt	-10.8898	16.5839	-0.6567	10	0.5262	-47.8411	26.0614
year_publication	0.0053	0.0082	0.6438	10	0.5342	-0.0130	0.0236

---

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

## META ANALYSE MET METAFOR

Hier Quintana DS (2015, 2021), als basis gebruikt ([http://github.com/dsquintana/corr\\_meta](http://github.com/dsquintana/corr_meta)). Kijk vooral ook naar zijn video's op youtube <https://www.google.com/search?client=firefox-b-d&q=quintana+meta-analysis+2021+you+tube#fpstate=ive&vld=cid:7ef42ca1,vid:lH4VZMTEZSc,st:0>)

Pakketten zijn al geinstalleerd en geladen als het goed is (`tidyverse`, `metafor`). Nog niet geinstalleerd? Haal dan hashtag weg.

```
#install.packages(c("metafor", "tidyverse"))
```

Vervolgens pakketten laden

```
library("metafor")
library("dplyr")
```

De data zijn al binnengehaald en bewerkt.

```
glimpse(dat)
```

```
Rows: 12
Columns: 14
$ id              <dbl> 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12
$ author          <chr> "Olhaberry et al.", "Berube et al.", "Zvara et al.", ...
$ titel           <chr> "An explanatory model of parental sensitivity in the ...
$ es_sen          <dbl> -0.173, -0.300, -0.230, -0.160, -0.230, -0.350, -0.48...
$ se_sen          <dbl> 0.114, 0.136, 0.071, 0.091, 0.289, 0.085, 0.093, 0.05...
$ n_sen           <dbl> 80, 58, 204, 123, 15, 143, 119, 322, 204, 211, 58, 681
$ es_Fz_sen       <dbl> -0.1748, -0.3095, -0.2342, -0.1614, -0.2342, -0.3654, ...
$ v_sen           <dbl> 0.0130, 0.0182, 0.0050, 0.0083, 0.0833, 0.0071, 0.008...
$ gender_parent   <dbl+lbl> 1, 1, 1, 1, 2, 2, 1, 1, 1, 1, 1, 1
$ age_parent      <dbl+lbl> 3, 3, 1, 1, NA, 2, 3, 2, 1, 3, 3, 1
$ age_child       <dbl+lbl> 2, 2, 2, 2, 3, 0, 1, 1, 2, 0, 2, 0
$ type_ACE        <dbl+lbl> 6, 6, 2, 6, 7, 5, 6, 6, 2, 6, 6, 0
$ number_ACES     <dbl+lbl> 4, 4, 0, 4, 9, 0, 4, 4, 0, 4, 4, 0
$ year_publication <dbl> 2021, 2020, 2015, 2021, 2018, 2017, 2015, 2023, 2017, ...
```

## De Meta-analyse uitvoeren

De eerste stap is `r` naar `Z` omzetten en de bijbehorende sample variantie te berekenen.

```
dat2 <- escalc(measure="ZCOR", ri=es_sen, ni=n_sen, data=dat, slab=paste(author, year_publication))
```

Nieuwe dataset hebben we `dat2` genoemd. Er zijn twee variabelen toegevoegd: `ri` is de nieuwe correlatie coefficient en `ni` is de omvang van de sample (de `n` zeg maar).

Laten we de file nog eens bekijken. Aan het einde staan twee nieuwe variabelen.

```
# De "yi" variabele is de tot z-score getransformeerde variabele en de "vi" variabele is de

glimpse(dat2)

Rows: 12
Columns: 16
$ id          <dbl> 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12
$ author      <chr> "Olhaberry et al.", "Berube et al.", "Zvara et al.", ~
$ titel       <chr> "An explanatory model of parental sensitivity in the ~
$ es_sen      <dbl> -0.173, -0.300, -0.230, -0.160, -0.230, -0.350, -0.48~
$ se_sen      <dbl> 0.114, 0.136, 0.071, 0.091, 0.289, 0.085, 0.093, 0.05~
$ n_sen       <dbl> 80, 58, 204, 123, 15, 143, 119, 322, 204, 211, 58, 681
$ es_Fz_sen   <dbl> -0.1748, -0.3095, -0.2342, -0.1614, -0.2342, -0.3654, ~
$ v_sen       <dbl> 0.0130, 0.0182, 0.0050, 0.0083, 0.0833, 0.0071, 0.008~
$ gender_parent <dbl+lbl> 1, 1, 1, 1, 2, 2, 1, 1, 1, 1, 1, 1
$ age_parent   <dbl+lbl> 3, 3, 1, 1, NA, 2, 3, 2, 1, 3, 3, 1
$ age_child    <dbl+lbl> 2, 2, 2, 2, 3, 0, 1, 1, 2, 0, 2, 0
$ type_ACE     <dbl+lbl> 6, 6, 2, 6, 7, 5, 6, 6, 2, 6, 6, 0
$ number_ACES  <dbl+lbl> 4, 4, 0, 4, 9, 0, 4, 4, 0, 4, 4, 0
$ year_publication <dbl> 2021, 2020, 2015, 2021, 2018, 2017, 2015, 2023, 2017, ~
$ yi           <dbl> -0.17475758, -0.30951960, -0.23418947, -0.16138670, ~~
$ vi           <dbl> 0.012987013, 0.018181818, 0.004975124, 0.008333333~
```

Nu kunnen we de meta-analyse uitvoeren met een random effect model.

De volgende opdrachten printen de gegevens en berekenen en printen ook het betrouwbaarheidsinterval voor de hoeveelheid heterogeniteit ( $I^2$ ).

```
res<- rma(yi, vi, data=dat2)
res
```

```
Random-Effects Model (k = 12; tau^2 estimator: REML)

tau^2 (estimated amount of total heterogeneity): 0.0117 (SE = 0.0083)
tau (square root of estimated tau^2 value):      0.1084
I^2 (total heterogeneity / total variability):   66.28%
H^2 (total variability / sampling variability):  2.97

Test for Heterogeneity:
Q(df = 11) = 28.9707, p-val = 0.0023
```

Model Results:

```
estimate      se      zval     pval    ci.lb    ci.ub
-0.2213  0.0411  -5.3863  <.0001  -0.3018  -0.1408  ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

De output geeft belangrijke informatie om in de resultaten van de meta-analyse te vermelden, laten we het aan de hand van de resultaten van de meta-analyse dat eens zien.

- “Random-Effects Model ( $k = 12$ ;  $\tau^2$  estimator: REML)”

Deze lijn vertelt dat we een random-effects model hebben gebruikt, met 12 studies (“ $k$ ”) en dat de graad van heterogeniteit ( $\tau^2$ ) was berekend met een ‘restricted maximum-likelihood’ schatter.

- “ $\tau^2$  (schat de hoeveelheid totale heterogeniteit): 0.0088 (SE = 0.0070)”.
- De volgende regel geeft aan dat de **tau-squared** 0.0940 was.
- “ $I^2$  (totale heterogeniteit / totale variabiliteit): 59.48%”
- Deze regel geeft aan dat  $I^2$  59.48% was. Met andere woorden 59,48% van de variatie weerspiegeld de werkelijke verschillen in het populatiegemiddelde.
- “Test for Heterogeneity:  $Q(df = 11) = 26.6345$ ,  $p\text{-val} < 0.01$ ”
- De volgende twee regels tonen de Q-statistiek met vrijheidsgraden en de p-waarde van de test. In deze analyse is de p-waarde 0,0009, wat suggereert dat de geïncludeerde onderzoeken geen gemeenschappelijke effectgrootte hebben.
- Model Results:

```
estimate se zval pval ci.lb ci.ub
-0.2163 0.0381-5.6727 <.0001 -0.2910 -0.1416 ***
```

- Tot slot hebben we de modelresultaten. De “estimate” geeft de geschatte modelcoëfficiënt (d.w.z. de samenvattende effectgrootte) met standaardfout (“se”). De z-waarde is de bijbehorende teststatistiek, “pval” is de bijbehorende p-waarde, “ci.lb” de ondergrens van het betrouwbaarheidsinterval en “ci.ub” de bovengrens van het betrouwbaarheidsinterval.

Hier wat extra informatie over de heterogeniteit (met betrouwbaarheidsintervallen)

```
confint(res)
```

	estimate	ci.lb	ci.ub
$\tau^2$	0.0117	0.0018	0.0417
$\tau$	0.1084	0.0428	0.2042
$I^2(\%)$	66.2770	23.4633	87.4635
$H^2$	2.9653	1.3066	7.9767

	estimate	ci.lb	ci.ub
$\tau^2$	0.0088	0.0010	0.0397
$\tau$	0.0940	0.0310	0.1994
$I^2$	59.475	13.803	86.847
$H^2$	2.4676	1.1601	7.6027

Deze vier lijnen tonen schattingen en 95% betrouwbaarheidsintervallen voor heterogeniteitsmatten zoals hierboven beschreven.

Nu de score weer terug naar  $r$ . Met interval voor  $r$  en interval over studies heen.

```
predict(res, digits=3, transf = transf.ztor)
```

pred	ci.lb	ci.ub	pi.lb	pi.ub
-0.218	-0.293	-0.140	-0.421	0.006

Deze regel toont de transformatie van Fisher's z terug naar Pearson's r ("pred") en het 95% betrouwbaarheidsinterval voor r ("ci.lb" en "ci.ub") voor het rapporteren van de meta-analyse.

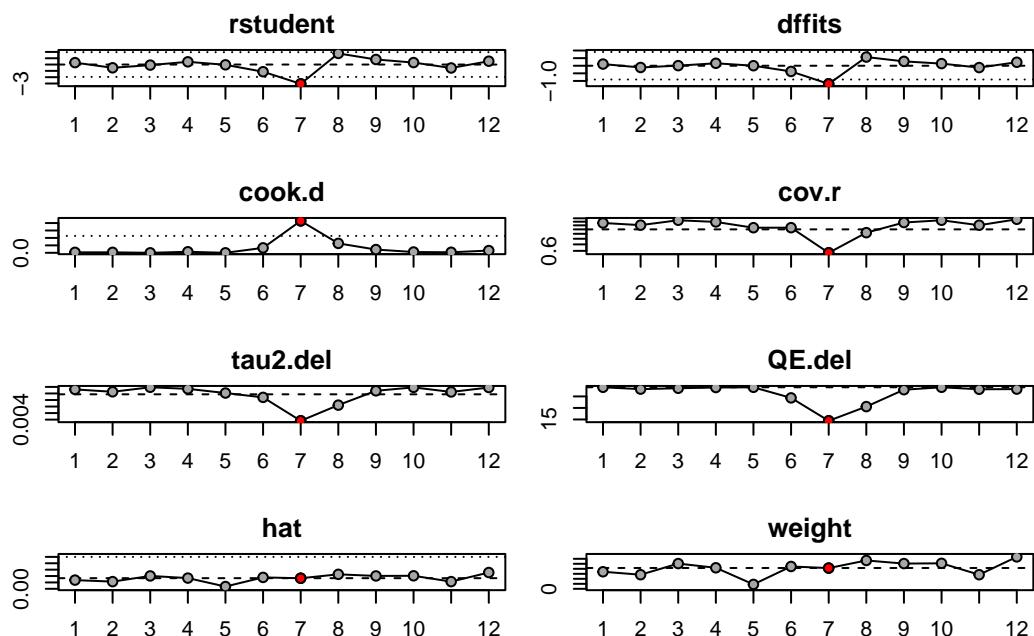
Hoewel de Q-statistiek en  $I^2$  bewijs kunnen leveren voor heterogeniteit, geven ze geen informatie over welke studies van invloed kunnen zijn op de algehele heterogeniteit. Er is ook een reeks diagnoses beschikbaar om potentiële uitschieters en invloedrijke gevallen te identificeren.

```
inf<- influence(res)
print(inf)
```

	rstudent	dffits	cook.d	cov.r	$\tau^2$ .del	QE.del	hat
Olhaberry et al., 2021	0.3050	0.1108	0.0130	1.1634	0.0132	28.9522	0.0682
Berube et al., 2020	-0.5153	-0.1138	0.0133	1.1053	0.0125	28.1639	0.0564
Zvara et al., 2015	-0.0871	0.0066	0.0000	1.2415	0.0139	28.5373	0.1009

Alto et al., 2021	0.4333	0.1613	0.0282	1.1929	0.0134	28.8671	0.0841
Ziv et al., 2018	-0.0411	0.0018	0.0000	1.0400	0.0121	28.9470	0.0178
Friesen et al., 2017	-1.1338	-0.3744	0.1332	1.0406	0.0108	24.3631	0.0894
Fuchs et al., 2015	-3.0573	-1.1944	0.8583	0.5729	0.0036	14.4055	0.0829
Flagg et al., 2023	1.7628	0.5714	0.2538	0.9244	0.0084	20.5726	0.1134
Zvara et al., 2017	0.8027	0.2868	0.0875	1.1766	0.0128	27.9054	0.1009
MacMillan et al., 2021	0.3152	0.1402	0.0222	1.2413	0.0139	28.9561	0.1020
Berube et al., 2024	-0.5417	-0.1210	0.0150	1.1027	0.0125	28.1035	0.0564
Bert et al., 2009	0.5302	0.2288	0.0606	1.2699	0.0138	28.1683	0.1277
	weight	dfbs	inf				
Olhaberry et al., 2021	6.8242	0.1097					
Berube et al., 2020	5.6397	-0.1129					
Zvara et al., 2015	10.0940	0.0066					
Alto et al., 2021	8.4058	0.1607					
Ziv et al., 2018	1.7752	0.0018					
Friesen et al., 2017	8.9356	-0.3748					
Fuchs et al., 2015	8.2872	-1.2714	*				
Flagg et al., 2023	11.3423	0.5582					
Zvara et al., 2017	10.0940	0.2875					
MacMillan et al., 2021	10.1961	0.1409					
Berube et al., 2024	5.6397	-0.1201					
Bert et al., 2009	12.7664	0.2332					

```
plot(inf)
```

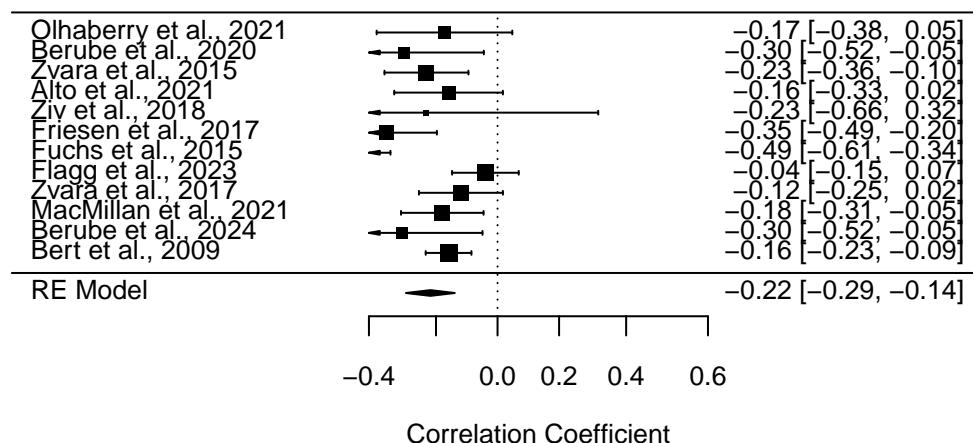


De plot visualiseert de afgedrukte dataset. Omdat er geen studies met een sterretje in de afgedrukte dataset staan, voldeed geen enkele studie aan de criteria voor een invloedrijke studie.

### Forest plot met metafor

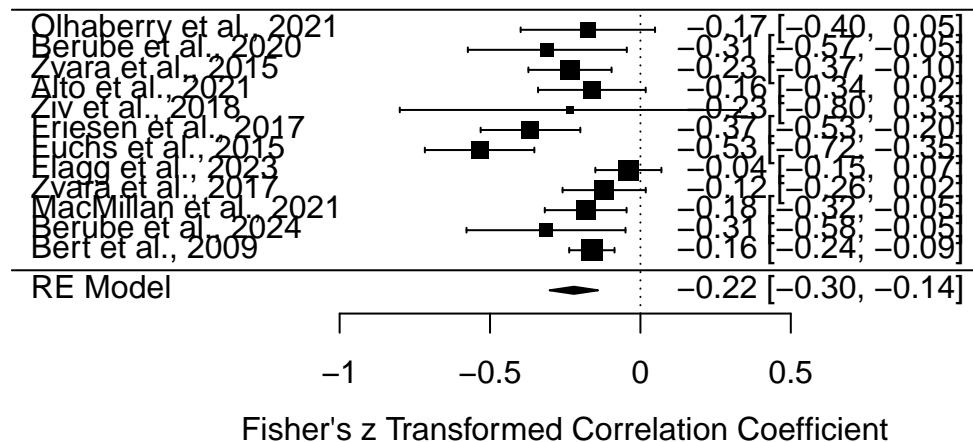
Nu visualiseren we de meta-analyse met een forest plot.

```
forest(res, xlim=c(-1.6,1.6), atransf=transf.ztor,
       at=transf.rtoz(c(-.4,-.2,0,.2,.4,.6)), digits=c(2,1), cex=.8)
text(-1.6, 18, "Author(s), Year", pos=4, cex=.8)
text( 1.6, 18, "Correlation [95% CI]", pos=2, cex=.8)
```



Of toch maar simpel

```
forest(res)
```



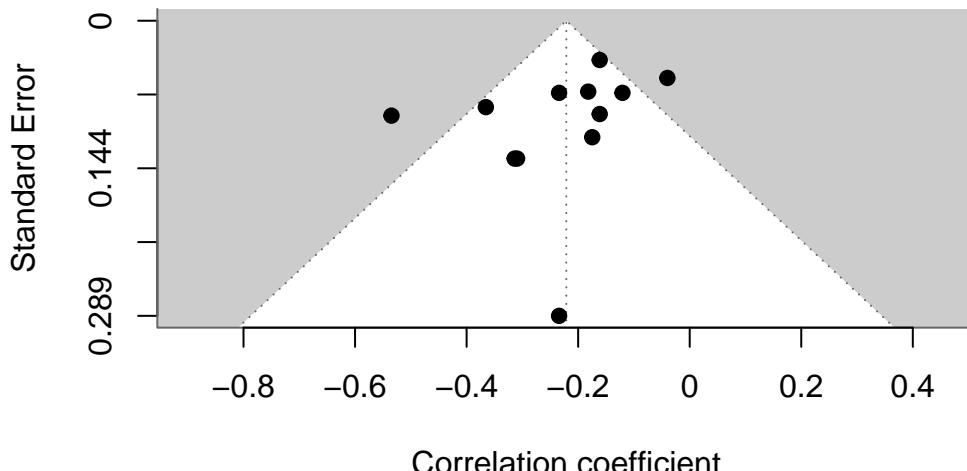
We hebben een plot gemaakt met alle 12 onderzoeken. Belangrijk is dat de correlaties en 95% CI's voor elke studie worden gerapporteerd, evenals de samenvattende effectgrootte (de polygoon onderaan). De randen van de polygoon geven de 95%-betrouwbaarheidsgrens weer. Let op de verschillende groottes van elk vierkant - de studies met grotere vierkanten droegen meer bij aan de samenvattende effectgrootte.

## Publication bias

Dit is een begin, nog verder aanscherpen. Hier gaat het alleen maar om invloed van kleine studies

### funnel plot

```
funnel(res, xlab = "Correlation coefficient")
```



Testen voor bias

```
regtest(res) # Eggers regressie test \# ranktest(res)
```

Regression Test for Funnel Plot Asymmetry

Model: mixed-effects meta-regression model

Predictor: standard error

Test for Funnel Plot Asymmetry:  $z = -1.2330$ ,  $p = 0.2176$

Limit Estimate (as sei  $\rightarrow 0$ ):  $b = -0.1168$  (CI:  $-0.2954$ ,  $0.0617$ )

## Moderatoren analysis

Laten we eens kijken naar moderatie-effect van number\_ACE

```
res.modage <- rma(yi, vi, mods = ~ number_ACes, data=dat2)
res.modage
```

Mixed-Effects Model (k = 12; tau^2 estimator: REML)

```
tau^2 (estimated amount of residual heterogeneity):      0.0136 (SE = 0.0097)
tau (square root of estimated tau^2 value):             0.1164
I^2 (residual heterogeneity / unaccounted variability): 67.70%
H^2 (unaccounted variability / sampling variability):   3.10
R^2 (amount of heterogeneity accounted for):            0.00%
```

Test for Residual Heterogeneity:

QE(df = 10) = 28.9702, p-val = 0.0013

Test of Moderators (coefficient 2):

QM(df = 1) = 0.0309, p-val = 0.8604

Model Results:

	estimate	se	zval	pval	ci.lb	ci.ub	
intrcpt	-0.2141	0.0650	-3.2917	0.0010	-0.3415	-0.0866	***
number_ACes	-0.0035	0.0199	-0.1759	0.8604	-0.0426	0.0356	

---

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

De gegevens onder de regel “Test van moderatoren” geven de benodigde informatie. Aangezien de p-waarde groter was dan 0,05, bewijst dit number\_Aces de waargenomen correlatie niet significant heft gematigd.

Nu gebruiken we dezelfde variabele als factor Hier kijken we naar het modererende effect van het feit of er voor variabelen werd gecontroleerd.

```
res.mes<- rma(yi, vi, mods = ~ factor(number_ACes), data=dat2)
res.mes
```

```
Mixed-Effects Model (k = 12; tau^2 estimator: REML)

tau^2 (estimated amount of residual heterogeneity):      0.0144 (SE = 0.0102)
tau (square root of estimated tau^2 value):             0.1200
I^2 (residual heterogeneity / unaccounted variability): 70.82%
H^2 (unaccounted variability / sampling variability):   3.43
R^2 (amount of heterogeneity accounted for):           0.00%
```

Test for Residual Heterogeneity:  
QE(df = 9) = 28.9466, p-val = 0.0007

Test of Moderators (coefficients 2:3):  
QM(df = 2) = 0.0325, p-val = 0.9839

Model Results:

	estimate	se	zval	pval	ci.lb	ci.ub	
intrcpt	-0.2137	0.0686	-3.1157	0.0018	-0.3481	-0.0793	**
factor(number_ACES)4	-0.0159	0.0900	-0.1768	0.8597	-0.1923	0.1605	
factor(number_ACES)9	-0.0205	0.3201	-0.0640	0.9490	-0.6478	0.6068	

---

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

## Moderator voor moderator leeftijd\_ouder age\_parent

```
res.modq <- rma(yi, vi, mods = ~ age_parent, data=dat2)
```

Warning: 1 study with NAs omitted from model fitting.

```
res.modq
```

```
Mixed-Effects Model (k = 11; tau^2 estimator: REML)

tau^2 (estimated amount of residual heterogeneity):      0.0107 (SE = 0.0083)
tau (square root of estimated tau^2 value):             0.1037
I^2 (residual heterogeneity / unaccounted variability): 65.15%
```

```
H^2 (unaccounted variability / sampling variability): 2.87
R^2 (amount of heterogeneity accounted for): 11.39%
```

```
Test for Residual Heterogeneity:
QE(df = 9) = 24.8451, p-val = 0.0031
```

```
Test of Moderators (coefficient 2):
QM(df = 1) = 2.0432, p-val = 0.1529
```

Model Results:

	estimate	se	zval	pval	ci.lb	ci.ub
intrcpt	-0.0942	0.0969	-0.9721	0.3310	-0.2841	0.0957
age_parent	-0.0648	0.0453	-1.4294	0.1529	-0.1536	0.0240

---

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

Aangezien de p-waarde groter was dan 0,05, levert dit bewijs dat de leeftijd\_ouder de waargenomen correlatie niet significant beïnvloedde.

## Moderator voor moderator leeftijd\_kind age\_child

```
res.modq <- rma(yi, vi, mods = ~ age_child, data=dat2)
res.modq
```

Mixed-Effects Model (k = 12; tau^2 estimator: REML)

```
tau^2 (estimated amount of residual heterogeneity): 0.0137 (SE = 0.0098)
tau (square root of estimated tau^2 value): 0.1171
I^2 (residual heterogeneity / unaccounted variability): 67.78%
H^2 (unaccounted variability / sampling variability): 3.10
R^2 (amount of heterogeneity accounted for): 0.00%
```

```
Test for Residual Heterogeneity:
QE(df = 10) = 28.9697, p-val = 0.0013
```

```
Test of Moderators (coefficient 2):
```

```
QM(df = 1) = 0.0404, p-val = 0.8407
```

Model Results:

	estimate	se	zval	pval	ci.lb	ci.ub	
intrcpt	-0.2342	0.0715	-3.2732	0.0011	-0.3744	-0.0940	**
age_child	0.0096	0.0476	0.2010	0.8407	-0.0838	0.1029	

---

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

Aangezien de p-waarde groter was dan 0,05, levert dit bewijs dat de leeftijd\_kind de waargenomen correlatie niet significant beïnvloedde.