Satz 3.3:

Ist G_k die Verteilungsfunktion der χ^2_k-Verteilung, so gilt für $n \to \infty$

$$P_\pi(V^2 \le u) \to G_{r-1}(u).$$

Dies bedeutet, dass man für c_α den Wert von $\chi^2_{r-1,1-\alpha}$ benutzen kann, für den $G_{r-1}(\chi^2_{r-1,1-\alpha}) = 1-\alpha$ ist.
Als Faustregel für die Größe von n gilt dabei nach Van der Waerden die Bedingung $n\pi_i \ge 2 \ \forall i \in \{1, \dots, r\}$.

Die Teststatistik $V^2(x)$ kann man sich in abgewandelter Form auch zur Überprüfung auf Unabhängigkeit nutzbar machen. Hat man n Eigenschaftsträger mit Merkmalen R und S, die in r und s Varianten vorkommen, so kann man eine Kontingenztafel in der Form $r \times s$-Matrix aufstellen. Ist $v_{j,k}$ die W' der Merkmalskombination (j,k) und ist ρ_j die Wahrscheinlichkeit, mit der das erste Merkmal die Ausprägung j hat, und ist τ_k die W' in gleicherweise für das zweite Merkmal, so lautet die Unabhängigkeitshypothese, dass $v_{j,k}$ von der Form $\rho_j \cdot \tau_k$ ist. Unsere modifizierte Teststatistik lautet dann

$$\tilde{V}^2 := \sum_{j=1}^{r} \sum_{k=1}^{s} \frac{(n_{j,k} - n_{j,\cdot} \cdot n_{\cdot,k}/n)^2}{n_{j,\cdot} \cdot n_{\cdot,k}/n}$$

mit $n_{j,k}$ Anzahl der Beobachtung mit (j,k)-Merkmalkombination, $n_{j,\cdot} = \sum_{k=1}^{s} n_{j,k}$, $n_{\cdot,k} = \sum_{j=1}^{r} n_{j,k}$ und den MLS $\hat{\rho}_j = n_{j,\cdot}/n$ und $\hat{\tau}_k = n_{\cdot,k}/n$ für ρ_j und τ_k.

Unser c_α lautet dann entsprechend $\chi^2_{(r-1)(s-1),1-\alpha}$, da durch das Schätzen von ρ_j und τ_k zwei Freiheitsgrade verloren gehen.

Textgrundlage Teile 1, 2, 3: Krengel, U.: „Einf. i. d. Wahrscheinlichkeitstheorie und Statistik", 8. Auflage

Teil 3 zus.: www.wikipedia.de