# A. Anhang

In diesem Anhang werden die in der vorliegenden Arbeit benötigten Verteilungen mit den gewählten Bezeichnungen und ihren wichtigsten Eigenschaften zusammengestellt. Diese sind, wo nichts anderes vermerkt ist, dem Standard-Nachschlagewerk von JOHNSON/KOTZ (1969, 1970) entnommen, wo noch weitere Eigenschaften und insbesondere Hinweise auf Tabellen, Nomogramme und Literatur zu finden sind.
Es werden hier auch die in der Arbeit verwendeten Algorithmen zur Bestimmung von Verteilungsfunktionen und Schwellenwerten zitiert. Dichtefunktionen werden dabei außer für die Normalverteilung allgemein mit $\psi(\cdot)$ , Verteilungsfunktionen mit $\Psi(\cdot)$ bezeichnet. $\sqrt{\beta_1}$ ist die Schiefe, $\beta_2$ die Wölbung ; $\kappa_r$ sind die Kumulanten.

## A 1 NORMALVERTEILUNG $N(\mu;\sigma)$

Die Berechnung der Verteilungsfunktion $\Phi(u)$ der standardisierten Normalverteilung aus der Dichtefunktion $\varphi(t)$ ,

(A 1.1) $$\Phi(u) = \int_{-\infty}^{u} \underbrace{\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2}}_{=:\ \varphi(t)} dt ,$$

erfolgte hier mit dem Algorithmus von HILL (1973) .

Die Schwellenwerte $u_\varepsilon$ mit

(A 1.2) $$\Phi(u_\varepsilon) = \varepsilon$$

sind aus den gängigen statistischen Tabellenwerken zu entnehmen, oder numerisch z.B. nach dem Algorithmus von BEASLEY/SPRINGER (1977) zu bestimmen.

## A 2 LOGARITHMISCHE NORMALVERTEILUNG $LN(\zeta;\tau)$

Definition: X heißt *logarithmisch normalverteilt* mit Parametern $\zeta$ und $\tau$ ,

(A 2.1) $$X \overset{d}{=} LN(\zeta;\tau) \quad , \quad -\infty<\zeta<\infty \quad ; \quad 0<\tau<\infty \quad ,$$

falls gilt:

(A 2.2) $\quad Z = \ln X \overset{d}{=} N(\zeta;\tau)$ .

Für $X \overset{d}{=} LN(\zeta;\tau)$ gilt:

(A 2.3) $\quad \psi(x) = \dfrac{1}{\sqrt{2\pi}\tau x} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x-\zeta}{\tau}\right)^2\right\}$ ,

(A 2.4) $\quad \Psi(x) = \Phi((\ln x-\zeta)/\tau)$ ,

(A 2.5) $\quad EX = e^{\zeta}\sqrt{\omega}$ mit $\omega = e^{\tau^2}$ ,

(A 2.6) $\quad \mathrm{var}\, X = e^{2\zeta}\omega(\omega^2-1)$ ,

(A 2.7) $\quad \sqrt{\beta_1} = \sqrt{\omega^2-1}\,(\omega+2)$ ,

(A 2.8) $\quad \beta_2 = 3+(\omega-1)(\omega^3+3\omega^2+6\omega+6)$ .

Wegen (A 2.2) bzw. (A 2.4) lassen sich Verteilungsfunktion und Schwellenwerte über die Standardnormalverteilung gewinnen.

## A 3 GAMMA-VERTEILUNG $G(\eta;\lambda)$ UND ZENTRALE $\chi^2_f$-VERTEILUNG

Für $X \overset{d}{=} G(\eta;\lambda)$ gilt:

(A 3.1) $\quad \psi(x) = \dfrac{x^{\eta-1}}{\lambda^{\eta}\Gamma(\eta)} \exp\{-x/\lambda\}$ , $x \geq 0$, $\eta > 0$, $\lambda > 0$ ,

(A 3.2) $\quad \Psi(x) = \Gamma_{x/\lambda}(\eta)/\Gamma(\eta)$ ,

wobei $\Gamma_y(\eta)$ die *unvollständige Gamma-Funktion* ist mit

(A 3.3) $\quad \Gamma_y(\eta) := \int\limits_0^y t^{\eta-1}e^{-t}dt$ .

Aus (A 3.1) ersieht man, daß $G(\eta;\lambda)$ zur Exponentialfamilie gehört, wobei $\eta$ Gestaltsparameter und $\lambda$ Skalenparameter ist, sodaß

(A 3.4) $\quad X/\lambda \overset{d}{=} G(\eta;1)$ .

Weiter gilt:

(A 3.5) $EX = \eta \cdot \lambda$

(A 3.6) $\mathrm{var}\ X = \eta\lambda^2$

(A 3.7) $\sqrt{\beta_1} = 2/\sqrt{\eta}$

(A 3.8) $\beta_2 = 3+6/\eta$

(A 3.9) $\kappa_r = (r-1)!\ \eta \cdot \lambda^r$

$G(\eta;\lambda)$ erfüllt ein Additionstheorem: Sei $S=\Sigma X_i$ mit $X_i \overset{d}{=} \Gamma(\eta_i;\lambda)$, $X_i$ unabhängig, dann gilt

(A 3.10) $S \overset{d}{=} G(\Sigma\eta_i;\lambda)$

<u>Spezialfall:</u> Für $\eta=f/2$ und $\lambda=2$ ergibt sich die *(zentrale)* $\chi_f^2$-*Verteilung* mit $f$ Freiheitsgraden

(A 3.11) $\chi_f^2 \overset{d}{=} G(f/2;2)$ bzw. $\frac{\chi_{2\eta}^2}{2}\lambda \overset{d}{=} G(\eta;\lambda)$

Die Berechnung von $\Psi(x)$ erfolgte hier nach dem Algorithmus von BHATTACHARJEE (1970) .
Der dafür benötigte Logarithmus von $\Gamma(\eta)$ wurde gemäß den in ABRAMOWITZ/STEGUN (1964) angegebenen Reihenentwicklungen (6.1.33) für $\eta\leq 4$ bzw. (6.1.42) für $\eta>4$ berechnet. Die Schwellenwerte lassen sich approximativ leicht aus den Kumulanten mittels der Entwicklung von FISHER/CORNISH (1960) bestimmen; speziell für die $\chi_f^2$-Verteilung enthalten statistische Standardwerke umfangreiche Tabellen; für die Gamma-Verteilung benutzt man am besten die Tabellen von HARTER (1969).
Für $\chi_f^2$ gelten asymptotisch für großes $f$ die theoretisch wie numerisch gleichermaßen nützlichen FISHER-Approximationen durch die Normalverteilung und zwar für die Verteilungsfunktion

(A 3.12) $W(\chi_f^2 \leq x) \doteq \Phi(\sqrt{2x}-\sqrt{2f-1})$

und für die Schwellenwerte

(A 3.13) $\chi_{f;\varepsilon}^2 \doteq (u_\varepsilon+\sqrt{2f-1})^2/2$ .

## A4 NICHTZENTRALE $\chi^2$ - VERTEILUNG

Definition:

Sind $U_i$ ; $i = 1(1)n$ unabhängige standardnormalverteilte Zufallsvariable und $\delta_i$ ; $i = 1(1)n$ , vorgegebene Konstante, so ist

(A 4.1) $$\chi_n'^2(\lambda) := \sum_{i=1}^{n} (U_i+\delta_i)^2 \quad \text{mit} \quad \lambda = \sum_{i=1}^{n} \delta_i^2$$

*nichtzentral* $\chi^2$ - *verteilt* mit *Freiheitsgrad* $n$ und *Nichtzentralitätsparameter* $\lambda$ . Für $\lambda=0$ liegt die zentrale $\chi_n^2$-Verteilung mit $n$ Freiheitsgraden aus Abschnitt A 3 vor:

(A 4.2) $$\chi_n'^2(0) \equiv \chi_n^2$$

Dichtefunktion $\psi(x|n;\lambda) =: \psi(x)$

Bezeichnet man mit $\psi_n(x)$ die Dichte von $\chi_n^2$ und mit $p_n(\rho)=e^{-\rho}\rho^n/n!$, $n=0,1,2,...$ die Wahrscheinlichkeiten der Poisson-Verteilung mit Parameter $\rho$ , so läßt sich die Dichte $\psi(x)$ von $\chi_n'^2(\lambda)$ darstellen in der Form

(A 4.3) $$\psi(x) = \sum_{j=0}^{\infty} p_j(\lambda/2)\psi_{n+2j}(x)$$

Demnach ist $\chi_n'^2(\lambda)$ interpretierbar als Mischung aus zentralen $\chi^2$-Verteilungen mit der Poisson-Verteilung als Gewichtung. Eine andere Formel für die Dichte ist gegeben durch

(A 4.3a) $$\psi(x) = \frac{1}{2} (x/\lambda)^{(n-2)/4} I_{(n-2)/2}(\sqrt{\lambda x}) \exp\{-(\lambda+x)/2\}$$

wobei $I_\nu$ die modifizierte Besselfunktion zum Index $\nu$ ist.

Verteilungsfunktion $\Psi(x) := \Psi(x|n;\lambda)$

Bezeichnet man mit $\Psi_n(x)$ die Verteilungsfunktion von $\chi_n^2$ , so gewinnt man aus (A 4.3) durch Integration:

(A 4.4) $$\Psi(x) = \sum_{j=0}^{\infty} p_j(\lambda/2)\Psi_{n+2j}(x) \quad ,$$

eine Darstellung, die auch zur numerischen Bestimmung brauchbar ist, wobei man $\Psi_{n+2j}$ gemäß BHATTACHARJEE (1970) , vgl. Abschnitt A 3 , berechnet.

Aufgrund der Abschätzung

$$(A\ 4.5) \qquad \left|\Psi(x) - \sum_{j=r_1}^{r_2} p_j(\lambda/2)\,\Psi_{n+2j}(x)\right| \leq 1 - \sum_{j=r_1}^{r_2} p_j(\lambda/2)$$

ist es leicht möglich die Summationsgrenzen $r_1$ und $r_2$ so zu bestimmen, daß ein vorgegebener Approximationsgrad erreicht wird. $\Psi(x)$ kann auch gemäß dem Verfahren von ROBERTSON (1969) mit der aus (A 4.3a) hergeleiteten Formel bestimmt werden,

$$(A\ 4.6) \qquad \Psi(x|n;\lambda) = \Psi_n(x) + Q(x;n;\lambda) \quad ,$$

wobei $Q$ den Korrekturterm von der zentralen zur nichtzentralen $\chi^2_n$-Verteilung in Form einer schnell konvergierenden Reihe darstellt. Nach diesem Verfahren wurde hier gerechnet.

Schwellenwerte $\chi'^2_{n;\varepsilon}(\lambda)$

Für nicht zu große Werte von $\lambda$ bzw. $n$ findet man die Schwellenwerte in PEARSON/HARTLEY, Biometrika Tables, vol. II (1972); in allen anderen Fällen sind aus den Kumulanten gute Approximationen mittels der Entwicklung von FISHER-CORNISH (1960) möglich.

Momente bzw. Kumulanten

Für die Kumulanten gilt:

$$(A\ 4.7) \qquad \kappa_r = 2^{r-1}(r-1)!\,(n+r\lambda) \quad ;$$

speziell ist der Erwartungswert

$$(A\ 4.8) \qquad \kappa_1 = E\chi'^2_n(\lambda) = n+\lambda$$

und die Varianz

$$(A\ 4.9) \qquad \kappa_2 = \mathrm{var}\ \chi'^2_n(\lambda) = 2(n+2\lambda)$$

Approximationen

(1) Normale Näherung

Wegen (A 4.1) gilt für große $n$ aufgrund des zentralen Grenzwertsatzes

$$(A\ 4.10) \qquad \Psi(x) \doteq \Phi\left(\frac{x-(n+\lambda)}{\sqrt{2n+4\lambda}}\right) \quad .$$

wobei der Approximationsfehler von der Ordnung $O(1/\sqrt{\lambda})$ für $\lambda\to\infty$, gleichmäßig in $x$ ist.
Entsprechend folgt daraus für die Schwellenwerte

(A 4.11) $$\chi'^2_{n;\varepsilon}(\lambda) \doteq (n+\lambda)+u_\varepsilon\sqrt{2n+4\lambda} \quad .$$

Diese Approximationen sind zwar einfach und für theoretische Untersuchungen nützlich, für numerische Zwecke jedoch vielfach zu ungenau.

(2) Näherung mit zentraler $\chi^2$ -Verteilung (PATNAIK-Näherung)

Man setzt approximativ

(A 4.12) $$\chi'^2_n(\lambda) \doteq c\chi^2_f \quad , \quad \text{wobei}$$

$$c = (n+2\lambda)/(n+\lambda)$$

$$f = (n+\lambda)^2/(n+2\lambda) = n+\lambda^2/(n+2\lambda)$$

Dabei sind $c$ und $f$ so gewählt, daß die ersten beiden Momente von $\chi'^2_n(\lambda)$ und $c\chi^2_f$ übereinstimmen.
Für festes $x$ und $n$ ist der Approximationsfehler von der Ordnung $O(\lambda^2)$ für $\lambda\to 0$ und $O(1/\sqrt{\lambda})$ für $\lambda\to\infty$ und zwar gleichmäßig in $x$.
Aus (A 4.12) findet man weiter durch Anwendung der FISHER-Approximation (A 3.12) bzw. (A 3.13)

(A 4.13) $$\Psi(x) \doteq \Phi(\sqrt{2x/c}-\sqrt{2f-1})$$

(A 4.14) $$\chi'^2_{n;\varepsilon}(\lambda) \doteq c(u_\varepsilon+\sqrt{2f-1})^2/2$$

## A 5 NICHTZENTRALE t - VERTEILUNG

Definition

Ist $U$ standardnormal und $\chi^2_f$ unabhängig von $U$ zentral $\chi^2_f$-verteilt, so ist

(A 5.1) $$t'_f(\delta) = \frac{U+\delta}{\sqrt{\chi^2_f/f}}$$

nichtzentral $t_f$-verteilt mit Freiheitsgrad $f$ und Nichtzentralitätsparameter $\delta$ . Für $\delta=0$ liegt die zentrale t-Verteilung mit $f$ Freiheitsgraden vor:

(A 5.2) $$t'_f(\delta=0) \equiv t_f$$

Verteilungsfunktion:

(A 5.3) $$\Psi(t|f;\delta) = \frac{\sqrt{2\pi}}{\Gamma(f/2)\,2^{(f-2)/2}} \int_0^\infty \Phi\left(\frac{tu}{\sqrt{f}} - \delta\right) u^{f-1} \varphi(u)\,du$$

Daraus entsteht durch wiederholte partielle Integration die zur numerischen Bestimmung günstige Darstellung, vgl. OWEN (1963) :

(A 5.4) $$\Psi(t|f;\delta) = \begin{cases} \Phi(-\delta\sqrt{B}) + 2T(\delta\sqrt{B};A) + 2(M_1+\ldots+M_{f-2}) & ;\ f \text{ ungerade} \\ \Phi(-\delta)\sqrt{2\pi}(M_0+M_2+\ldots+M_{f-2}) & ;\ f \text{ gerade} \end{cases}$$

Dabei ist

(A 5.5) $$A = t/\sqrt{f} \ ;\ B = f/(f+t^2)$$

(A 5.6) $$M_{-1} = 0 \ ;\ M_0 = A\sqrt{B}\,\varphi(\delta\sqrt{B})\,\Phi(\delta A\sqrt{B}) \ ;\ M_1 = B(\delta A M_0 + A\varphi(\delta)/\sqrt{2\pi})$$

$$M_k = B((k-1)/k)(a_k \delta A M_{k-1} + M_{k-2}) \ ;\ k \geq 2$$

(A 5.7) $$a_2 = 1 \ ;\ a_k = 1/(a_{k-1}(k-2)) \ ;\qquad k \geq 3$$

(A 5.8) $$T(h;a) = \frac{1}{2\pi} \int_0^a \exp\{-h^2/2)(1+x^2)\}/(1+x^2)\,dx \ .$$

Die Funktion $T(h;a)$ kann mit dem Algorithmus von COOPER (1968) bzw. von YOUNG/MINDER (1974) berechnet werden. Eine für großes $f$ asymptotische Darstellung von $\Psi(t|f;\delta)$ ist

(A 5.9) $$\Psi(t|f;\delta) = W(U - t\chi_f/\sqrt{f} \leq -\delta) \doteq \Phi\left(\frac{-\delta + a_n t}{\sqrt{1+(b_n t)^2}}\right)$$

mit $a_n = E(\chi_f/\sqrt{f}) \doteq 1-1/4f$ und $b_n^2 = \mathrm{var}(\chi_f/\sqrt{f}) \doteq 1/2f$ , siehe auch (2.5.25), (2.5.26) und (2.5.29) .

## Literaturverzeichnis


ABRAMOWITZ, M./STEGUN, J.A. (1964)
Handbook of Mathematical Functions
with Formulas, Graphs and Mathematical Tables
Washington: National Bureau of Standards

AZEN, S.P./REED, A.H. (1973)
Maximum-Likelihood Estimation of Correlation
between Variates having Equal Coefficients of Variation
Technometrics 15, 457-462

BARTLETT, M.S. (1937)
Properties of Sufficiency and Statistical Tests
Proc. Royal. Soc. A 160, 268-282

BEASLEY, J.D./SPRINGER, S.G. (1977)
The Percentage Points of Normal Distribution
Applied Statistics 26, 118-121

BENNET, B.M. (1976)
On an Approximate Test for Homogeneity of Coefficients of Variation
in: Contributions to Applied Statistics
Basel: Birkhäuser

BHATTACHARJEE, G.P. (1970)
The Incomplete Gamma Integral
Appl. Statistics 19, 285-287

BIRNBAUM, A. (1954)
Combining Independent Tests of Significance
J. Amer. Statist. Assoc. 49, 559-574

COOPER, B.E. (1968)
The Integral of the Non-central t-distribution
Appl. Statistics 17, 193-194

COX, D.R./HINKLEY, D.V. (1974)
Theoretical Statistics
London: Chapman and Hall

DIN-Norm 1996
Prüfung bituminöser Massen für den Straßenbau und verwandte Gebiete
Berlin: Beuth

DUBY, C./MOUGEY, Y./ULMO, J. (1975)
Analyse de plans d'expériences a deux facteurs controlés
quand l'écart type est une fonction connue de la moyenne
Revue de Statistique Appliquée 23, Heft 1, 5-33

EFRON, B. (1975)
Defining the Curvature of a Statistical Problem
(with Applications to Second Order Efficiency)
Annals of Statistics 3, 1189-1242

FERGUSON, T.S. (1967)
Mathematical Statistics
A Decision Theoretic Approach
New York: Academic Press

FISHER, R.A. (1932)
Statistical Methods for Research Workers
Edinburgh: Oliver and Boyd

FISHER, R.A./CORNISH, E.A. (1960)
The Percentile Points of Distributions having
Known Cumulants
Technometrics 2, 209-225

GLESER, L.J./HEALY, J.D. (1976)
Estimating the Mean of a Normal Distribution with
Known Coefficient of Variation
J. Amer. Statist. Assoc. 71, 977-981

GOVINDARAJULU, Z./SAHAI, H. (1972)
Estimation of the Parameter of a Normal Distribution with
Known Coefficient of Variation
Rep. Statist. Appl. Res. JUSE, 19, 85-98

HARSAAE, E. (1969)
On the Computation and use of a Table of
Percentage Points of Bartlett's M
Biometrika 56, 273-281

HARTER, H.L. (1969)
A new Table of Percentage Points of the
Pearson Type III Distribution
Technometrics 11, 177-187

HILL, I.D. (1973)
The Normal Integral
Appl. Statistics 22, 424-427

HINKLEY, D.V. (1977)
Conditional Inference about a Normal Mean with
Known Coefficient of Variation
Biometrika 64, 105-108

IGLEWICZ, B./MYERS, R.H. (1970)
Comparisons of Approximations to the Percentage
Points of the Sample Coefficient of Variation
Technometrics 12, 166-169

JOHNSON, N.L./KOTZ, S.
Continuous Univariate Distributions vol. 1 (1969)
Continuous Univariate Distributions vol. 2 (1970)
New York: John Wiley and Sons Inc.

JOSHI, S./SATHE, Y.S. (1976)
On Estimating the Positive Mean of a Normal
Distribution with Known Coefficient of Variation
Sankhya B 38, 62-67

KENDALL, M.G./STUART, A. (1961)
The Advanced Theory of Statistics
vol.2:Inference and Relationship
London: Charles Griffin and Co.

KHAN, R.A. (1968)
A note on Estimating the Mean of a Normal Distribution with
Known Coefficient of Variation
J. Amer. Statist. Assoc. 63, 1039-1041

KHAN, R.A. (1978)
A note on Testing the Mean of Normal
Distribution with Known Coefficient of Variation
Commun. Statist. A 7, 867-876

KHATRI, C.G./RATANI, R.T. (1979)
On Estimation of the Mean Parameter of a Truncated
Normal Distribution with Known Coefficient of Variation
Commun. Statist. A 8, 237-244

LEHMANN, E.L. (1959)
Testing Statistical Hypotheses
New York: John Wiley and Sons, Inc.

LOHRDING, R.K. (1969)
A Test of Equality of two Normal Population Means
Assuming Homogeneous Coefficient of Variation
Ann. Math. Statist. 40, 1374-1385

LOHRDING, R.K. (1975)
A two sample Test of Equality of Coefficients of Variation
or Relative Errors
J. Statist. Comput. Simul 4, 31-36

MC KAY, A.T. (1932)
Distribution of the Coefficient of Variation and
the Extended Distribution
J. Royal Statist. Soc. 95, 695-698

OWEN, D.B. (1963)
Factors for One-sided Tolerance Limits and for
Variables Sampling Plans
Albuquerque: Sandia Corporation

OWEN, D.B. (1968)
A Survey of Properties and Applications of the
Noncentral t-Distribution
Technometrics 10, 445-478

PEARSON, E.S./HARTLEY, H.O. (1972)
Biometrika Tables for Statisticians, vol.II
Cambridge: University Press

ROBBINS, H./PITMAN, E.J.G. (1949)
Application of the Method of Mixtures to
Quadratic Forms in Normal Variables
Ann. Math. Statist. 20, 552-560

ROBERTSON, G.H. (1969)
Computation of the Noncentral Chi-square Distribution
Bell System Technical Journal 48, 201-207

SARHAN, A.E./GREENBERG, B.G. (1962)
Contributions to Order Statistics
New York: Wiley and Sons Inc.

SEARLS, D.T. (1964)
The Utilisation of a Known Coefficient of Variation
in the Estimation Procedure
J. Amer. Statist. Assoc. 59, 1225-1226

SEARLS, D.T. (1967)
A note on the use of an Approximately Known Coefficient of Variation
The American Statistician, vol.21, June, 20-21

SEN, A.R. (1978)
Estimation of the Population Mean when the Coefficient of Variation is Known
Commun. Statistics A 7, 657-672

SEN, A.R. (1979)
Relative Efficiency of Estimators of the Mean of a Normal Distribution when Coefficient of Variation is known
Biometrical Journal 21, 131-137

SEN, A.R./Gerig, T.M. (1975)
Estimation of Population Means having Equal Coefficient of Variation on Successive Occasions
Bulletin of International Statistical Institute 46, 314-322

SEVERO, N.C./OLDS, E.G. (1956)
A Comparison of Tests on the Mean of a Logarithmico Normal Distribution with Known Variance
Ann. Math. Statist. 27, 670-686

SHAPIRO, S.S./WILK, M.B. (1965)
An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples)
Biometrika 52, 591-611

SHAPIRO, S.S./WILK, M.B./CHEN, H.J. (1968)
A Comparative Study of Various Tests for Normality
J. Amer. Statist. Assoc. 63, 1343-1372

SINHA, B.K./RAO, B.R. (1978)
Behrens-Fisher Problem under the Assumption of Homogeneous Coefficients of Variation
Commun. Statistics A 7, 637-656

SNEDECOR, G.W. (1956)
Statistical Methods
Ames, JA: The Jowa State College Press
5. Auflage

SRIVAVISTA, V.K. (1980)
A note on the Estimation of Mean in Normal Population
Metrika 27 (1980), 99-102

STANGE, K. (1970)
Angewandte Statistik
Erster Teil: Eindimensionale Probleme
Berlin: Springer

STANGE, K. (1977)
Bayes-Verfahren
Berlin: Springer

STENGER, H. (1979)
Loss Functions and Admissible Estimators in Survey Sampling
Metrika 26, 205-214

WEILER, H. (1958)
Confidence limits for the Mean of a Normal Population with Known Coefficient of Variation
Australian Journ. of Applied Sciences 9, 321-325

WILKINSON, B. (1951)
A Statistical Consideration in Psychological Research
Psychological Bulletin 48, 156-157

YOUNG, J.C./MINDER, CH.E. (1974)
An Integral Useful in Calculating Non-central t and Bivariate Normal Probabilities
Appl. Statist. 23, 455-457

ZACKS, S. (1971)
The Theory of Statistical Inference
New York: Wiley and Sons Inc.

ZEIGLER, R.K. (1973)
Estimators of Coefficient of Variation Using k-Samples
Technometrics 15, 409-414