Zeitschrift: Vermessung, Photogrammetrie, Kulturtechnik : VPK = Mensuration, photogrammétrie, génie rural

Herausgeber: Schweizerischer Verein für Vermessung und Kulturtechnik (SVVK) = Société suisse des mensurations et améliorations foncières (SSMAF)

Band: 86 (1988)

Heft: 7: Prof. Rudolf Conzett in memoriam

Artikel: Konfidenzintervalle der Bayes-Statistik für die Varianzen von Streckenmessungen auf Eichlinien

Autor: Koch, K.R.

DOI: https://doi.org/10.5169/seals-233769

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Mehr erfahren

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. En savoir plus

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. Find out more

Download PDF: 10.12.2025

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, https://www.e-periodica.ch

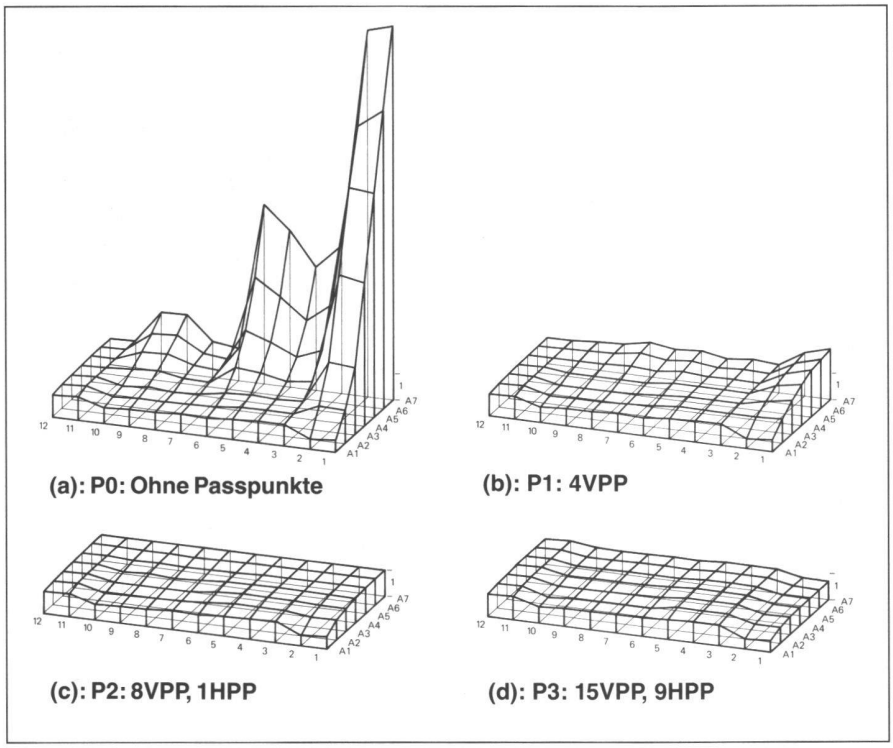


Abb. 5: HEINZENBERG. Relative mittlere Fehler der zusätzlichen Parameter.

Grün, A., Runge, A. 1987: Projekt «Heinzenberg» – Präzisionsphotogrammetrie im Gebirge. Vermessung, Photogrammetrie, Kulturtechnik, Heft 7, S. 271–276.

Mader, G. L., Carter, W. E., Douglas, B. C. 1986: Decimeter Precision Aircraft Positioning Using GPS Carrier Phase Measurements. Geodetic Research and Development Laboratory, Rockville U.S.A.

Friess, P. 1986: A Simulation Study on the Improvement of Aerial Triangulation by Navigation Data, Proceedings of the Symposium FROM ANALYTICAL TO DIGITAL, Rovaniemi, ISPRS Comm. III, Volume 26, Part 3/1, S. 269–283.

Friess, P. 1987: The Navstar Global Positioning System for Aerial Triangulation. Proceedings of the 41st Photogrammetric Week at Stuttgart University, Heft 12, S. 33–45.

Adresse der Verfasser:
Prof. Dr. A. Grün
A. Runge, Dipl.-Ing.
Institut für Geodäsie und Photogrammetrie
ETH-Hönggerberg
CH-8093 Zürich

Konfidenzintervalle der Bayes-Statistik für die Varianzen von Streckenmessungen auf Eichlinien

K.R. Koch

Konfidenzintervalle der Bayes-Statistik werden für die Varianzen von Messungen elektro-optischer Entfernungsmessgeräte auf Eichlinien berechnet. Die Varianz einer Messung wird durch eine Varianzkomponente für den konstanten Anteil der Varianz und eine Varianzkomponente für den entfernungsabhängigen Anteil dargestellt. Mit Hilfe der posteriori Verteilung der Varianzkomponenten, die aus dem Bayes Theorem folgt, erhält man die Randverteilung der Varianz einer Messung als Funktion der Varianzkomponenten. Mit der Randverteilung werden dann durch numerische Integration für die Varianzen der Messungen auf Eichlinien Konfidenzintervalle der Bayes-Statistik berechnet, die als HPD-Intervalle, also als Intervalle höchster posteriori Dichte definiert sind.

Les intervalles de confiance du test de Bayes s'appliquant aux variances des mesures de distancemètres électro-optiques sont estimées sur des lignes d'étalonnage. La variance d'une mesure donnée est représentée par une composante de valeur constante et par une autre dépendant de l'éloignement. En s'aidant de la distribution à postériori des variances, tirée du théorème de Bayes, on obtient la fonction de distribution marginale de la variance d'une mesure, partant des deux composantes sus-nommées. Cette distribution marginale permet alors le calcul, par intégration numérique, d'intervalles de confiance du test de Bayes pour les variances des mesures effectuées sur les lignes d'étalonnage, intervalles dont la propriété est d'avoir une densité à postériori maximale.

1. Aufgabenstellung

Bei der Kalibrierung eines Streckenmessgerätes auf Eichlinien soll nicht nur festgestellt werden, ob das zu eichende Gerät eine Additionskonstante aufweist, ob es eine entfernungsabhängige Additionskorrektion oder einen zyklischen Phasenfehler besitzt, man möchte auch die Genauigkeit des Streckenmessgerätes ermitteln. Folgt man bei der Auswertung von Strekkenmessungen auf Eichlinien dem Vorschlag bei [Koch, 1987a], dann werden die Entfernungsmessungen auf den Eichlinien eines Gerätes, das den Massstab liefert, zusammen mit den Messungen auf den Eichlinien eines zu eichenden Gerätes ausgewertet. Eine Varianzkomponentenschätzung liefert die Varianz der Strekkenmessungen des zu eichenden Gerätes sowie die des Gerätes zur Massstabsbestimmung und damit die Genauigkeit der Geräte. Die Varianz lässt sich in einen konstanten und einen entfernungsabhängigen Anteil mit dem Ansatz zerlegen

$$\sigma_s^2 = \sigma_c^2 + \sigma_l^2 s^e \qquad (1.1)$$

worin σ^2_s die Varianz der gemessenen Strecke der Länge s bedeutet, σ^2_c die Varianzkomponente für den konstanten Anteil, σ^2_l die Varianzkomponente für den län-

genabhängigen Anteil und e der Exponent der Strecke, mit dem die Entfernungsabhängigkeit gesteuert wird.
Für unbekannte Parameter, die zum Beispiel nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt werden, lassen sich Konfidenzbereiche zum Konfidenzniveau 1-α derart festlegen, dass mit einer Wahrscheinlichkeit von 1-α der Bereich die wahren Werte der Parameter einschliesst. Da man bei der Kalibrierung von Streckenmessgeräten die Genauigkeit der Geräte feststellen möchte, sollte man nicht nur (1.1) entsprechend die Varianzen der Streckenmessungen angeben, sondern auch die Vertrauensintervalle bestimmen, in dem die Varianzen bei einer vorgegebenen Wahrscheinlichkeit von 1-α liegen.
In [Koch, 1987c] wird gezeigt, dass Konfidenzintervalle auch für Varianzkomponenten angebbar sind, allerdings nicht mit dem Standardansatz der Statistik der Stichproben, sondern mit der Bayes-Statistik. Im folgenden soll nun das Problem gelöst werden, für die nach (1.1) aus den Varianzkomponenten sich ergebenden Varianzen der Strecken die Vertrauensintervalle herzuleiten.

2. Vertrauensintervalle der Bayes-Statistik

Beim Standardsatz der Statistik der Stichproben werden die unbekannten Parameter als feste Grössen definiert, und die Grenzen des Vertrauensintervalls für einen unbekannten Parameter sind als Funktionen der Beobachtungen Zufallsgrössen [Koch, 1987b, S. 319]. Ein Konfidenzintervall zum Konfidenzniveau 1-α bedeutet also, dass das Intervall mit einer Wahrscheinlichkeit von 1-α den wahren Wert des Parameters überdeckt, oder anders ausgedrückt, dass mit verschiedenen Stichproben aus derselben Grundgesamtheit die Intervalle in (1-α)% aller Fälle den wahren Wert des Parameters einschliessen.
In der Bayes-Statistik werden die unbekannten Parameter, die in dem Vektor $\boldsymbol{\beta}$ zusammengefasst seien, als Zufallsvariable definiert. Aufgrund des Bayes-Theorems besitzen sie die posteriori Dichte $p(\boldsymbol{\beta} \mid \mathbf{y})$, die unter der Bedingung gegeben ist, dass der Vektor der Beobachtungen die gemessenen Werte $\mathbf{y}$ annimmt. Mit dieser Dichte lässt sich nun die Wahrscheinlichkeit berechnen, dass die Parameter in einem vorgegebenen Bereich B des Parameterraums liegen

$$P(\boldsymbol{\beta} \in B \mid \mathbf{y}) = \int \underset{B}{\ldots} \int p(\boldsymbol{\beta} \mid \mathbf{y})\, d\boldsymbol{\beta} \qquad (2.1)$$

Andrerseits lässt sich auch die Wahrscheinlichkeit beispielsweise mit 1-α vorgeben und der Bereich B bestimmen, in dem die Parameter mit der vorgegebenen Wahrscheinlichkeit liegen. Um zu einer eindeutigen Lösung zu gelangen, wird zusätzlich gefordert, dass das Volumen des Bereichs B minimal wird. Damit erhält man bei vorgegebener Wahrscheinlichkeit 1-α den Bereich B höchster posteriori Dichte, die sogenannte HPD-Region [Box und Tiao, 1973, S. 123], die dadurch gekennzeichnet ist, dass gilt

$$P(\boldsymbol{\beta} \in B \mid \mathbf{y}) = 1 - \alpha \qquad (2.2)$$

mit

$$p(\boldsymbol{\beta}_1 \mid \mathbf{y}) \geq p(\boldsymbol{\beta}_2 \mid \mathbf{y})$$

für

$$\boldsymbol{\beta}_1 \in B, \ \boldsymbol{\beta}_2 \notin B$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass die zufälligen Parameter $\boldsymbol{\beta}$ in dem mit (2.2) definierten Bereich B liegen, beträgt also 1-α. Die Grenzen von B sind feste Grössen, da sie sich aus der posteriori Dichte ergeben, die wiederum durch die Messungen $\mathbf{y}$ bestimmt ist.
Dem Bereich der höchsten posteriori Dichte mit der vorgegebenen Wahrscheinlichkeit 1-α entspricht der Konfidenzbereich zum Konfidenzniveau 1-α des Standardansatzes der Statistik der Stichproben. Der Bereich der höchsten posteriori Dichte wird daher anstatt mit HPD-Region auch als Vertrauensbereich der Bayes-Statistik bezeichnet, wobei aber wie erläutert die beiden Bereiche bezüglich der Zufälligkeit ihrer Grenzen und der Parameter unterschiedlich zu interpretieren sind.

3. Konfidenzbereiche der Bayes-Statistik für Funktionen der unbekannten Parameter

Ist die posteriori Dichte der unbekannten Parameter gegeben, so muss häufig das Problem gelöst werden, für Funktionen einer Teilmenge der unbekannten Parameter Konfidenzbereiche anzugeben. Dieses Problem soll im folgenden gelöst werden; die in der Einleitung erwähnte Anwendung befindet sich im nächsten Kapitel.
Es sei

$$\boldsymbol{\beta} = |\beta_1, \ldots, \beta_p, \beta_{p+1}, \ldots, \beta_u|'$$

der u.1-Vektor der unbekannten Parameter und

$$p(\boldsymbol{\beta} \mid \mathbf{y})$$

seine posteriori Dichte mit

$$p(\boldsymbol{\beta} \mid \mathbf{y}) = f(\beta_1, \ldots, \beta_p, \beta_{p+1}, \ldots, \beta_u) \qquad (3.1)$$

Die Randverteilung

$g(\beta_1, \ldots, \beta_p)$ der Parameter $\beta_1, \ldots, \beta_p$

folgt dann mit

$$g(\beta_1, \ldots, \beta_p) = \int_{-\infty}^{\infty} \ldots \int_{-\infty}^{\infty} f(\beta_1, \ldots, \beta_p, \beta_{p+1}, \ldots, \beta_u)\, d\beta_{p+1} \ldots d\beta_u \qquad (3.2)$$

Die p Parameter

$\beta_1, \ldots, \beta_p$ seien nun mittels $\gamma_i = t_i(\beta_1, \ldots, \beta_p)$ mit $i \in \{1, \ldots, p\}$ in die p Parameter $\gamma_1, \ldots, \gamma_p$ transformiert.

Weiter gelte

$$\beta_i = v_i(\gamma_1, \ldots, \gamma_p) \quad \text{mit } i \in \{1, \ldots, p\} \qquad (3.3)$$

Die Dichte $h(\gamma_1, \ldots, \gamma_p)$ der transformierten Parameter $\gamma_1, \ldots, \gamma_p$

folgt aus (3.2) mit [Koch, 1987b, S. 107]

$$h(\gamma_1, \ldots, \gamma_p) = g(v_1(\gamma_1, \ldots, \gamma_p), \ldots, v_1(\gamma_1, \ldots, \gamma_p))\, |\det \mathbf{J}| \qquad (3.4)$$

---

und

$$\mathbf{J} = (\partial v_i / \partial \gamma_j) \quad \text{für } i,j \in \{1, \ldots, p\}$$

Letztlich gesucht ist die Dichte $d(\gamma_1, \ldots, \gamma_m)$ der transformierten Parameter $\gamma_1, \ldots, \gamma_m$ unter den Parametern $\gamma_1, \ldots, \gamma_m, \gamma_{m+1}, \ldots, \gamma_p$. Sie folgt als Randverteilung von (3.4) mit

$$d(\gamma_1, \dots, \gamma_m) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} h(\gamma_1, \dots, \gamma_m, \gamma_{m+1}, \dots, \gamma_p)\, d\gamma_{m+1} \dots d\gamma_p \tag{3.5}$$

und nach Substitution von (3.4)

$$d(\gamma_1, \dots, \gamma_m) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} g(v_1(\gamma_1, \dots, \gamma_m, \gamma_{m+1}, \dots, \gamma_p), \dots,$$

$$v_p(\gamma_1, \dots, \gamma_m, \gamma_{m+1}, \dots, \gamma_p))\, |\det \mathbf{J}|\, d\gamma_{m+1} \dots d\gamma_p \tag{3.6}$$

sowie schliesslich nach Substitution von (3.2)

$$d(\gamma_1, \dots, \gamma_m) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f(v_1(\gamma_1, \dots, \gamma_m, \gamma_{m+1}, \dots, \gamma_p), \dots,$$

$$v_p(\gamma_1, \dots, \gamma_m, \gamma_{m+1}, \dots, \gamma_p), \beta_{p+1}, \dots, \beta_u)\, |\det \mathbf{J}|$$

$$d\beta_{p+1} \dots d\beta_u\, d\gamma_{m+1} \dots d\gamma_p \tag{3.7}$$

Die Dichte $p(\boldsymbol{\gamma} | \mathbf{y}) = d(\gamma_1, \dots, \gamma_m)$ mit

$\boldsymbol{\gamma} = |\gamma_1, \dots, \gamma_m|'$

ist die gesuchte posteriori Dichte einer Teilmenge von Parametern, die als Funktionen einer Teilmenge der ursprünglichen Parameter definiert sind. Für die Parameter $\gamma_1, \dots, \gamma_m$ ist nun der Konfidenzbereich B der Bayes-Statistik entsprechend (2.2) zu bestimmen. Bei vorgegebenem α muss also gelten

$$P(\boldsymbol{\gamma} \in B \mid \mathbf{y}) = 1 - \alpha \tag{3.8}$$

mit

$p(\boldsymbol{\gamma}_1 \mid \mathbf{y}) \geq p(\boldsymbol{\gamma}_2 \mid \mathbf{y})$

für $\boldsymbol{\gamma}_1 \in B, \quad \boldsymbol{\gamma}_2 \notin B$

In der Regel wird dieses Problem sich nicht analytisch lösen lassen, sondern es muss auf numerische Verfahren zurückgegriffen werden. Je nach Anzahl der unbekannten Parameter wächst dabei der Rechenaufwand erheblich an, wie unmittelbar aus (3.7) ersichtlich ist. Sind jedoch lediglich Konfidenzintervalle zu bestimmen, gilt m = 1 in (3.7), und sind p und u in (3.7) kleine Zahlen, lässt sich der numerische Aufwand durchaus bewältigen, wie das Beispiel in dem folgenden Kapitel zeigt.

4. Konfidenzintervalle für die Varianzen von Streckenmessungen auf Eichlinien

Wie bereits einleitend erwähnt, sollen die Konfidenzintervalle für die Varianzen von Streckenmessungen bestimmt werden, die zur Kalibrierung von Streckenmessgeräten auf Eichlinien vorgenommen werden. Hierbei wird vorausgesetzt, dass die Streckenmessungen des zu eichenden Gerätes zusammen mit den Messungen eines Gerätes zur Massstabsbestimmung ausgewertet werden.

Bezeichnet man mit $\mathbf{y}_m$ den Vektor der auf der Eichbasis beobachteten Strecken des Gerätes, das den Massstab liefert, mit $\mathbf{y}_e$ den Vektor der beobachteten Strecken des zu eichenden Gerätes, dann wird die Kovarianzmatrix der Beobachtungen definiert durch [Koch, 1987a]

$$D\left(\begin{vmatrix} \mathbf{y}_m \\ \mathbf{y}_e \end{vmatrix}\right) = \sigma_1^2 \mathbf{V}_1 + \sigma_2^2 \mathbf{V}_2 + \sigma_3^2 \mathbf{V}_3 + \sigma_4^2 \mathbf{V}_4 \tag{4.1}$$

mit

$$\mathbf{V}_1 = \alpha_1^2 \begin{vmatrix} \mathbf{I} & 0 \\ 0 & 0 \end{vmatrix}, \quad \mathbf{V}_2 = \alpha_2^2 \begin{vmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \mathbf{I} \end{vmatrix}, \quad \mathbf{V}_3 = \alpha_3^2 \begin{vmatrix} \mathbf{D}_m & 0 \\ 0 & 0 \end{vmatrix}, \quad \mathbf{V}_4 = \alpha_4^2 \begin{vmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \mathbf{D}_e \end{vmatrix}$$

und

$$\mathbf{D}_m = \mathrm{diag}\left(s_{ij}^{e_m}\right), \quad \mathbf{D}_e = \mathrm{diag}\left(s_{ij}^{e_e}\right)$$

worin σ^2_1 bis σ^2_4 die Varianzkomponenten bezeichnen, α^2_1 bis α^2_4 die Näherungswerte für die Produkte $\sigma^2_1\alpha^2_1$ bis $\sigma^2_4\alpha^2_4$, s_{ij} die gemessenen Strecken und e_m und e_e Exponenten, die die Längenabhängigkeit der Varianzen steuern. Für die Varianzen der Streckenmessungen des Gerätes zur Massstabsbestimmung oder des zu eichenden Gerätes ergibt sich dann die in (1.1) gegebene Darstellung.

Bei dem zur Berechnung der Konfidenzintervalle gewählten Beispiel ergab sich für das Gerät zur Massstabsbestimmung nur eine geringfügige Abhängigkeit der Varianzen von der Länge der gemessenen Strecken. Es wurde daher darauf verzichtet, den längenabhängigen Anteil σ^2_3 in (4.1) zu bestimmen, so dass als unbekannte Varianzkomponenten σ^2_1, σ^2_2 und σ^2_4 eingeführt wurden, also der Ansatz

$$D\left(\begin{vmatrix} \mathbf{y}_m \\ \mathbf{y}_e \end{vmatrix}\right) = \sigma_1^2 \mathbf{V}_1 + \sigma_2^2 \mathbf{V}_2 + \sigma_4^2 \mathbf{V}_4 \tag{4.2}$$

für die Kovarianzmatrix der Beobachtungen gewählt wurde. Damit gilt u = 3 in (3.7). Die Varianzkomponenten σ^2_2 und σ^2_4 werden nun einer Transformation unterworfen, so dass p = 2 in (3.7) folgt. Es gelte

$$\begin{aligned} \sigma_s^2 &= \sigma_2^2 + \sigma_4^2 s_{ij}^{e_e} \\ q^2 &= \sigma_4^2 \end{aligned} \tag{4.3}$$

so dass σ^2_s die Varianz der Messung der Strecke von der Länge s_{ij} des zu eichenden Gerätes angibt. Mit

$$\sigma_2^2 = \sigma_2^2 - q^2 s_{ij}^{e_e}$$

$$\sigma_4^2 = q^2$$

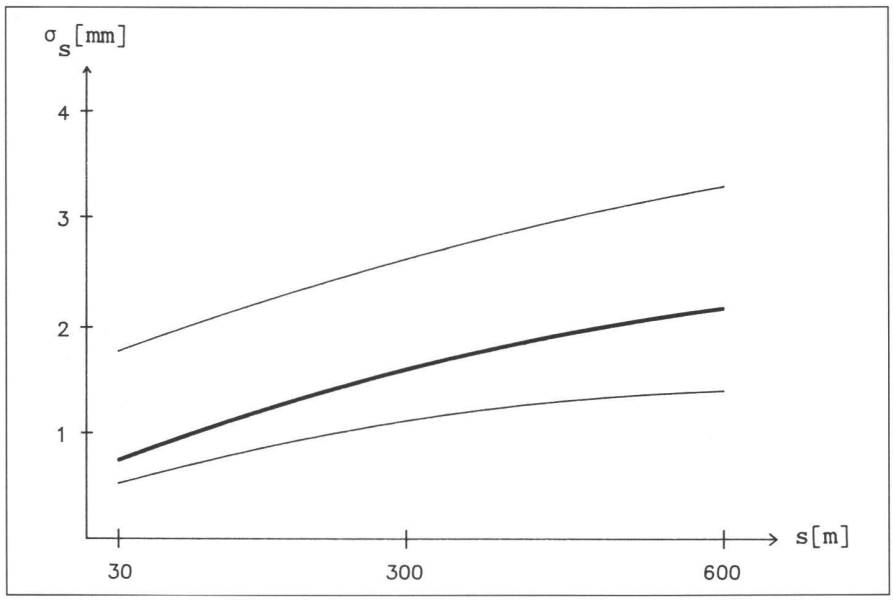
erhält man wegen

$$\partial\sigma_2^2 / \partial\sigma_s^2 = 1 \qquad \partial\sigma_2^2 / \partial q^2 = -s_{ij}^{e_e}$$

$$\partial\sigma_4^2 / \partial\sigma_s^2 = 0 \qquad \partial\sigma_4^2 / \partial q^2 = 1$$

die Determinante det **J** der Jacobischen Matrix **J** in (3.7) zu det **J** = 1. Von den transformierten Variablen σ^2_s und q^2 interessiert lediglich σ^2_s, so dass schliesslich m = 1 in (3.7) gilt.

Die posteriori Verteilung von Varianzkomponenten wurde bis auf den Normierungsfaktor in [Koch, 1987c] angegeben. Mit ihr wird nach (3.7) die Randverteilung für σ^2_s in (4.3) numerisch berechnet, indem die Integration durch eine Summation ersetzt wird. Anschliessend erfolgt numerisch die



Standardabweichungen (starke Linie) gemessener Strecken der Länge s und ihre 95% Konfidenzintervalle (schwache Linien) der Bayes-Statistik.

Normierung auf Eins und die Berechnung der Konfidenzintervalle nach (3.8), wobei die Ungleichungsbedingungen numerisch überprüft werden. Die Ergebnisse der Berechnungen sind in der Abbildung dargestellt, in der in Abhängigkeit von der Länge s der gemessenen Strecken die aus den Varianzen σ^2_s erhaltenen Standardabweichungen σ_s angegeben sind. Die starke Linie bezeichnet die Werte für σ_s, die aus den Schätzwerten für die Varianzkomponenten σ^2_2 und σ^2_4 nach (4.3) folgen. Die beiden schwachen Linien begrenzen die Konfidenzintervalle der Bayes-Statistik mit $1-\alpha = 0{,}95$ für die Standardabweichung σ_s. Sie wurden dadurch erhalten, dass für s = 30 m, s = 300 m und s = 600 m die Konfidenzintervalle berechnet wurden. Dass die aus den Schätzwerten der Varianzkomponenten berechneten Werte für die Standardabweichungen σ_s nicht in der Mitte der Konfidenzintervalle verlaufen, liegt darin begründet, dass die Verteilung für die Varianzkomponenten, deren Maximalwerte näherungsweise mit den Schätzwerten zusammenfallen, nicht symmetrisch ist. Damit wird auch die Verteilung für σ^2_s nicht symmetrisch.

Literatur:

Box, G.E.P. und G.C. Tiao: Bayesian Inference in Statistical Analysis. Addison-Wesley, Reading, Mass. 1973.

Koch, K.R.: Zur Auswertung von Streckenmessungen auf Eichlinien mittels Varianzkomponentenschätzung. Allgemeine Vermessungs-Nachrichten, 94, 63–71, 1987a.

Koch, K.R.: Parameterschätzung und Hypothesentests in linearen Modellen, Dümmler, Bonn, 2. Auflage, 1987b.

Koch, K.R.: Bayesian inference for variance components. Manuscripta Geodaetica, 12, 309–313, 1987c.

Adresse des Verfassers:
Prof. Dr.-Ing. Karl-Rudolf Koch
Institut für Theoretische Geodäsie
der Universität Bonn
Nussallee 17
D-5300 Bonn 1

Photogrammetrie für die amtliche Vermessung der Zukunft

O. Kölbl

Die photogrammetrischen Arbeitsmethoden haben in den letzten Jahren einen tiefgreifenden Wandel erfahren. Durch die Verbindung der photogrammetrischen Messstation mit einer interaktiv graphischen Arbeitsstation ergibt sich für den Operateur eine wesentlich höhere Flexibilität für die Datenerfassung und die Dateneditierung. Zusätzlich wurden Geräte entwickelt, mit denen die digitale Karte in den Betrachtungsokularen unmittelbar mit den Luftbildern überlagert werden kann. Im Rahmen der Reform der amtlichen Vermessung und dem Aufbau von Landinformationssystemen ergeben sich damit neue Möglichkeiten für die Nachführung sowie für die Aufgaben der Katastererneuerung.

Les méthodes de travail photgrammétriques ont subi de profondes modifications au cours de ces dernières années. La liaison, entre les stations de mesures photogrammétriques et les stations de travail interactives graphiques, offre à l'opérateur une grande flexibilité pour les mesures, et particulièrement pour l'édition de données. De plus, des dispositifs ont été développés pour superposer directement la carte digitale avec les photographies aériennes dans les oculaires d'observation. Il en résulte ainsi de nouvelles possibilités, dans le cadre de la réforme de la mensuration officielle et de l'élaboration de systèmes d'information du territoire, pour la mise à jour, mais aussi pour les tâches de la rénovation du cadastre.

1. Einführung

Die wichtigsten Aufgaben der Photogrammetrie in der Schweiz für die nächsten 10–20 Jahre sind zweifellos die Katastervermessung und die weiteren Aufgaben der amtlichen Vermessung. Dabei werden vor allem die Nachführung der verschiedenen Ebenen des Kategorienkatalogs sowie die Katastererneuerung von besonderer Bedeutung sein. Bei der Diskussion dieser Aufgaben ist zu berücksichtigen, dass die Photogrammetrie in den letzten fünf Jahren einen tiefgreifenden Wandel mitmachte.

In einer ersten Phase stützte sich die Photogrammetrie weitgehend auf Analoggeräte wie A7, A8 oder A10 ab. Diese Geräte waren auf die direkte graphische Kartierung ausgerichtet. Solange bei der photogrammetrischen Bildauswertung lediglich ein graphischer Plan angestrebt wurde, hatten diese Geräte ihre volle Berechtigung.

In der Folge wurden die Verfahren der rechnergestützten Kartierung entwickelt. Hierbei wird primär die Kartenreinzeichnung durch automatische Kartierverfahren ersetzt; nach wie vor ist aber das Er-