HOOFSTUK 2

Soorte Effekgrootte–indekse: ‘n Literatuuroorsig

Daar bestaan verskillende soorte effekgrootte-indekse na aanleiding van die interpretasie daarvan. Huberty (2002) noem drie soorte:

- Groepverskille
- Verbande
- Groep-oorvleueling

Voor ons ‘n oorsig gee oor elkeen van hierdie soorte, staan ons eers stil by die metingskale en aannames na aanleiding waarvan ‘n verskeidenheid van indekse weer onder elke soort verkry kan word.

2.1 Metingskale en aannames

Die verskillende effekgrootte-indekse loop nie net saam met die statistiese hipotese of doelstelling wat nagestreef word nie, maar is ook afhanklik van die soort meting. Vir *kontinue* metings (d.w.s. wat enige waarde binne ‘n gegewe interval kan aanneem, bv. iemand se IK of lengte), word bv. steekproefgemiddeldes gebruik as vergelykings tussen populasies getref word, terwyl Pearson-korrelasiekoëffisiënte as aanduiders van verbande tussen verskillende metings in ‘n steekproef geneem kan word. Werk ons met *kategoriese* veranderlikes, (d.w.s. wat data in kategorieë indeel, bv. taalgroep en geslag van iemand), sal proporsies by vergelykings tussen populasies, en maatstawwe verkry uit tweerigting-frekwensietabelle gebruik kon word om verbande te bepaal. Ons gaan in die verdere besprekings dus onderskei tussen effekgrootte-indekse wat gebaseer is op die volgende *skale*:

- Interval/ratio (kontinue meting soos bv. IK, temperatuur, bloeddruk);
- Ordinaal (kategoriese meting met ordening van kategorieë, bv. posvlak en akademiese kwalifikasie van iemand);

- Nominaal (kategoriese meting met geen ordening, bv. bevolkingsgroep en kerkverband van iemand);
- Digotoom (nominale meting met twee kategorieë bv. iemand se MIV-status as positief/negatief en geslag as M/V).

Benewens die soort skaal, hang die effekgrootte-indekse ook af van die *situasie* of die *aannames* betreffende die populasies of die onderliggende modelle wat gebruik word.

Die *situasie* word bepaal deur:

- Die hoeveelheid populasies of groepe.
- Of daar met *volledige populasies* (as bv. net die respondente van 'n vraelys se data ontleed wil word, sonder om verder te veralgemeen) of met ewekansige *steekproewe* gewerk word.
- Of *een- of meerveranderlike* effekgrootte bepaal moet word.

Onder die *aannames* is:

- Die aanname van *homogeniteit van variansies* (d.w.s. gelykheid van standaardafwykings) van intervalskaalmetings van verskillende populasies wanneer effekgrootte-indekse op gemiddeldes of kontraste gebaseer word. Hieraan word veral aandag gegee in hoofstukke 4 en 6.
- Onderliggende modelle aanvaar gewoonlik *vaste of kanseffekte* in verskillende kombinasies wat dan verskillende effekgrootte-indekse tot gevolg kan hê. In hoofstuk 6 word veral hieraan aandag gegee.
- Wanneer *vertrouensintervalle* vir effekgrootte-indekse bepaal moet word, kan die *aanname van normaliteit* van intervalskaalmetings belangrik wees.
- *Onafhanklike* (bv. 'n kontrole- en eksperimentele groep) en *afhanklike* groepe (soos by voor- en natoetse) het ook verskillende effekgrootte-indekse tot gevolg. (Kyk Hoofstuk 4)
- *Korreksie vir koveranderlikes* (by kovariansie-analise of ANCOVA) het ook gekorrigeerde effekgrootte-indekse tot gevolg. (Kyk paragraaf 6.4)

- Na aanleiding van die *betroubaarheid* van ‘n veranderlike, kan ‘n *attenuasiekorreksie* vir effekgrootte aangebring word. (Kyk paragraaf 5.1.4).

2.2 Effekgrootte-indekse vir Groepverskille

In die situasie van *twee groepe* waar gemiddeldes vergelyk word, het Cohen (1969, 1977, 1988) die gestandaardiseerde verskil in gemiddeldes (*d*) voorgestel. In die 1970’s en 1980’s was heelwat bespreking oor hoe die verskil in gemiddeldes $(\mu_1 - \mu_2)$ gestandaardiseer moet word. Cohen het voorgestel dat gedeel word deur die gemeenskaplike standaardafwyking (σ) van die twee populasies, omdat hy homogeniteit van variansies aanvaar het. Glass (1976) stel voor dat die standaardafwyking van die kontrolegroep gebruik word as noemer. Hedges (1981) pas *d* aan om as onsydige beramer te dien vir ewekansige steekproewe. Vir digotome veranderlikes vergelyk Cohen (1969, 1977, 1988) twee proporsies met die indeks *h* wat die verskil tussen boog-sinus transformasies op die proporsies is. Vir verskille tussen twee gemiddeldes waar heterogeniteit van variansies aanvaar word, stel Steyn (2000) die aangepaste indeks Δ_a voor met “konserwatiewe” beramer $\hat{\Delta}_a$. Hierdie indekse kan ook toegepas word vir die vergelyking van proporsies (Steyn 1999).

Wanneer *meer as twee groepe* vergelyk word, stel Cohen (1969, 1977, 1988) die indeks *f* voor wat die variasie van die groepgemiddeldes relatief tot die gemeenskaplike σ weerspieël. Hy stel ook $\delta = (\mu_{maks} - \mu_{min})/\sigma$ voor as ‘n indeks, waar μ_{maks}, μ_{min} die grootste en kleinste populasiegemiddeldes is. ‘n Bespreking van gevalle waar *kontraste* se effekgroottes belangrik is, word in Olejnik & Algina (2000) en Kline (2004a: hoofstuk 6) gevind. Eersgenoemde gee ook aandag aan gevalle waar gemiddeldes vir ‘n koveranderlike aangepas in ‘n ANCOVA-ontwerp, asook vir kontraste binne persone.

2.3 Effekgrootte-indekse gebaseer op Verbande

Die bekende Pearson produkmoment korrelasiekoëffisiënt (r) is ‘n maatstaf van lineêre verband tussen twee *kontinue- of intervalskaal veranderlikes*. As sulks, kan r as ‘n effekgrootte-indeks gebruik word (Cohen, 1977, Hoofstuk 3) om die sterkte van die lineêre verband weer te gee.

In die geval waar die sterkte van die verband tussen twee *nominale veranderlikes* bepaal wil word, lewer Cohen (1977, Hoofstuk 7), se w wat gebaseer is op die Chi-kwadraatstatistiek ‘n effekgrootte-indeks met as spesiale geval die ϕ-koëffisiënt vir twee *digotome veranderlikes*.

Die korrelasie tussen ‘n groepveranderlike (x), met twee waardes (sê 1 en 2) om tussen twee groepe te onderskei, en ‘n intervalskaalveranderlike (y) gee die verband tussen y en die groep-lidmaatskap (‘n punt-biseriale korrelasie r_{pb} genoem). Dit is ‘n ander interpretasie van effekgrootte, want hoe meer die groepgemiddeldes relatief tot hul standaardafwyking verskil, hoe groter word r_{pb}. Cohen (1969, 1977, 1988) gee dan ook r_{pb} in terme van d, die gestandaardiseerde verskil in gemiddeldes. Die kwadraat r_{pb}^2 gee op sy beurt weer die proporsie variansie van y toe te skryf aan populasielidmaatskap, wat ‘n spesiale geval is van Pearson se eta-kwadraat (η^2). Eta-kwadraat kan as effekgrootte-indeks dien wanneer meer as twee populasies gemiddeldes vergelyk word en dit gee dan die verhouding van die tussen-groepe som van kwadrate en die totale som van kwadrate van ‘n eenrigting ANOVA. Hays (1963) het die indeks omega-kwadraat (ω^2) opnuut gedefinieer. (Olejnik & Algina, 2000). Waar die groepveranderlike as 'n kansfaktor beskou word, is die intraklaskorrelasiekoëffisiënt $(\hat{\rho}_I)$ die aangewese maatstaf vir verband en die kwadraat $\hat{\rho}_I^{\,2}$ dien as 'n beramer vir η^2. (Olejnik & Algina, 2000). Effekgrootte-indekse waar twee of meer groepveranderlikes ter sake is met verskillende kombinasies van vaste en kanseffekte word gegee deur Olejnik & Algina (2000) asook Kline (2004a: Hoofstuk 7).

2.4 **Effekgrootte-indekse gebaseer op Groep-oorvleueling**

Tilton (1937) het voorgestel dat die vergelyking tussen twee gemiddeldes so ver moontlik aangevul behoort te word deur 'n maatstaf van oorvleueling soos die persentasie van die oppervlakte gemeenskaplik aan die twee verdelings. Cohen (1977:23) definieer verskillende oorvleuelingsindekse wanneer twee normaalverdelings met gelyke standaardafwykings beskou word en gee die verband daarvan met die gestandaardiseerde verskil in gemiddeldes (*d*). Hierdie indekse help om bv. *d* te interpreteer: hoe kleiner die oorvleueling, hoe groter *d* (kyk verder Huberty & Lowman, 2000, asook Kline, 2004a: figuur 4.1).

Sodanige groep-oorvleueling kan in verband gebring word met voorspellingsdiskriminantontleding. Huberty & Holmes (1983) pas dit toe in die een-veranderlike twee-steekproef geval, waar hulle die waarskynlikheid van korrekte klassifikasie (persentasie nie-oorvleueling) in verband bring met die effekgrootte-indeks *d*. 'n Meer sinvolle "beter-as-kans-trefkoers" indeks (*I*) is voorgestel deur Huberty (1994), terwyl Huberty & Lowman (2000) dit ook in 'n meerveranderlike konteks gebruik. In Hoofstuk 8 word hieraan aandag gegee.

2.5 Meerveranderlike Effekgrootte-indekse

In die geval waar ‘n afhanklike kontinue veranderlike se verband met meer as een onafhanklike veranderlike bepaal moet word, (d.i. by meervoudige lineêre regressie-analise, afgekort MRA) is die meervoudige korrelasiekoëffisiënt (*R*) die aangewese maatstaf. Om MRA in verband met ANOVA te bring stel Cohen (1977:410) die f^2 indeks voor wat die *verklaarde variansie* $\left(R^2\right)$ relatief tot die *onverklaarde variansie* $\left(1-R^2\right)$ gee. Hy definieer verder ook f^2 in terme van *parsiële* $\boldsymbol{R}^2$ wat op sy beurt weer ‘n funksie is van die *semi-parsiële* $\boldsymbol{R}^2$*,* die toename in R^2 as ‘n versameling B van veranderlikes bygevoeg word by die bestaande versameling A (kyk ook Smithson, 2001).

By meerveranderlike variansie-analise (MANOVA), is Wilks se Λ ‘n welbekende statistiek. Die veralgemeende $\eta^2 = 1-\Lambda$ is daarom ‘n sinvolle effekgrootte-indeks en so ook $\tau^2 = 1-\Lambda^{1/s}$, met *s = min (p, q),* waar *p* die getal veranderlikes en *q* die hipotese-vryheidsgrade (*k-1* as *k* populasies vergelyk word). (Rencher, 1995:192).

Verdere indekse is ζ en ξ, wat onderskeidelik op Hotelling-Lawley spoor-statistiek en Pillai se statistiek gebaseer is (Rencher, 1995; Huberty, 1994; Olejnik & Algina, 2000). Aanpassings is voorgestel om die veralgemeende η^2 te beraam (kyk Olejnik & Algina, 2000:273 en Steyn & Ellis, 2009).

In die geval waar twee populasies vergelyk moet word, kan die *Mahalanobis-afstand* D_M^2 gebruik word as effekgrootte-indeks (Kline, 2004b: 3-4 en Steyn & Ellis, 2009). Dit is ‘n veralgemening van Cohen se *d* vir meer as een veranderlike. In die geval van meer as twee populasies kan D_M^2 ook gedefinieer word vir ‘n *kontras* en kan verkry word in terme van Wilks se Λ vir die kontras. (Kyk Kline, 2004b: 10).

Die beter-as-kans-trefkoersindeks van Huberty (1994) en Huberty en Lowman (2000) is na sy aard ‘n meerveranderlike indeks en hierdie outeurs wys ook hoe dit vir meer as twee groepe as indeks gebruik kan word.

2.6 Slotopmerkings

Huberty (2002) gee meer besonderhede oor verdere effekgrootte-indekse en die geskiedenis daarvan, wat hy opsom in ‘n diagram van die indekse met datums (sy Figuur 1). In die vorige bespreking is slegs aandag gegee aan die belangrikste indekse. In die volgende hoofstukke gaan gepoog word om volledige besonderhede van elkeen te gee met die metodes om dit te bereken aan die hand van voorbeelde. Waar berekeninge moeilik is, sal gepoog word om vir die leser te wys hoe om rekenaarprogramme/pakkette/sigblaaie wat beskikbaar is, hiervoor te gebruik.