

STICHTING
MATHEMATISCH CENTRUM
2e BOERHAAVESTRAAT 49
AMSTERDAM

S 73 (M 31)

Toets voor de hypothese, dat een aantal
waarschijnlijkheden aan elkaar gelijk zijn.



Toets voor de hypothese, dat een aantal
waarschijnelijkheden aan elkaar gelijk zijn. 1)

Wij beschouwen k reeksen van onafhankelijke waarnemingen, R_1, R_2, \dots, R_k , waarbij iedere waarneming als resultaat het kenmerk A of het kenmerk \bar{A} (niet $-A$) kan geven. De kans op A is, binnen ieder der reeksen, constant en wel gelijk aan p_i voor de waarnemingen van reeks R_i ($i=1, \dots, k$). Laat het aantal waarnemingen van reeks R_i ($i=1, \dots, k$) gelijk zijn aan n_i en laat hieronder m_i maal het kenmerk A optreden. Gevraagd wordt dan de hypothese

$$H_0: p_1 = p_2 = \dots = p_k$$

te toetsen op grond van deze gegevens. Dit kan geschieden met behulp van de volgende methode.

Bereken

$$m = m_1 + m_2 + \dots + m_k$$
$$n = n_1 + n_2 + \dots + n_k$$

en

$$\chi^2 = \frac{(m_1 - m \frac{n_1}{n})^2}{m \frac{n_1}{n}} + \frac{(m_2 - m \frac{n_2}{n})^2}{m \frac{n_2}{n}} + \dots + \frac{(m_k - m \frac{n_k}{n})^2}{m \frac{n_k}{n}}$$

Onder de hypothese H_0 bezit deze grootte χ^2 bij benadering een χ^2 -verdeling met $k-1$ vrijheidsgraden (zie b.v. [1] p.445 e.v.). Deze benadering is goed, indien $m \frac{n_i}{n} \geq 5$ voor iedere i (zie [2]).

Indien H_0 onjuist is, dus als er verschillende kansen op A zijn, zal χ^2 gewoonlijk grotere waarden aannemen dan wanneer H_0 vervuld is. De kritieke zône wordt daarom van de vorm

$$\chi^2 \geq \chi_{\alpha}^2$$

genomen, waarbij α de gekozen onbetrouwbaarheidsdrempel voorstelt. De bij gegeven α behorende waarde van

1) Dit memorandum is slechts bedoeld ter oriëntatie en streeft niet naar volledigheid of volledige exactheid.

χ^2 kan in tabellen of nomogrammen worden opgezocht (zie [3]), evenals de bij een gevonden waarde van χ^2 behorende overschrijdingskans (dit is de onbetrouwbaarheid van de kleinste kritieke zône van het bovenstaande type, die nog juist de gevonden waarde van χ^2 bevat).

Opmerking. Indien niet voldaan is aan de voorwaarde $m \frac{n_i}{n} \geq 5$ voor iedere i , kan men een (veel bewerkelijker) exacte toets baseren op de voorwaardelijke waarschijnlijkheidsverdeling van de grootheden \underline{m}_i ($i=1, \dots, k$), onder de voorwaarde, dat hun som de waarde m aanneemt ²⁾:

$$P \left[\underline{m}_1 = m_1, \underline{m}_2 = m_2, \dots, \underline{m}_k = m_k \mid \underline{m}_1 + \underline{m}_2 + \dots + \underline{m}_k = m; H_0 \right] = \\ = \frac{\binom{n_1}{m_1} \binom{n_2}{m_2} \dots \binom{n_k}{m_k}}{\binom{n}{m}}.$$

De geldigheid van deze formule volgt direct uit de waarschijnlijkheidsverdelingen van de \underline{m}_i en van \underline{m} (onder H_0) en uit de definitie van een voorwaardelijke waarschijnlijkheid.

In dit geval definiëren wij de overschrijdingskans behorend bij een gevonden resultaat (m_1, m_2, \dots, m_k) met $m_1 + m_2 + \dots + m_k = m$ als de som van alle waarschijnlijkheden van bovengenoemde verdeling (met de gevonden waarde van m), die hoogstens gelijk zijn aan de waarschijnlijkheid van het gevonden resultaat.

Litteratuur

- [1]. H. Cramér. Mathematical Methods of Statistics, Princeton University Press, 1946.
- [2]. P.G. Hoel. On indices of dispersion. Ann. Math. Stat. 14(1943) p. 155-163.
- [3]. Tabellen en nomogrammen van de χ^2 -verdeling. M.G. Kendall. The advanced theory of Statistics, I, 1947, p. 444-446.
H. Cramér. Mathematical Methods of Statistics, Princeton University Press 1946, p. 559.
Statistica 1 (1946) p. 109.

2) Als wij de grootheden \underline{m}_i als stochastische grootheden (d.z. grootheden met een waarschijnlijkheidsverdeling) beschouwen geven wij dit door onderstreping aan. Niet onderstreepte letters geven waarden aan, die door de stochastische grootheden worden aangenomen.