Een eenvoudige steekproefprocedure voor de accountantspraktijk

J.W. Nool[1]

1. Inleiding

Onlangs bleek eens te meer dat omtrent statistische methoden in de accountantspraktijk het laatste woord nog niet is gesproken. De Bayesiaan de Vos aan de ene kant en de classici Kleijnen, Kriens, Timmermans en van den Wildenberg aan de andere kant verschilden in Statistica Neerlandica (volume 43, nr. 4, 1989) sterk van mening over de aanpak van een relatief simpel en vaak voorkomend accountantscontroleprobleem. Dit probleem betreft de controle van een totaalbedrag gevormd door de bedragen van een groot aantal afzonderlijke posten. Aangezien integrale controle van de afzonderlijke posten praktisch onmogelijk is, dient men op steekproefbasis een aantal posten te controleren en op basis hiervan te komen tot een acceptatie of afwijzing van het totaalbedrag.

Kleijnen e.a. propageren een (klassieke) methode waarbij men een betrouwbaarheidsinterval voor het totaalbedrag bepaalt en tot afwijzing overgaat wanneer de boekwaarde niet in dit interval ligt. De Vos stelt dat een dergelijke methode uitgaat van een onjuist model, hetgeen leidt tot een slordige afleiding (messy inference) van resultaten. Bovendien zou het baseren van beslissingen op betrouwbaarheidsintervallen, zeker voor betrekkelijke leken in de statistiek, eenvoudig tot misverstanden en verkeerde uitspraken kunnen leiden. De Vos propageert Bayesiaanse methoden, waarbij wordt uitgegaan van a priori informatie.

Dupe van dit alles lijken in de eerste plaats de accountants te worden: als de statistici er al niet uitkomen wat moeten zij dan? Zonder in bovenstaande discussie expliciet stelling te nemen wil ik in het navolgende voor de gegeven probleemstelling een betrekkelijk eenvoudige, makkelijk toepasbare methode voorstellen. Het betreft een klassieke toets, waarbij de steekproefomvang dusdanig dient te zijn dat voor de gebruikte toetsingsgrootheid normaliteit verondersteld kan worden. Een voordeel van de toets is dat niet alleen het risico van onterechte acceptatie tot op zekere hoogte beperkt kan worden, maar tevens het risico van onterechte afwijzing. Dit laatste is van belang omdat afwijzing vaak tot verder onderzoek en dus tot hogere kosten leidt. Bovendien wordt niet expliciet met betrouwbaarheidsintervallen gewerkt; de toets levert rechtstreeks acceptatie of afwijzing op.

2. De methode

Probleemstelling

Laat X de totale boekwaarde zijn van N posten x_i , met N groot. Gevraagd wordt door middel van een controle van n posten tot een verantwoorde acceptatie dan wel afwijzing van X te komen.

Uitgangspunten

Gegeven de probleemstelling is een statistische toets de meest aangewezen methode. Dan zijn normen vereist m.b.t. onterechte afwijzing resp. onterechte acceptatie, welke zich kunnen laten vertalen in een vereiste goedkeurcurve. In algemene zin kunnen deze normen als volgt geformuleerd worden:

Kies m = de toelaatbare afwijking;
$m+d$ = de onacceptabele afwijking (met $d > 0$);
$\alpha(m)$ = maximale risico op onterechte afwijzing (als afwijking $< m$);

1) Sociale Verzekeringsraad, Afdeling informatievoorziening en statistiek, Postbus 100, 2700 AC Zoetermeer

$\beta(m{+}d)$ = maximale risico op onterechte acceptatie (als afwijking > m+d).

Deze normen dienen door de accountant ingevuld te worden. Men kan de normen herformuleren in termen van betrouwbaarheid en wel als volgt:
bij afwijzing dient tenminste een betrouwbaarheid (of beter een vertrouwen) van $1 - \alpha(m)$ te bestaan dat de fout tenminste m bedraagt;
bij acceptatie dient tenminste een betrouwbaarheid van $1 - \beta(m{+}d)$ te bestaan dat de fout ten hoogste m+d is.

Tenslotte wordt ervan uitgegaan dat voor de meeste postenpopulaties geldt dat een grotere steekproefefficientie wordt bereikt wanneer de gecontroleerde posten een relatief groot gedeelte van het bedrag X uitmaken. Anders gezegd: in de steekproef dienen relatief veel grote posten voor te komen. Dit bereikt men eenvoudig door de posten te trekken met kansen proportioneel aan de omvang van de posten. In de praktijk houdt dit in dat men aselect uit de guldens trekt en de bijbehorende posten integraal controleert. Als toetsingsgrootheid hanteren we dan:

$$\underline{\hat{Y}} = X/n * \Sigma y_i/x_i \simeq N(Y, \sigma^2/n), \text{ met n voldoende groot,}$$

met geschatte variantie:

$$v(\underline{\hat{Y}}) = X^2 * \Sigma(y_i/x_i - 1/n * \Sigma y_i/x_i)^2 /n(n-1) \qquad \text{(zie (1))}$$

waar Y = de werkelijke waarde;
X = de boekwaarde;
n = de steekproefomvang;
x_i = boekwaarde (steekproef-)post i;
y_i = controle waarde (steekproef-)post i.

Werkwijze

Stap 1. Stel waarden vast voor m, d, $\alpha(m)$ en $\beta(m{+}d)$.

Stap 2. Schat σ via een pilot of uit de steekproefgegevens van de vorige controle:

$$\hat{\sigma} = \sqrt{n} * s(\underline{\hat{Y}}).$$

Stap 3. Bepaal de steekproefomvang n en de afkeurgrens c volgens:

$$n = ((Z_{1-\alpha} + Z_{1-\beta}) * \sigma/d)^2, \text{ afgerond tot het bovenliggende gehele getal;}$$

$$c = m + Z_{1-\alpha} * \sigma/\sqrt{n};$$

$$\text{waarbij } P(\underline{u} > Z_{1-\alpha} \mid \underline{u} \simeq N(0,1)) = \alpha.$$

Indien de steekproefomvang groter dan 200 is veronderstellen we normaliteit voor $\underline{\hat{Y}}$ en kan verder worden gegaan. X dient afgewezen te worden wanneer $\hat{Y}$ meer dan c van X afwijkt.
Bovenstaande formules garanderen dat de 'behaalde' $\beta(m{+}d)$ kleiner is dan de vereiste; de 'behaalde' $\alpha(m)$ is in de regel iets hoger dan de vereiste, maar dit is minimaal (< 0,1%) bij een substantiele steekproefomvang.

Stap 4. Trek aselect n guldens uit het totaalbedrag X en controleer de bijbehorende posten. Bereken $\hat{Y}$ en schat σ opnieuw. Wanneer $\hat{\sigma}$ 'weinig' afwijkt van de eerder ingezette waarde (zeg minder dan 10%) wordt afgekeurd wanneer $|\hat{Y} - X| > c$, acceptatie anders. Bij een grotere afwijking van σ wordt op basis van de overschrijdingskansen van de gevonden uitkomst gekeken of alsnog tot een verantwoorde beslissing kan worden gekomen (op basis van dezelfde normen). Zo niet dan dient men over te gaan tot verder onderzoek.

Voorbeeld

Stel een boekbedrag van 30 miljoen gulden, opgebouwd uit circa 20.000 posten moet worden gecontroleerd. Men acht een afwijking van f 125.000 toelaatbaar en eist een afkeurkans van hooguit 5% als de afwijking kleiner is. Een afwijking van f 375.000 wordt onacceptabel geacht; kans op acceptatie bij een grotere afwijking mag hooguit 10% zijn. Kortom:

Stap 1. $m = 125.000$; $\alpha(m) = 5\%$; $d = 250.000$; $\beta(m+d) = 10\%$.

Stap 2. De controle van vorig jaar van 480 posten leverde een standaardafwijking van de schatter $\hat{\underline{Y}}$ op van $s(\hat{\underline{Y}}) = 88.232,7$. We schatten σ zodoende op:

$$\hat{\sigma} = \sqrt{n} * s(\hat{\underline{Y}}) = \sqrt{480} * 88.232,7 = 1.933.081,60$$

Stap 3. De steekproefomvang n en afkeurgrens c worden:

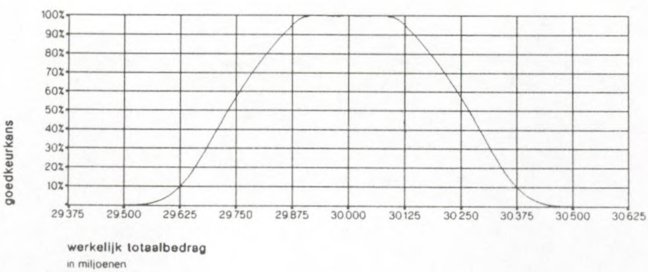
$$n = ((Z_{1-\alpha} + Z_{1-\beta}) * \sigma/d)^2 = ((1,64 + 1,28) * 1.933.081,6/250.000)^2 = 510;$$

$$c = m + Z_{1-\alpha} * \sigma/\sqrt{n} = 125.000 + 1,64 * 1.933.081,6/22,58 = 265.381,20$$

Daarmee wordt $\alpha(m) = \alpha(125.000) = 5\%$ en $\beta(m+d) = \beta(375.000) = 10\%$.

De toets heeft de volgende keuringskarakteristiek:

Goedkeurkans als functie van het werkelijke totaalbedrag



Stap 4. Na de steekproeftrekking en controle bleek dat $\hat{Y} = 30.218.211,65$ en wordt σ geschat op 1.778.435,1. De accountant concludeert dat σ voldoende juist geschat was en besluit op grond van het feit dat de afwijking kleiner is dan c tot acceptatie van het totaalbedrag X = 30 miljoen gulden. Met een betrouwbaarheid van tenminste $1 - \beta(m+d) = 90\%$ kan hij verklaren dat de afwijking kleiner dan $m+d = 375.000$ gulden is. Met behulp van de overschrijdingskans kan zelfs worden gesteld dat hier sprake is van een betrouwbaarheid van 96,6%.

Het leidt te ver hier in te gaan op de berekeningswijze met de overschrijdingskansen, vooral in die situaties waarin de gevonden $\hat{\sigma}$ substantieel afwijkt van de vooraf ingezette. Hierop kan later wellicht worden teruggekomen.

(1) Cochran, W.G. (1977). Sampling Techniques, third edition, John Wiley & Sons, Inc., blz. 250 e.v.

Ontvangen: 26-01-1990 Geaccepteerd: 26-01-1990