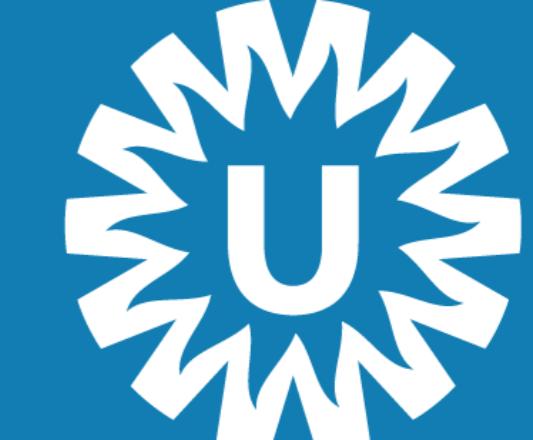


Publication bias tests for survival data

A simulation study



UMC Utrecht

TPA Debray¹, KGM Moons¹, H Koffijberg¹, RD Riley²

¹Julius Center for Health Sciences and Primary Care, University Medical Center Utrecht, The Netherlands

²MRC Midlands Hub for Trials Methodology Research, School of Health and Population Sciences, University of Birmingham, Birmingham, UK

Background

The presence of publication bias is often verified in meta-analyses by visual inspection of the funnel plot. Statistical tests may estimate the association between the reported effect size and their standard error (Egger's test, **ER**), total sample size (Macaskill's test, **MR**) or inverse of the total sample size (Peters' test, **PR**). Although these tests have been evaluated for pooling odds ratios, their application may be less appropriate for survival data where censoring influences statistical significance (and thus selective reporting) of the hazard ratio.

Methods

We propose and evaluate two new publication bias tests for survival data that are based on the total number of events (**T1**) and the total survival time (**T2**). We compare their performance to existing tests in an extensive simulation study where more than 20,000,000 meta-analyses were generated. Here, we varied the true hazard ratio (HR=0.50-5.00), the number of available studies (N=10-100), the censoring proportion (cp=0.00-0.30) and the degree of between-study heterogeneity in the scale of the hazard distribution (lambda = 0.01-0.05). We used a set of predefined parameters reflecting meta-analyses of randomized clinical trials in the medical literature.

Results for scenario (a.i)

HR	m ^{pb}	$\tau_\lambda = 0.00$			$\tau_\lambda = 0.01$			$\tau_\lambda = 0.02$					
		10	20	50	100	10	20	50	100	10	20	50	100
	ER	0.10	0.11	0.11	0.13	0.10	0.11	0.11	0.13	0.10	0.11	0.11	0.13
	MR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
0.50	PR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T1	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T2	0.10	0.11	0.12	0.14	0.10	0.11	0.11	0.13	0.10	0.10	0.10	0.11
	ER	0.10	0.10	0.10	0.11	0.10	0.10	0.11	0.10	0.10	0.10	0.10	0.11
	MR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
0.75	PR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T1	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T2	0.10	0.10	0.10	0.11	0.10	0.10	0.11	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	ER	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	MR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
1.00	PR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T1	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T2	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	ER	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	MR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
5.00	PR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T1	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T2	0.11	0.12	0.14	0.20	0.10	0.11	0.13	0.16	0.10	0.10	0.11	0.13

Type-I error (false positive) rates in the absence of publication bias. Results are based on 100 000 simulated meta-analyses with $\lambda = 0.03$ and no censoring of events.

Results for scenario (a.ii)

HR	m ^{pb}	$\tau_\lambda = 0.00$			$\tau_\lambda = 0.01$			$\tau_\lambda = 0.02$					
		10	20	50	100	10	20	50	100	10	20	50	100
	ER	0.10	0.10	0.11	0.11	0.10	0.10	0.10	0.11	0.10	0.10	0.11	0.11
	MR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
0.50	PR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T1	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T2	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	ER	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	MR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
0.75	PR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T1	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T2	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	ER	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	MR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
1.00	PR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T1	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T2	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	ER	0.11	0.11	0.13	0.16	0.10	0.10	0.11	0.11	0.11	0.13	0.16	
	MR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
5.00	PR	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T1	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	T2	0.10	0.10	0.11	0.12	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.11

Type-I error (false positive) rates in the absence of publication bias. Results are based on 100 000 simulated meta-analyses with $\lambda = 0.03$ and $\pi^{\text{cens}} = 0.30$.

Details of the simulation study

We generated a survival time for each subject in each trial according to a Weibull distribution with shape parameter 0.65 and scale parameter 0.03. We simulated between-study heterogeneity in baseline survival by randomly sampling the scale parameter from $[0.03 - \tau_\lambda, 0.03, 0.03 + \tau_\lambda]$, with τ_λ equal to 0, 0.01 or 0.02. We subsequently introduced non-informative right-censoring using a common censoring time point for all subjects from the same trial. This time point was defined a priori to yield a specific proportion of censored observations ($\pi^{\text{cens}} = 0$ or $\pi^{\text{cens}} = 0.30$). For each scenario, we generated 100 000 meta-analyses of 10, 20, 50 and 100 studies. Cox regression was applied in each study to estimate the log hazard ratio and corresponding standard error. We initially assess the type-I error rate of each approach in each scenario; no publication bias was thus introduced in these simulation studies. Results from publication bias tests were considered as indicative of publication bias presence when yielding a two-sided p-value below 0.10.

Contact

