

Toepassing van de regressieschatter in de accountantscontrole

door

J.Kriens * en J.J.M.Peterse **

Samenvatting

Met het toepassen van aselechte steekproeven bij accountantscontroles is in Nederland vanaf omstreeks 1960 geëxperimenteerd. Sinds enkele jaren wordt het als een aanvaarde en doelmatige controletechniek gezien. Verschillende op steekproeven gebaseerde toetsings- en schattingsmethoden worden tot nu toe gehanteerd. De onderhavige bijdrage beschrijft de ervaringen die de auteurs hebben opgedaan bij het controleren van voorraden. De regressieschatter blijkt hierbij een zeer doelmatig instrument.

* J.Kriens, Vakgroep Wiskunde en Informatica, Katholieke Hogeschool, Hogeschoollaan 225, Tilburg, tel. 013-662351

** J.J.M.Peterse, Vennoot Nederlandse Accountants Maatschap, Jan van Goyenkade 11, Amsterdam, tel. 020-733012.

De auteurs danken J.C.Buijsse, als statistisch medewerker verbonden aan de afdeling Steekproeven en Wiskundige Toepassingen van de Nederlandse Accountants Maatschap, voor de verleende assistentie.

De afgelopen 25 jaar heeft het toepassen van steekproefmethoden in de accountantscontrole grote vorderingen gemaakt. Door de toonaangevende beroepsorganisaties in Europa en Noord-Amerika worden steekproeven als een aanvaarde en doelmatige controletechniek gezien.

In de inmiddels omvangrijke literatuur met betrekking tot dit vakgebied worden verschillende varianten beschreven van zowel toetsings- of keuringsmethoden als van schattingsmethoden, die in de verschillende fasen van het controleproces toepassing kunnen vinden.

Opmerkelijk is een duidelijke voorkeur in de controlepraktijk voor keuringsmethoden, een voorkeur die slechts ten dele valt te verklaren uit wat de essentie van het controlewerk genoemd kan worden: toetsen aan normen.

Hoe wordt dit verschil in voorkeur dan wel verklaard?

In een recente studie (9), in opdracht van de Engelse beroepsorganisatie, over de toepassing van statistische steekproeven in de Angelsaksische controlepraktijk, bevestigt McRae onze ervaring dat de directe schatter over het algemeen tot weinig bevredigende resultaten leidt. Steekproeven waarbij met behulp van de normale benadering betrouwbaarheidsgrenzen worden berekend, resulteren in intervallen, die voor controledoeleinden veelal te breed zijn, zeker wanneer uit kosten- respectievelijk tijdsoverwegingen de steekproefomvang beperkt moeten blijven*.

Vanwege de doorgaans zeer scheve verdeling van de te controleren kenmerken, is stratificatie sterk aan te bevelen, maar een effectieve stratificatie is veelal niet zonder hulp van een computer mogelijk.

Een andere beperking is hierin gelegen dat de directe schatter een schatting levert van de waarde van de gecontroleerde kenmerken. Uit een oogpunt van controle is het echter logischer om een schatting te maken van de verschillen tussen de boekwaarden en de door de controleurs vastgestelde, afwijkende waarden. De zogenaamde verschillenschatter komt aan deze wens tegemoet, waarbij dan de boekwaarde van het element in de steekproef als hulpvariabele wordt gebruikt. Deze methode heeft, evenals een variant, de quotiëntschatter, nog het

* In (9) geeft McRae voor de UK een modale steekproefomvang op van 60 eenheden en voor de USA van 150. Hoewel over de Nederlandse controlepraktijk geen gegevens beschikbaar zijn, wordt door ons mede op basis van eigen ervaring, een aanzienlijk hogere modus verondersteld.

voordeel dat aanzienlijk nauwkeuriger resultaten worden verkregen dan bij de directe schatter bij vergelijkbare steekproefomvang.

In eerdergenoemde studie concludeert McRae dat de statistisch-technische complicaties van de verschil- en quotiëntschatting -al dan niet gelaagd- toepassing in de normale controlepraktijk beperken.

Tegen deze achtergronden is het wel begrijpelijk dat ook de zogenaamde regressieschatting, waarbij de berekeningen inderdaad ingewikkelder zijn -maar de resultaten ook nauwkeuriger!- dan bij de directe, verschil- en quotiëntschattingen, in literatuur* en praktijk weinig aandacht heeft gekregen.

Gecomplexeerde berekeningen kunnen naar onze mening tegenwoordig geen valide argument zijn en behoeven dat ook niet te zijn zoals wij op basis van opgedane ervaring kunnen bevestigen. Wel is de toepassing van de regressieschatting en in mindere mate van de verschil- en quotiëntschatting aan enige specifieke voorwaarden gebonden, zoals in paragraaf 3 wordt toegelicht.

Interessant nu is dat de door ons uitgewerkte toepassing, namelijk controle van voorraden, doorgaans aan deze eisen voldoet, waarmee wij menen te hebben aangetoond dat de regressieschatting een effectief en uit kostenoverwegingen efficiënt controlemiddel kan zijn. De eerder gesignaleerde voorkeur voor keuren achten wij in zijn algemeenheid dan ook niet terecht.

2 Probleemstelling

In het kader van de controle van de jaarrekening door de accountant vormt de vaststelling van het bestaan van de voorraden een onmisbare schakel. Waar het om gaat is de overeenstemming tussen de administratieve verantwoording van de voorraad en de in het magazijn aanwezige goederen. Deze controle kan worden

* In de Nederlandse literatuur op het gebied van accountancy is ons geen beschrijving van de regressieschatting of van toepassing daarvan in de controlepraktijk bekend, evenmin trouwens van de andere varianten van schatters met hulpvariabelen. Bij zijn onderzoek in Groot-Brittannië trof McRae (9) geen enkel kantoor aan dat de regressieschatting gebruikt.

In de Amerikaanse literatuur worden schattingsmethoden doorgaans uitvoerig beschreven. Zo geeft (1) aan onder welke omstandigheden verschil- en quotiëntschattingen de meest geschikte methoden zijn en worden verschillende toepassingen vermeld. In (12) wordt ook de (gelaagde en ongelaagde) regressieschatting beschreven.

Voor Duitsland wordt verwezen naar (6) en (7).

geëffectueerd door een artikelsgewijze inventarisatie van de voorraden en vergelijking van de aangetroffen voorraad met de gegevens van de voorraadadministratie.

In het algemeen is deze controle een tijdrovende bezigheid die bovendien in een kort tijdsbestek moet worden verricht. Daarom ligt het zeker bij wat grotere bedrijven, met duizenden tot soms meer dan honderdduizend verschillende artikelen, voor de hand te denken aan steekproefsgewijze controle.

In het verleden hebben wij ervaring opgedaan zowel met keuringsmethoden als met schattingsmethoden.

Wordt bij gebruik van een keuringsmethode de nog juist toelaatbaar geachte fractie fouten niet overschreden, dan kan de accountant, uiteraard met de beperkingen aan de steekproef verbonden, concluderen dat de door het bedrijf genoteerde aantallen of opgegeven waarden juist zijn. Worden meer fouten in de steekproef aangetroffen, dan kan niet zonder meer worden goedgekeurd, een conclusie die de accountant voor problemen stelt. Immers hertelling is vaak onuitvoerbaar en op grond van 'enkele' gevonden fouten ook even vaak moeilijk overtuigend te adviseren. Deze problemen worden voorts nog versterkt door het ervaringsgegeven dat bij voorraadcontroles doorgaans veel en veelsoortige fouten worden aangetroffen.

Deze omstandigheden lenen zich beter voor controle met schattingsmethoden. Toepassing van de directe schatter is dan uit overwegingen van controle wel aantrekkelijker, maar heeft als bezwaar dat alleen bij relatief grote steekproefomvangs bevredigende resultaten worden bereikt.

Gedurende enige jaren is geëxperimenteerd met regressieschatters. De resultaten waren dermate bemoedigend dat de controle van voorraden met behulp van regressieschatters volledig operationeel is gemaakt.

In deze bijdrage wordt het systeem samengevat.

Paragraaf 3 bevat de formules van de klassieke (directe) schattingsmethode en die van de methode via een regressieschatter. Tevens wordt ingegaan op de voorwaarden waaronder de methode kan worden toegepast. In paragraaf 4 wordt het operationeel gemaakte systeem beschreven, paragraaf 5 bevat enkele voorbeelden, terwijl in paragraaf 6 nog enige slotopmerkingen worden gemaakt.

3 De directe schatter en de regressieschatter

3.1 De directe schatter

Bij de klassieke methode trekt men een aselechte steekproef van n voorraadposten en worden de bijbehorende waarden van de posten bepaald, stel $x_1, \dots, x_n$. Laat de gemiddelde waarde van deze posten zijn

$$(3.1) \quad \bar{x}_d = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j.$$

Een zuivere schatter van de populatievariantie is

$$(3.2) \quad s_d^2 = \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{j=1}^n x_j^2 - n \bar{x}_d^2 \right\}$$

en van de variantie van $\bar{x}_d$

$$(3.3) \quad s_{\bar{x}_d}^2 = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \cdot \frac{1}{n} \cdot s_d^2,$$

waarin N de omvang van de populatie is.

Voor grote waarden van n kan een betrouwbaarheidsinterval voor het populatie-gemiddelde $\bar{X}$ worden afgeleid met behulp van de normale benadering. Bij een tweezijdige onbetrouwbaarheid α luidt dit interval

$$(3.4) \quad \bar{x}_d \pm u_{\alpha} \cdot s_{\bar{x}_d},$$

waarin $\bar{x}_d$ en $s_{\bar{x}_d}$ de gevonden realisaties van $\bar{x}_d$ en $s_{\bar{x}_d}$ zijn en u_{α} een door de normale verdeling vastgelegd getal is, afhankelijk van α .

Toepassing van deze methode leidde in het verleden tot de in paragraaf 1 vermelde onbevredigende resultaten.

3.2 De regressieschatter

Naast deze klassieke of directe schatter bestaan er drie schattingsmethoden die werken met een hulpvariabele, namelijk die van de verschillschatter, die van de quotiëntschatter en die van de regressieschatter. Alle drie leiden tot nauwkeuriger resultaten dan de directe schatter, mits de hulpvariabele en de te onderzoeken variabele met elkaar gecorreleerd zijn.

Omdat de regressieschatting onder bepaalde voorwaarden tot de meest nauwkeurige resultaten leidt, beperken wij ons tot deze schatting. Het bezwaar dat de berekeningen bij de regressieschatting ingewikkelder zijn dan bij de directe, verschil- en quotiëntschatting, is ondervangen door gebruik te maken van een computer.*

Voor een bespreking van de andere schatters verwijzen wij naar (2), hoofdstuk 7 en (10), hoofdstuk 8, waarin ook een vergelijking van de eigenschappen van de verschillende schatters wordt gegeven.

Van de hulpvariabele y moeten de steekproefwaarden bekend zijn en daarnaast de totale waarde in de populatie of het gemiddelde over alle elementen in de populatie. In ons geval, bij de controle van voorraden, kan als hulpvariabele worden gebruikt bijvoorbeeld de in de voorraadadministratie van de cliënt geregistreerde waarde.

Tabel 3.1 bevat de uitkomsten, gevonden met de verschillende methoden voor een bepaalde controle waarbij een aselechte steekproef van 393 voorraadposten werd genomen uit een bestand van 838.939 posten. De betrouwbaarheidsgrenzen zijn berekend bij een onbetrouwbaarheid $\alpha = 0,05$. Voor de bij de berekeningen gehanteerde formules verwijzen wij naar (10), hoofdstuk 8.

Tabel 3.1

Betrouwbaarheidsintervallen voor de totale waarde van de voorraad

METHODE	ONDERGRENS	BOVENGRENS
directe schatter	2.231.913,32	3.545.356,21
verschilschatter	3.445.103,00	3.624.300,37
quotiëntschatting	3.446.025,84	3.627.740,02
regressieschatter	3.416.075,71	3.573.796,25

* Aangezien de berekeningen (evenals trouwens het genereren van de aselechte getallen) centraal worden uitgevoerd door de afdeling Steekproeven en Wetenschappelijke Toepassingen van de maatschap, heeft de controlerend accountant nauwelijks hinder van deze complexiteit. Hij kan volstaan met het opgeven van het steekproefschema (waarvoor de accountant verantwoordelijk blijft!) en de steekproefgegevens. De berekenings- en verwerkingstijd zijn zodanig, dat de uitkomsten en conclusies doorgaans binnen één etmaal beschikbaar zijn bij de accountant.

De resultaten zijn duidelijk: de betrouwbaarheidsintervallen gebaseerd op schatters met behulp van hulpvariabelen zijn aanzienlijk smaller dan die berekend met behulp van de directe schatter.

De verschilschatting van het populatiegemiddelde luidt in algemene vorm:

$$(3.5) \quad \bar{x}_v = \bar{x}_d + b (\bar{y} - \bar{y}_d),$$

waarin

b een willekeurig gekozen constante is,

$\bar{y}_d$ het steekproefgemiddelde van de hulpvariabele en

$\bar{y}$ het populatiegemiddelde van de hulpvariabele.

In tabel 3.1 is deze schatting gebruikt met $b = 1$. Een zuivere schatter van de variantie van $\bar{x}_v$ is gelijk aan

$$(3.6) \quad s_{\bar{x}_v}^2 = \frac{1 - \frac{n}{N}}{n(n-1)} \left[\sum_{j=1}^n \bar{x}_j^2 - 2b \sum_{j=1}^n \bar{x}_j \bar{y}_j + b^2 \sum_{j=1}^n \bar{y}_j^2 - n (\bar{x}_d - b \bar{y}_d)^2 \right].$$

Het ligt nu voor de hand b zodanig te kiezen dat de waarde van $s_{\bar{x}_v}^2$ zo klein mogelijk wordt. Een eenvoudige berekening leert dat dit het geval is voor

$$(3.7) \quad b = \frac{\sum_{j=1}^n \bar{x}_j \bar{y}_j - n \bar{x}_d \bar{y}_d}{\sum_{j=1}^n \bar{y}_j^2 - n \bar{y}_d^2}.$$

De schatting (3.5) met deze waarde van b is de zogenaamde regressieschatting $\bar{x}_r$ van het populatiegemiddelde. De variantie $\sigma^2(\bar{x}_r)$ van de corresponderende schatter

$$(3.8) \quad \bar{x}_r = \bar{x}_d + \frac{\sum_{j=1}^n \bar{x}_j \bar{y}_j - n \bar{x}_d \bar{y}_d}{\sum_{j=1}^n \bar{y}_j^2 - n \bar{y}_d^2} \cdot (\bar{y} - \bar{y}_d)$$

kan worden geschat door

$$(3.9) \quad s_{\bar{x}_r}^2 = \frac{1 - \frac{n}{N}}{n(n-1)} \left[\frac{\sum_{j=1}^n x_j^2 - n \bar{x}_d^2}{n} - \frac{(\sum_{j=1}^n x_j y_j - n \bar{x}_d \bar{y}_d)^2}{\sum_{j=1}^n y_j^2 - n \bar{y}_d^2} \right].$$

Herschrijven wij het rechter lid van deze formule met behulp van (3.2) en (3.3) als volgt:

$$\begin{aligned} & \frac{1 - \frac{n}{N}}{n(n-1)} \left(\frac{\sum_{j=1}^n x_j^2 - n \bar{x}_d^2}{n} - \frac{1 - \frac{n}{N}}{n(n-1)} \left[\frac{(\sum_{j=1}^n x_j y_j - n \bar{x}_d \bar{y}_d)^2}{\sum_{j=1}^n y_j^2 - n \bar{y}_d^2} \right] \right) = \\ & = s_{\bar{x}_d}^2 - \frac{1 - \frac{n}{N}}{n(n-1)} \left[\frac{(\sum_{j=1}^n x_j y_j - n \bar{x}_d \bar{y}_d)^2}{\sum_{j=1}^n y_j^2 - n \bar{y}_d^2} \right], \end{aligned}$$

dan is direct in te zien dat de variantie van de regressieschatting kleiner is dan die van de directe schatting. De vermindering van de variantie is groter naarmate de absolute waarde van de correlatiecoëfficiënt tussen $\underline{x}$ en $\underline{y}$ groter is.

Analoog aan (3.4) luidt een tweezijdig betrouwbaarheidsinterval voor het populatiegemiddelde met een onbetrouwbaarheid α nu

$$(3.10) \quad \bar{x}_r \pm u_{\alpha} \cdot s_{\bar{x}_r}.$$

3.3 Wanneer is de normale benadering gerechtvaardigd?

Deze vraag, die men zich uiteraard altijd dient te stellen, is hier zeker van groot belang. Immers, stel dat een steekproef voor iedere waarneming leidt tot

$$(3.11) \quad x_j = y_j,$$

dan vinden wij met formule (3.7) $b = 1$, zodat (3.8) overgaat in

$$(3.12) \quad x_r = \bar{y},$$

met andere woorden, de schatting $\bar{x}_r$ is gelijk aan het door de gecontroleerde opgegeven populatiegemiddelde. Bovendien laat substitutie van (3.11) in (3.9) zien dat geldt

$$(3.13) \quad s_{\bar{x}_r}^2 = 0,$$

een weinig bevredigende uitspraak, wanneer wij bedenken dat $\bar{x}_r$ een op een steekproef gebaseerde schatting is.

Wanneer is de normale benadering dan wel geoorloofd? Voor zover ons bekend is het tot nu toe niet gelukt hierover met behulp van analytische berekeningen iets zinnigs te zeggen. Wel zijn er simulatie-experimenten uitgevoerd, waarvan het bekendste dat van J.Neter en J.K.Loebbecke is (11). De regressieschatting werd door hen niet onderzocht. Dit is later met hetzelfde materiaal wel gedaan door R.L.Baker en R.M.Copeland (3) en door P.J.Beck (4). De laatste betrok ook andere populaties met ongunstiger verdelingen van de fouten dan bij het Neter-Loebbecke-materiaal in zijn onderzoek. De conclusie op grond van de genoemde experimenten is dan dat van een normale benadering redelijke resultaten zijn te verwachten voor steekproefomvang van ongeveer 200, foutenpercentages van tenminste 5 à 10% en zowel te laag als te hoog opgevoerde posten.

Roberts (12), blz. 88, formuleert de condities opdat de normale benadering aanvaardbaar is enigszins anders, daarbij uitgaande van door Cochran (5), 3de druk, blz.153; genoemde voorwaarden. Wij zullen een en ander hier niet met elkaar vergelijken en ons beperken tot de constatering dat zij in de praktijk tot overeenkomstige eisen leiden.

Hoewel de juistheid hiervan niet volledig hard is te maken, gebruiken wij als voorwaarden voor toepassing van de normale benadering:

- 1 de steekproef dient minimaal te bestaan uit 200 posten;
- 2 het aantal steekproefposten waarbij de x_j - en y_j -waarden van elkaar verschillen, dient tenminste 5 à 10% van de steekproefomvang te bedragen en niet minder dan 20;
- 3 er dienen zowel positieve als negatieve verschillen tussen de waarden, genoemd onder 2, voor te komen.

Deze regels sluiten goed aan bij de door Baker en Copeland gevonden resultaten.

Uit het bovenstaande blijkt dat de voorwaarden 2 en 3 pas gecontroleerd kunnen worden nadat de steekproef genomen is, zodat men ook dan pas kan besluiten de normale benadering (3.10) bij de berekening van het betrouwbaarheidsinterval toe te passen. In paragraaf 4 zal blijken dat deze omstandigheid gebruikt is om een extra controle toe te voegen.

Roberts (12), blz. 90 - 91, raadt aan bij een kleiner aantal dan 20 paren met verschillende x_j - en y_j -waarden, niet formule (3.9) te gebruiken maar een andere die tot een grotere variantie leidt en vervolgens de verdeling van Student te gebruiken als benadering in plaats van de normale verdeling. Dit leidt uiteraard tot bredere betrouwbaarheidsintervallen, dus een kleinere onbetrouwbaarheid. Daar ons noch theoretische onderzoeken bekend zijn, noch op simulatie gebaseerde experimenten met betrekking tot de door Roberts gedane suggesties, hebben wij ervan afgezien deze te volgen.

4 Werkwijze van het systeem

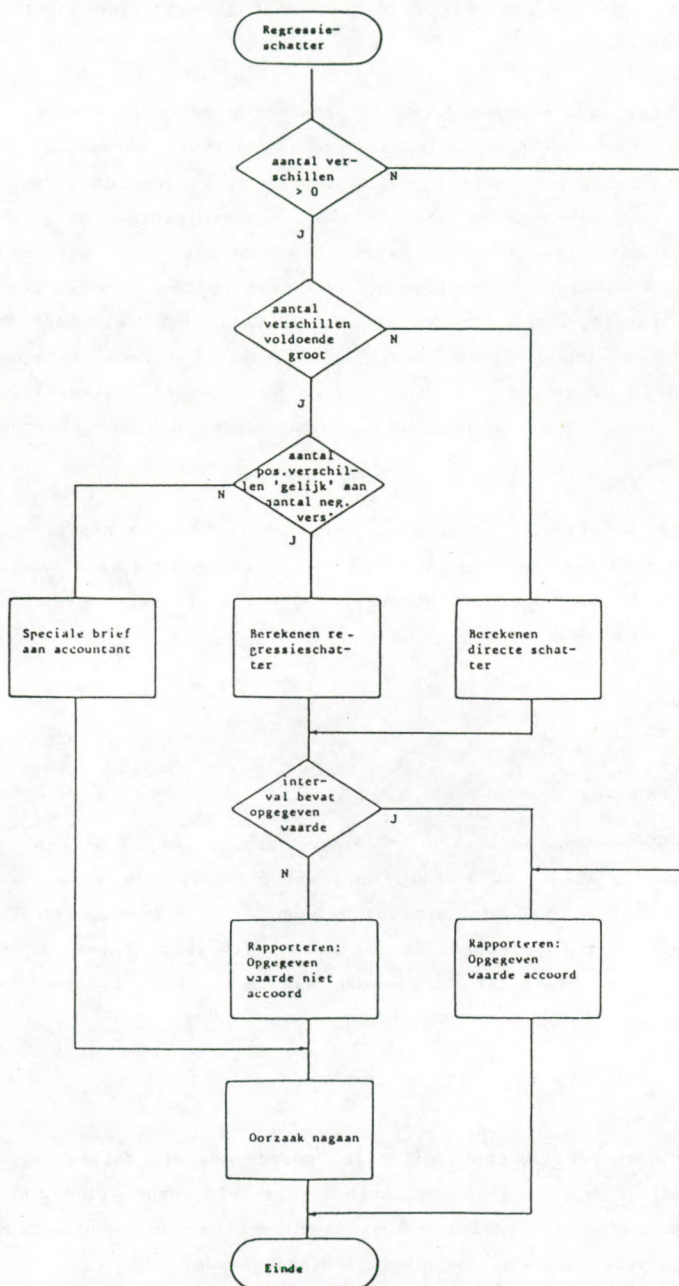
Van de in de steekproef opgenomen posten worden op lijsten genoteerd: de waarde vastgesteld door de accountant ($= x_j$), de waarde bepaald door het bedrijf ($= y_j$) en de totalen van de beide steekproefuitkomsten:

$$\sum_{j=1}^n x_j \text{ respectievelijk } \sum_{j=1}^n y_j$$

Deze gegevens, te zamen met het aantal posten in het te controleren bestand ($= N$), de totale te controleren voorraadwaarde, zoals die door de voorraadadministratie van de cliënt is vastgesteld, en de te hanteren onbetrouwbaarheid ($= \alpha$), worden opgezonden naar de afdeling Steekproeven en Wiskundige Toepassing van de maatschap. Hoe de verdere verwerking plaatsvindt wordt onderstaand beschreven en is in het procedureschema samengevat (zie volgende pagina).

Om te onderzoeken of er voldaan is aan de in paragraaf 3.3 genoemde eisen 2 en 3, worden eerst de aantallen positieve en negatieve verschillen vastgesteld. Zouden er systematisch meer positieve respectievelijk negatieve verschillen zijn, dan kan dit wijzen op het bewust lager dan wel hoger opvoeren van de voorraadwaarden door de cliënt. In een dergelijk geval vindt geen verdere verwerking plaats, doch wordt volstaan met het rapporteren van dit resultaat aan de controlerende accountant, die geadviseerd wordt na te gaan wat hiervan de oorzaak zou kunnen zijn respectievelijk aanvullende controles uit te voeren. Of er systematische afwijkingen zijn, wordt getoetst met de tekentoets bij een tweezijdige onbetrouwbaarheidsdrempel $\alpha_0 = 0,05$. Leidt de tekentoets niet tot verwerpen en is voldaan aan de eerder genoemde eisen 2 en 3, dan worden de berekeningen uitgevoerd, zoals aangegeven in paragraaf 3.2.

Schema 4.1 Procedure toepassing regressieschatting voor controle op
gegeven voorraadwaarde.



De conclusies die naar de accountant worden teruggestuurd, betreffen het antwoord op de vraag of de totale te controleren waarde in het betrouwbaarheidsinterval ligt, de onnauwkeurigheid van het interval en, indien de gecontroleerde waarde niet in het interval ligt, de meest aannemelijke schatting van de totale voorraadwaarde.

Blijft over de vraag wat er moet gebeuren wanneer de tekentoets niet tot verwerpen leidt en er ook niet is voldaan aan de genoemde voorwaarden 2 en 3. Controles waarbij er in het geheel geen fouten in de steekproef worden gevonden, geven zonder verdere statistische berekeningen aanleiding tot goedkeuren, de gebruikelijke conclusie in die gevallen bij controles op ernstige fouten, zie (8), hoofdstuk 4. Zijn er wel fouten, maar niet voldoende om de regressieschatter toe te passen, dan wordt de directe schattingsmethode gehanteerd. Erg bevredigend is deze situatie niet, zoals in de inleiding reeds is opgemerkt, maar tot nu toe is er geen beter, statistisch verantwoord alternatief gevonden. Anderzijds blijken voorraadpopulaties niet zelden aan de genoemde voorwaarden te voldoen.

De boven gegeven beschrijving is summier omdat er zich in de praktijk gewoonlijk kleine complicaties voordoen waardoor het systeem enigszins moet worden aangepast. Dit neemt niet weg dat het in veel gevallen zonder veel moeilijkheden met succes is toegepast.

5 Toepassingen

5.1 Enkele voorbeelden

Hieronder volgen twee voorbeelden. Het eerste betreft een handel in ijzerwaren, sanitair en dergelijke, waar veel verschillen voorkwamen tussen de voorraadadministratie en de fysieke voorraad; desondanks werd een aanvaardbaar resultaat verkregen. Het tweede betreft een machinefabriek; hier valt de grote nauwkeurigheid in de uitkomsten op, gevolg van de kleine standaardafwijking

$$\frac{s}{\bar{x}_r}.$$

Voorbeeld 5.1

De te controleren voorraad bestond uit 5.763 posten met een totale waarde, zoals door het bedrijf met een inventarisatie vastgesteld, van f 1.097.745,--. De accountant nam een steekproef van 206 posten met het doel een betrouwbaarheidsinterval te berekenen voor de totale voorraadwaarde.

In deze steekproef werden 67 posten met positieve afwijkingen en 102 met negatieve afwijkingen gevonden. Deze resultaten leidden niet tot het verwerpen van de nulhypothese: de kans op een positief verschil is gelijk aan de kans op een negatief verschil, indien de tekentoets wordt toegepast. Bovendien waren deze aantallen afwijkingen ruimschoots groot genoeg om de regressieschatting te kunnen toepassen. Ter illustratie zijn ook de verschil-, de quotiënt- en de directe schatting toegepast om de verschillen in onnauwkeurigheid duidelijk te maken, zie tabel 5.1.

De berekeningen zijn steeds uitgevoerd met een onbetrouwbaarheid van 5%.

Tabel 5.1

Betrouwbaarheidsintervallen voor de totale waarde van de voorraad in voorbeeld 5.1

METHODE	ONDERGRENS	BOVENGRENS	ONNAUWKEURIGHEID
regressieschatting	1.010.877	1.129.310	5,5%
verschilsschatting	1.005.969	1.127.265	5,7%
quotiëntsschatting	1.009.737	1.128.417	5,6%
directe schatting	813.791	1.507.894	29,9%

In alle gevallen ligt de te controleren waarde van f 1.097.745,-- binnen het berekende interval. Het zal duidelijk zijn dat deze uitspraken op basis van de schatters met hulpvariabelen, met veel kleinere onnauwkeurigheden, van meer waarde zijn dan op basis van de directe schatting.

Voorbeeld 5.2

Bij de machinefabriek bedroeg de waarde van de voorraad volgens opgave van het bedrijf f 9.965.221,--, opgebouwd uit in totaal 25.099 posten.

De externe accountant nam een steekproef van 349 posten, waarin hij 11 posten met positieve en 15 met negatieve verschillen aantrof. Ook in dit geval toont de tekentoets niet aan dat deze aantallen significant van elkaar afwijken. Tabel 5.2 geeft de resultaten van de berekeningen van de regressieschatting en van de directe schatting, beide voor een onbetrouwbaarheid van, in dit geval, 1%.

Betrouwbaarheidsintervallen voor de totale waarde van de voorraad in voorbeeld

5.2

METHODE	ONDERGRENS	BOVENGRENS	ONNAUWKEURIGHEID
regressieschatter	9.825.304	10.087.280	1,3%
directe schatter	11.321.068	25.518.358	38,5%

Het interval berekend met de regressieschatter geeft aan dat de te controleren voorraadwaarde van f 9.965.221,-- accoord kan worden bevonden, volgens de directe schatter kan dit blijkbaar niet. De oorzaak hiervan is duidelijk, immers analyseren wij deze situatie, dan valt op dat de steekproefgemiddelden $\bar{x}_d$, met een waarde van f 733,88.--, en $\bar{y}_d$, met een waarde van f 734,25, weinig van elkaar afwijken. Heel anders is dit echter met betrekking tot het populatiegemiddelde $\bar{Y}$ dat een waarde heeft van f 397,04.

Kennelijk zijn in de steekproef, door toeval, veel naar verhouding grote voorraadposten aangewezen. De regressieschatter corrigeert hiervoor, de directe schatter niet, hetgeen tot gevolg heeft dat de eerste niet tot de conclusie leidt dat de voorraadwaarde niet accoord kan worden bevonden, de tweede echter wel.

5.2 Andere toepassingsmogelijkheden

Behalve voor de boven omschreven controles van voorraden door middel van inventarisatie, is de methode ook toegepast om voorraden te herwaarderen, bijvoorbeeld het waarderen van voorraden op de balans tegen historische kostprijzen in plaats van tegen in de loop van het jaar gehanteerde standaardkostprijzen.

Gelijksoortige mogelijkheden kunnen zich voordoen in gevallen waarin de fiscale waardering andere grondslagen volgt dan de bedrijfseconomische; een dergelijke conversie uitgevoerd met behulp van de onderhavige schattingsmethode wordt in de USA door de Internal Revenue Service (belastingdienst) geaccepteerd.

In (1) worden nog als voorbeelden van toepassingen in de administratieve sfeer genoemd: schatten van totalen aan debiteurensaldi met behulp van saldobevestigingen, schatten van verloren gegane kortingen door niet binnen de krediettermijn te betalen, schatten van verkopen wanneer er veel fouten in de verkoopfacturen worden verwacht. Met laatstgenoemde mogelijke toepassingen hebben wij overigens (nog) geen praktijkervaring opgedaan.

Volledigheidshalve wijzen wij er nog op dat de regressieschatter zowel in de externe als interne accountantscontrole toepassing kan vinden.

6 Slotopmerkingen

In de literatuur, bijvoorbeeld (12), worden ook formules gegeven voor toepassing van regressieschatters bij gelaagde steekproeven. Wij hebben er vanaf gezien dit te doen omdat bij de in Nederland gebruikelijke steekproefomvangs ook met ongelaagde steekproeven reeds bevredigende resultaten worden bereikt. Kan de regressieschatter niet toegepast worden, dan kan men de met de directe schatter verkregen informatie nog aanvullen met het berekenen van een betrouwbaarheidsbovendgrens voor de fractie onjuist opgevoerde posten in de populatie.

Teneinde een indruk te geven van de vereiste bewerkingstijden volgen die hieronder voor een steekproef van ongeveer 200 posten. De tijden betreffen het proces vanaf het moment dat de gegevens de afdeling Steekproeven en Wiskundige Toepassingen bereiken:

- aantallen positieve en negatieve verschillen vaststellen en tekentoets toepassen	0,5 uur
- nagaan of op ieder blad de subtotalen Σx_j en Σy_j zijn genoteerd; zo niet, zelf samenstellen, dan	0,5 uur
- intoetsen x_j en y_j , corrigeren van onjuiste aanslagen en onjuiste subtellings	1,0 uur
- afwerking, verzending	0,5 uur
Totaal	2,5 uur

Een en ander betekent dat de uitkomsten en conclusies doorgaans binnen één etmaal beschikbaar zijn bij de accountant.

- (1) A.A.Arens and J.K.Loebbecke, Application of Statistical Sampling to Auditing, Prentice Hall Inc., Englewood Cliffs (1981).
- (2) A.D.Bailey, Jr., Statistical Auditing: Review, Concepts and Problems, Harcourt Brace Jovanovich Inc., New York (1981).
- (3) R.L.Baker and R.M.Copeland, Evaluation of the Stratified Regression Estimator for Auditing Accounting Populations, Journal of Accounting Research 17 (1979) 606-617.
- (4) P.J.Beck, A Critical Analysis of the Regression Estimator in Audit Sampling, Journal of Accounting Research 18 (1980) 16-37.
- (5) W.G.Cochran, Sampling Techniques, John Wiley and Sons, New York, 3de druk (1977).
- (6) J.Deindl, Die Prüfung der Vorräte mit Hilfe von mathematischen Stichprobenverfahren, Verlag Harri Deutsch, Frankfurt am Main (1981).
- (7) Hauptfachausschusz des Instituts der Wirtschaftsprüfer, Stichprobenverfahren für die Vorratsinventur zum Jahresabschluss, Die Wirtschaftsprüfung 17 (1981) 479-491.
- (8) J.Kriens en A.C.Dekkers, Steekproeven in de Accountantscontrole, Stenfert Kroese, Leiden (1979).
- (9) T.W.McKae, A Study of the Application of Statistical Sampling to External Auditing, The Institute of Chartered Accountants in England and Wales, London (1982).
- (10) J.J.A.Moors en J.Muilwijk, Steekproeven, een inleiding tot de praktijk, Agon Elsevier, Amsterdam (1975).
- (11) J.Neter and J.K.Loebbecke, Behavior of Statistical Estimators when Sampling Accounting Populations, J.A.S.A. 72 (1972) 501-507.
- (12) D.M.Roberts, Statistical Auditing, American Institute of Certified Public Accountants, New York (1978).