in J. Altmann, G. Neuneck (Hg.): Naturwissenschaftliche Beiträge zu Abrüstung und Verifikation, Verhandlungen der Fachsitzung auf der 61. Physikertagung der Deutschen Physikalischen Gesellschaft in München, 17–21. März 1997. FONAS / DPG, Hamburg 1997.

Robuste unüberwachte Änderungsdetektion auf multispektralen Luftbildern und der *Open-Skies*-Vertrag

Hartwig Spitzer, Rafael Wiemker, Anja Speck
Universität Hamburg, II. Institut für Experimentalphysik
Arbeitsgruppe CENSIS[1]

und

Johann Bienlein
Deutsches Elektronen-Synchrotron, DESY, 22607 Hamburg

Kurzfassung – *Der Vertrag über den offenen Himmel soll im Anwendungsgebiet 'von San Francisco bis Wladiwostok' zur Verbesserung von Offenheit und militärischer Transparenz beitragen. Dazu sind Beobachtungsüberflüge vorgesehen, bei denen zunächst photographische und Video-Kameras mit Schwarz-Weiß-Bildern eingesetzt werden. Der Vertrag ist prinzipiell offen für Erweiterungen z.B. durch zusätzliche Sensoren und andere Anwendungen, wie dem Schutz der Umwelt. Mit Blick auf den Open-Skies-Vertrag entwickelt die Gruppe CENSIS in Hamburg Verfahren zur Änderungsdetektion auf multispektralen Luftbildern.*

Es wird Bildmaterial von städtischen Gebieten verwendet, das mit einem Multispektralscanner der DLR in 10 Spektralbändern bei Wellenlängen von 0.42 bis 2.5 μm aufgenommen wurde. Die Bodenauflösung beträgt zwischen 0.7 und 4.2 Metern. Ziel ist die Entwicklung von Methoden zur rechnergestützten Änderungsdetektion. Skizziert wird ein auf Bayes'schen Wahrscheinlichkeiten beruhendes Konzept zur unüberwachten Änderungsdetektion, bei dem auch räumliche Nachbarschaftsbeziehungen zwischen den Bildelementen berücksichtigt werden.

[1] CENSIS: c/o Prof. H. Spitzer, II. Inst. f. Exp.-Physik, Luruper Chaussee 149, 22761 Hamburg
World Wide Web http://kogs-www.informatik.uni-hamburg.de/projects/Censis.html
johann.bienlein@desy.de, hartwig.spitzer@desy.de, wiemker@informatik.uni-hamburg.de

Der Vertrag über den Offenen Himmel *(Treaty on Open Skies)*

Der Vertrag über den Offenen Himmel (*Open Skies*, SPITZER 1997) wurde am 24. März 1992 in Helsinki von insgesamt 27 Staaten unterzeichnet. Zu den Unterzeichnern gehören alle NATO-Staaten sowie Rußland, die Ukraine, Weißrußland, Bulgarien, Polen, Rumänien, Ungarn, die Tschechoslowakei (heute Tschechische und Slowakische Republik), sowie Georgien und Kirgisien. Der Vertrag soll durch gegenseitige, gemeinsam durchgeführte Beobachtungsüberflüge zur Weiterentwicklung und Stärkung von Frieden, Stabilität und kooperativer Sicherheit im Gebiet der Mitgliedsstaaten beitragen. Dabei geht es zunächst um die Verbesserung von Offenheit und militärischer Transparenz und um die Überwachung von Rüstungskontrollabkommen. Später sind auch Einsätze für Krisenmanagement und für den Schutz der Umwelt denkbar. Die Beobachtungsüberflüge werden – wie bei anderen sicherheitsbildenden Abkommen – nach einem Quotensystem auf dem Prinzip der Reziprozität durchgeführt. Jedes Land muß gleichviel Überflüge über seinem Territorium zulassen, wie es anderswo durchführen kann. Für Deutschland sind es zwölf, für die USA und Rußland im Verbund mit Weißrußland je 42 Flüge pro Jahr.

Neu ist das Prinzip des unbegrenzten territorialen Zugangs. Praktisch das ganze Gebiet der Teilnehmerstaaten von San Francisco bis Wladiwostok ist für Beobachtungsflüge zugänglich. Anfangs kommen photographische und Videokameras mit einer Bodenauflösung von 30 Zentimetern zum Einsatz, später auch Wärmebildkameras und Radarbildsysteme. Damit läßt sich unverdecktes, großes militärisches Gerät dem Typ nach ohne weiteres erkennen. Neu ist ebenfalls die gegenseitige Offenheit der Bilddaten. Jeder Vertragsstaat kann Kopien der Bilddaten aller Beobachtungsflüge erwerben, selbst wenn diese von anderen Staaten durchgeführt wurden. Hier ergibt sich insbesondere für die Staaten ohne eigene Aufklärungssatelliten ein Informationsgewinn. Es gibt allerdings auch Grenzen der Offenheit. Die Bilddaten können nur für Vertragszwecke verwendet werden und bleiben in den Händen regierungsamtlicher Stellen. Für die freie Forschung oder die Öffentlichkeit besteht kein Datenzugang. Trotzdem hat die völlige Öffnung des Luftraums für kooperative Beobachtungsflüge eine symbolische und praktische Bedeutung, die weit über die der örtlich begrenzten Vor-Ort-Inspektionen anderer Verträge hinausgeht.

Der Vertrag konnte bisher noch nicht in Kraft treten, weil die Ratifizierung durch die Parlamente von Rußland, Weißrußland und der Ukraine ausstehen. Es wurden aber in fast allen Vertragsstaaten umfassende Vorbereitungen für die Umsetzung des Vertrages getroffen. So haben Bulgarien, Deutschland, Großbritannien, Rumänien, Rußland, Tschechien, die Ukraine, Ungarn und die Vereinigten Staaten ein oder mehrere Flugzeuge speziell für Open-Skies umgewidmet. In Deutschland ist es eine nagelneue Tupolew 154 M, die die Bundeswehr aus der Flugbereitschaft der DDR-Regierung übernommen hat.[2]

Seit 1992 werden – erst vereinzelt und jetzt regelmäßig – bilaterale Probe- und Übungsflüge durchgeführt. Diese Flüge haben einen erheblichen Erfahrungs- und Informationsgewinn eingebracht. Deutschland konnte insbesondere als einziges westliches Land zwei Übungsflüge über Sibirien mit einer Gesamtlänge von 8900 km durchführen. Es wurden zahlreiche Standorte

[2] **Nachtrag:** In einem tragischen Unfall kollidierte das deutsche Open Skies Flugzeug am 13. September 1997 um 17.10 Uhr in großer Höhe 110 km westlich der namibischen Küste über dem Südatlantik mit einem US-amerikanischen C-141 Starlifter. Es starben alle 24 Personen an Bord der Tupolew 154 und die 9 Personen an Bord des Starlifters. Das deutsche Flugzeug war auf einem Passagierflug in südlicher Richtung von Niamey nach Kapstadt, das amerikanische auf einem Frachtflug in nordwestlicher Richtung von Windhuk nach Ascension. Beide Maschinen verfügten über keine Antikollisionswarngeräte (TCAS), der Starlifter nicht einmal über einen Transponder. Einige Wrackteile konnten vom Meeresboden geborgen werden. Die Such- und Bergungsanstrengungen wurden im Dezember 1997 eingestellt.

mit großem militärischen Gerät überflogen. Es handelte sich dabei sowohl um Waffensysteme, die kurz vor Abschluß des KSE-Vertrages nach Sibirien gebracht worden waren, als auch um Systeme, die nicht unter den KSE-Vertrag fallen, wie Raketen. Dadurch ist eine erste Bestandsaufnahme von militärischem Großgerät hinter dem Ural im Ansatz gelungen.

Die deutschen Open-Skies-Flüge werden vom Zentrum für Verifikationsaufgaben der Bundeswehr in Geilenkirchen vorbereitet und durchgeführt. Die Bildauswertung erfolgt beim Amt für Militärisches Nachrichtenwesen in Köln-Wahn. Man kann davon ausgehen, daß dort Änderungen von Operateuren durch genauen Bildvergleich 'per Auge' untersucht werden. Die Methodenentwicklung bei CENSIS ist dagegen auf die rechnergestützte Änderungsdetektion ausgerichtet, die in Zukunft eine größere Rolle spielen könnte, etwa bei der großflächigen Überwachung von bisher nicht genau bekannten Gebieten mit Hilfe von Satelliten und bei Verifikationsanwendungen im Kontext der UNO oder der OSZE.

Computerunterstützte Änderungsdetektion

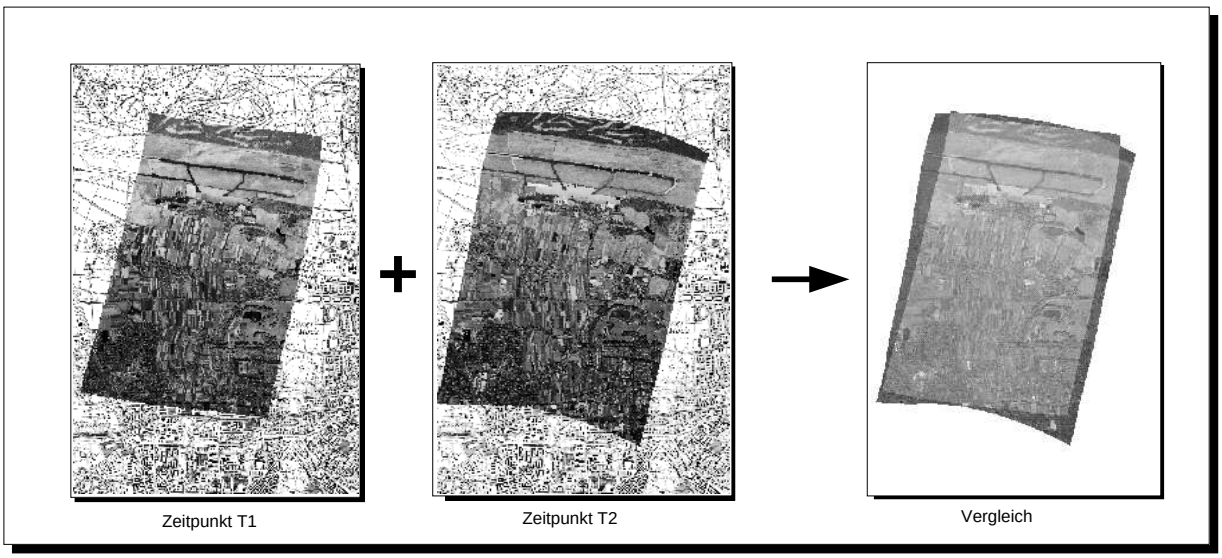
Sobald die Open Skies Flüge in vollem Umfang regelmäßig durchgeführt werden, werden sich enorme Mengen an photographischem und digitalem Bildmaterial ergeben. Da der Vergleich von Luftbildern ein zeitaufwendiger Vorgang ist, wird die Datenauswertung eines der zentralen Probleme der Verifikation sein (DREWNIOK ET AL. 1993). Es stellt sich daher die Frage, inwieweit die Analytiker durch halbautomatische Verfahren der digitalen Bildverarbeitung unterstützt werden können.

Änderungsdetektion ist eine zentrale Aufgabe für alle Arten von *Monitoring*-Aufgaben. Der Vergleich von Bildaufnahmen derselben Szene zu unterschiedlichen Zeitpunkten erlaubt die Aufdeckung von Änderungen, wie sie z.B. von jahreszeitlichen Schwankungen, baulichen Veränderungen, städtischer Entwicklung, Entwaldung, aber auch von Katastrophen wie Überschwemmungen, Erdrutschen, etc. hervorgerufen werden.

Während die Interpretation und der Vergleich von Grauwertbildern ein erhebliches 'Weltwissen' erfordert, ist die thematische Klassifikation und der Vergleich von *Multispektralbildern* der Automatisierung wesentlich zugänglicher (LILLESAND & KIEFER 1987, SINGH 1989, RICHARDS 1993, WIEMKER & SPITZER 1996, NIELSEN ET AL. 1997). Vergleichsweise einfache Algorithmen können das Reflektanzspektrum einer Bodenoberfläche zum Zeitpunkt T_1 mit seinem Spektrum zum Zeitpunkt T_2 vergleichen und aus der Ähnlichkeit bzw. Diskrepanz der Spektren eine Wahrscheinlichkeit dafür ableiten, daß eine Änderung stattgefunden hat.

Registrierung der Bilder

Notwendige Voraussetzung für den pixelweisen Vergleich der Multispektralbänder ist eine vorhergehende *Entzerrung*, sowie eine *Geokodierung* oder eine Registrierung der zu vergleichenden Bilder. Für Aufnahmen von flugzeuggetragenen Zeilenscannern erfolgt die Geokodierung wünschenswerterweise durch automatische parametrische Rekonstruktion des Flugwegs (gekoppelte differentielle GPS- und Inertialnavigationsdaten (ZHANG ET AL. 1994)). Falls diese nicht oder nicht in der erforderlichen Genauigkeit realisiert ist, kann eine Registrierung durch Paßpunkte vorgenommen werden. Für flugzeuggestützte Sensoren sind lokal adaptive geometrische Transformationen notwendig (EHLERS 1994). Entsprechende Verfahren wurden auf die in dieser Studie verwendeten Bilddaten angwendet (WIEMKER ET AL. 1996). Die folgende Abbildung zeigt die auf eine Karte registrierten Bilder eines Zeilenscanners aus zwei verschiedenen Jahren (1991 und 1995).

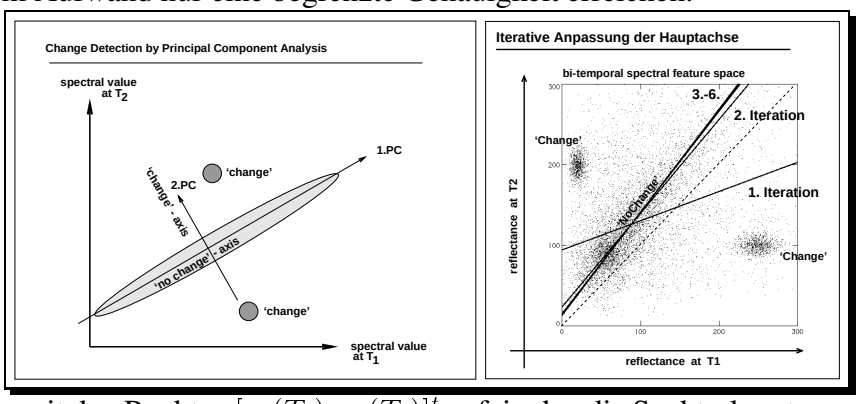


Der Änderungsdetektionsalgorithmus

Robustheit durch iterative Hauptachsentransformation

Wir betrachten einen Multispektralsensor, der in N Spektralkanälen mit einer mittleren Wellenlänge λ_i für jedes Bildelement (Pixel) einen Spektralwert x_i ($i = 1 \ldots N$) mißt und so einen Spektralvektor $\mathbf{x} = [x_1, \ldots, x_N]^t$ liefert.

Ein allgemeines Problem beim Vergleich zweier zu verschiedenen Zeitpunkten von derselben Oberfläche aufgenommener Spektren $\mathbf{x}(T_1)$ und $\mathbf{x}(T_2)$ ist, daß sich die Aufnahmebedingungen wie z.B. Sonnenstand, Himmelslicht, atmosphärische Transparenz, Luftlicht, aber auch die Sensorempfindlichkeiten verändert haben können. Atmosphärenkorrektur und Sensorkalibration können auch mit erhöhtem Aufwand nur eine begrenzte Genauigkeit erreichen.



In guter Näherung kann die Beziehung zwischen gemessenen Strahldichten bzw. den daraus abgeleiteten Reflektanzspektren $\mathbf{x}$ und den tatsächlichen Oberflächenreflektanzen als linear modelliert werden. Daher spannen wir für jeden Spektralkanal einen bitemporalen Merkmalsraum mit den Punkten $[x_i(T_1), x_i(T_2)]^t$ auf, in den die Spektralwerte von zwei verschiedenen Aufnahmen der Zeitpunkte T_1 und T_2 eingetragen werden. Die nichtgeänderten Pixel liegen dann auf einer Hauptachse, die allerdings wegen der erwähnten möglichen systematischen additiven und multiplikativen Fehler weder durch den Ursprung gehen, noch die Steigung 1 aufweisen muß. Eine spektrale Änderung in einem Pixel zeichnet sich dann durch die Abweichung von dieser Hauptachse aus, also gerade durch den Betrag der zweiten Hauptkomponente c_i.

Um nun zu verhindern, daß die Schätzung der ersten Hauptachse, der NoChange-Achse, durch die außerhalb liegenden Change-Pixel verzerrt wird (wie in der Abbildung sichtbar, rechte Hälfte, 1. Iteration) , führen wir eine iterative Schätzung der Kovarianzmatrix durch. Dabei

werden in jeder Iteration alle Pixel berücksichtigt, allerdings gewichtet mit ihrer jeweiligen aktuellen Wahrscheinlichkeit NoChange-Pixel zu sein. Diese Wahrscheinlichkeit ergibt sich aus dem Abstand zu der aktuell geschätzten Lage der NoChange-Achse. Die Iteration konvergiert bei vernünftigen Vergleichsszenen nach wenigen Schritten (siehe Abbildung, rechte Hälfte, 6. Iteration).

Nun liegt für jedes Pixel ein N-dimensionaler Änderungsvektor $\mathbf{c} = \mathbf{c}(\mathbf{x}(T_1), \mathbf{x}(T_2))$ vor, der die (positive oder negative) Abweichung c_i von der Hauptachse im jeweiligen Spektralkanal i mit Wellenlänge λ_i angibt. Die Gesamtheit der Änderungsvektoren $\mathbf{c}$ spannt einen spektralen Änderungsraum auf, um dessen Ursprung die NoChange-Pixel konzentriert sind.

In einem weiteren Schritt setzten wir jeden Änderungswert c_i ins Verhältnis zu der spektralen Varianz $\mathsf{var}\langle x_i \rangle_{\mathsf{loc}}$, die in der lokalen Umgebung des Pixels $\mathbf{x}$ im Spektralkanal i herrscht:

$$c_i \mapsto c_i \Big/ \sqrt{\mathsf{var}\langle x_i(T_1) \rangle_{\mathsf{loc}} + \mathsf{var}\langle x_i(T_2) \rangle_{\mathsf{loc}}}$$

D.h., jede spektrale Änderung wird relativ zu der ohnehin in der Umgebung vorzufindenden spektralen Varianz gemessen. Hiermit wird verhindert, daß in Regionen starker Textur schon leichte Verschiebungen der Bilder zueinander (Registrierungsfehler) zu fälschlich entdeckten Änderungen führen (man denke z.B. an Vegetationsflächen und Gebäudekanten).

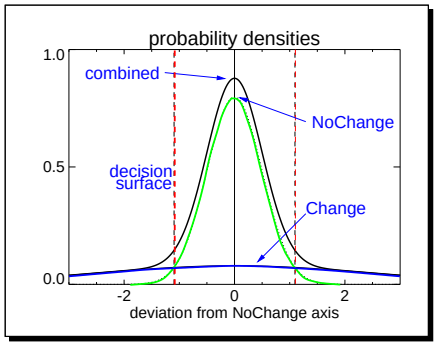
Komplementär zu den über die lokale spektrale Varianz normalisierten Änderungswerten c_i kann die lokale Varianz $\mathsf{var}\langle x_i \rangle_{\mathsf{loc}}$ auch als eigenständiges Merkmal $\hat{c}_i$ zur Änderungsdetektion genutzt werden. Als geeignet hat sich der Vergleich der Logarithmen der lokalen spektralen Varianzen der zwei Zeitpunkte erwiesen:

$$\hat{c}_i = \ln(\mathsf{var}\langle x_i(T_1) \rangle_{\mathsf{loc}}) - \ln(\mathsf{var}\langle x_i(T_2) \rangle_{\mathsf{loc}}) \quad .$$

Änderungsdetektion als unbeaufsichtigtes Clustering Problem

Auf den N-dimensionalen Bilddaten der Änderungsvektoren $\mathbf{c}$ kann nach Bestimmung von Trainingsgebieten die wohlbekannte *überwachte Maximum Likelihood* Klassifikation durchgeführt werden. In diesem Beitrag wird eine *unüberwachte Maximum Likelihood* Änderungsdetektion vorgeschlagen. Diese könnte beispielsweise dem Bildauswerter als automatisch erstellbarer erster Ausgangspunkt dienen.

Die Beträge der spektralen Änderungswerte c_i sind auch von äußeren Aufnahmeparametern abhängig. Eine Entscheidung, ab welchem Betrag $\|\mathbf{c}\| = \sqrt{\sum_i c_i^2}$ ein Pixel als 'geändert' gilt, müßte von willkürlichen, bildspezifischen Schwellwerten abhängen.



Unsupervised Clustering
into 2 classes: 'Change' vs. 'NoChange'

iterative re-estimation of

- spectral probabilities
- combined spectral-spatial probabilities
- class covariance ellipsoids

until convergence

Um stattdessen die Änderungswerte c_i in allgemeinere Änderungswahrscheinlichkeiten umzurechnen, wenden wir das wohlbekannte *Maximum Likelihood* Klassifikationsmodell an und betrachten zwei Klassen: 'Change' und 'NoChange', $\omega = \{\mathsf{Ch}, \mathsf{Nc}\}$. Wir modellieren beide Klassen mit Gaussischen Wahrscheinlichkeitsdichteverteilungen um den gemeinsamen Mittelpunkt $c_i = 0, \forall i$. Die beiden Klassen unterscheiden sich durch ihre Kovarianzellipsoide Σ_{Ch} und Σ_{Nc}. Die NoChange-Klasse hat eine kleine Varianz, die der Meßungenauigkeit entspricht, während die Change-Klasse mit einer so breiten Varianz modelliert wird, daß sie fast einem gleichverteilten 'Untergrund' entspricht. Die Entscheidungsgrenze zwischen den beiden Klassen liegt dann am Schnittpunkt der beiden Wahrscheinlichkeitsdichten.

Die spektral bedingten Wahrscheinlichkeiten $p(\mathbf{c}|\omega)$ für ein Pixel $\mathbf{x}$ mit den spektralen Änderungsvektor $\mathbf{c}$ sind:

$$p(\mathbf{c}|\mathsf{Nc}) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^N \ \det \|\Sigma_{\mathsf{Nc}}\|}} \exp(-\tfrac{1}{2}\,\mathbf{c}^t \Sigma_{\mathsf{Nc}}^{-1} \mathbf{c})$$

$$p(\mathbf{c}|\mathsf{Ch}) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^N \ \det \|\Sigma_{\mathsf{Ch}}\|}} \exp(-\tfrac{1}{2}\,\mathbf{c}^t \Sigma_{\mathsf{Ch}}^{-1} \mathbf{c}) \ .$$

Mit den relativen Klassenhäufigkeiten N_{Nc} und N_{Ch} als geschätzte *a priori* Wahrscheinlichkeiten ergeben sich die Bayes'schen Klassenzugehörigkeitswahrscheinlichkeiten $P(\omega|\mathbf{c})$:

$$P(\mathsf{NoChange}|\mathbf{c}) = N_{\mathsf{Nc}} \cdot p(\mathbf{c}|\mathsf{Nc})/p(\mathbf{c})$$

$$P(\mathsf{Change}|\mathbf{c}) = N_{\mathsf{Ch}} \cdot p(\mathbf{c}|\mathsf{Ch})/p(\mathbf{c})$$

mit $p(\mathbf{c}) = N_{\mathsf{Nc}}\ p(\mathbf{c}|\mathsf{Nc}) + N_{\mathsf{Ch}}\ p(\mathbf{c}|\mathsf{Ch})$, so daß $P(\mathsf{NoChange}|\mathbf{c}) + P(\mathsf{Change}|\mathbf{c}) = 1$.

Die Parameter $\Sigma_{\mathsf{Nc}}, \Sigma_{\mathsf{Ch}}, N_{\mathsf{Nc}}, N_{\mathsf{Ch}}$ können durch wohlbekannte iterative *Clustering*-Verfahren (DUDA & HART 1973) aus den Daten selbst unüberwacht geschätzt werden (WIEMKER 1997):

$$\Sigma_{\mathsf{Nc}} = \sum_{\mathbf{c}} P(\mathsf{NoChange}|\mathbf{c}) \cdot \mathbf{c}\,\mathbf{c}^t \Big/ \sum_{\mathbf{c}} P(\mathsf{NoChange}|\mathbf{c})$$

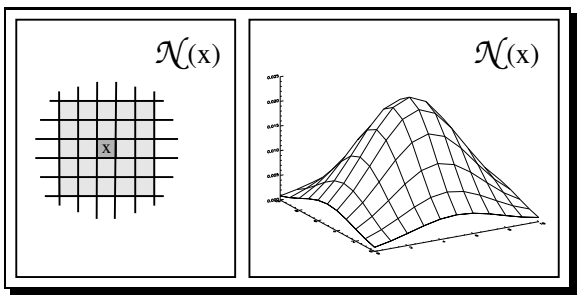
$$\Sigma_{\mathsf{Ch}} = \epsilon \cdot \Sigma_{\mathsf{Nc}} \quad ; \quad \epsilon = \mathsf{trace}(\Sigma^*_{\mathsf{Ch}})/\mathsf{trace}(\Sigma_{\mathsf{Nc}}) \quad ; \quad \epsilon \gg 1$$

$$\Sigma^*_{\mathsf{Ch}} = \sum_{\mathbf{c}} P(\mathsf{Change}|\mathbf{c}) \cdot \mathbf{c}\,\mathbf{c}^t \Big/ \sum_{\mathbf{c}} P(\mathsf{Change}|\mathbf{c})$$

$$N_{\mathsf{Nc}} = \sum_{\mathbf{c}} P(\mathsf{NoChange}|\mathbf{c}) \Big/ \sum_{\mathbf{c}} [P(\mathsf{NoChange}|\mathbf{c}) + P(\mathsf{Change}|\mathbf{c})]$$

$$N_{\mathsf{Ch}} = \sum_{\mathbf{c}} P(\mathsf{Change}|\mathbf{c}) \Big/ \sum_{\mathbf{c}} [P(\mathsf{NoChange}|\mathbf{c}) + P(\mathsf{Change}|\mathbf{c})] \qquad .$$

Berücksichtigung des lokalen Kontexts



Die Annahme des Markov'schen *random field modeling* besagt, daß die Wahrscheinlichkeit eines Pixels, eine bestimmte Eigenschaft aufzuweisen, von seiner Nachbarschaft $\mathcal{N}$ abhängt (BESAG 1986, LI 1995). Wir verwenden hier eine Gaussisch gewichtete Nachbarschaft $\mathcal{N}(\mathbf{x})$ um jedes Pixel $\mathbf{x}$ herum, in der wir die Änderungswahrscheinlichkeiten $P(\mathsf{Change}|\mathbf{c})$ 'glätten'. D.h., die Änderungswahrscheinlichkeit $P(\mathsf{Change}|\mathbf{c})$ eines Pixels $\mathbf{x}$ steigt, wenn auch in seiner Nachbarschaft $\mathcal{N}(\mathbf{x})$ hohe Änderungswahrscheinlichkeiten vorliegen, bzw. sinkt, wenn die Nachbarschaft geringe Änderungswahrscheinlichkeiten aufweist.

Die Wahl der Große der Nachbarschaft $\mathcal{N}$ kann der Bildauswerter danach treffen, an welcher Größe von Änderungsobjekten er interessiert ist. Für bestimmte Anwendungen mag es interessanter sein, nur größere zusammenhängende Änderungsgebiete ausgewiesen zu bekommen als vereinzelte unmaßgebliche kleine Änderungen (wie z.B. Neubaukomplexe im Gegensatz zu Autos).

Die Einbeziehung des Kontextes macht das Ergebnis zudem robuster gegen die Geokodierungs- bzw. Registrierungsungenauigkeit. Änderungsdetektion zwischen lokal leicht versetzten Bildern weist alle Stellen hoher Textur, insbesondere Kanten, fälschlich als Änderung aus. Dies wird durch eine räumliche Glättung der Änderungswahrscheinlichkeiten $P(\mathsf{Change}|\mathbf{c})$ verhindert.

Visualisierung im HSV Farbraum

Über die Klassifizierung in ein Binärbild mit Change- und NoChange-Pixel hinaus sollten dem Bildauswerter die errechneten Change-Wahrscheinlichkeiten und die Änderungrichtung im N-dimensionalen Spektralraum präsentiert werden. Als gut geeignet für eine intuitive zugängliche Darstellung hat sich der HSV-Farbraum erwiesen (*Hue, Saturation, Value;* FOLEY ET AL. 1994). Die Änderungswahrscheinlichkeit $P(\mathsf{Change}|\mathbf{c})$ wird dann als Farbsättigung (*Saturation*) dargestellt, so daß NoChange-Bereiche grau und Change-Bereiche mehr oder weniger stark farbig erscheinen[3] (siehe Abb. 1). Die Richtung des Änderungsvektors $\mathbf{c}$ im N-dimensionalen Spektralraum kann z.B. durch Hauptachsenprojektion auf eine Richtung im Farbkreis abgebildet werden und so als Farbton (*Hue*) kodiert werden. Zur räumlichen Orientierung des Betrachters wird ein Spektralkanal oder Kantenbild eines der beiden zu vergleichenden Bilder als Intensität (*Value*).

[3] Postscript- und pdf-Versionen dieses Beitrags, die die entsprechenden Farbabbildungen enthalten, können von unserem Web-Server abgerufen werden:
http://kogs-www.informatik.uni-hamburg.de/projects/censis/publications.html

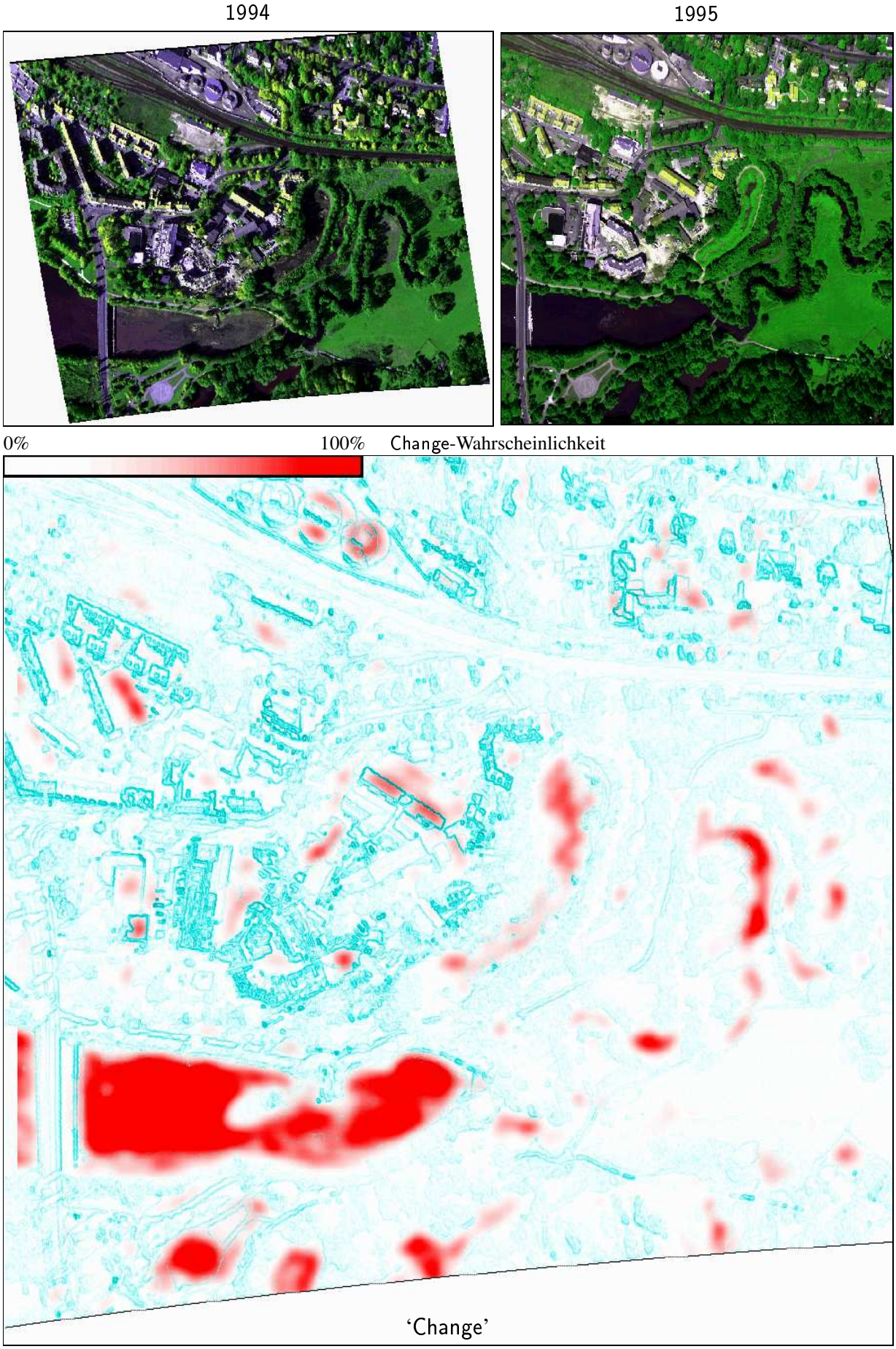


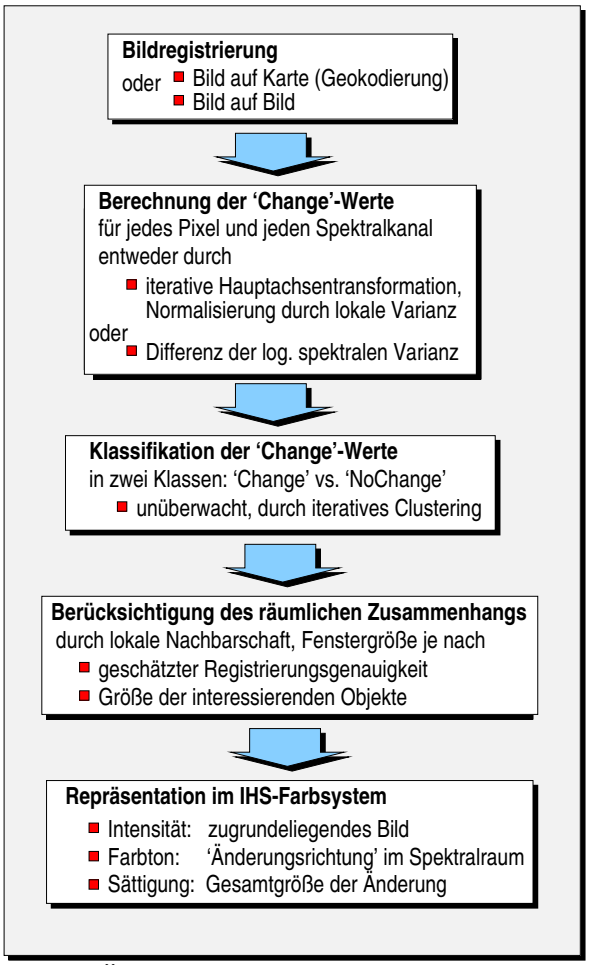
Abb. 1: oben: *Pseudofarbkomposite von Multispektralaufnahmen (Nürnberg,* DAEDALUS ATM, *300 m Flughöhe, Pixelauflösung $\approx$ 1 m, $\lambda_{Rot} = 615$ nm, $\lambda_{Grün} = 725$ nm, $\lambda_{Blau} = 485$ nm).*
unten: Change-*Wahrscheinlichkeit kodiert als Farbsättigung ($\mathcal{N}$: 30 $\times$ 30 pixel):*
Unten links sieht man eine leergelaufene / volle Staustufe der Pegnitz.

Zusammenfassung

Mit der Ratifizierung des Open Skies Vertrages kann in naher Zukunft gerechnet werden. Zahlreiche Probeflüge unter Vertragsbedingungen haben die Durchführbarkeit und den Nutzen des Vertrages für die militärische Vertrauensbildung unter Beweis gestellt. Mittelfristig sieht der Vertrag die Möglichkeiten einer Ausweitung auf andere Problemfelder vor, wie z.B. Umwelt- und Katastrophen-Monitoring sowie friedenserhaltende Missionen (SPITZER 1997b, SPITZER 1997c).

Das in den Überflügen gewonnene Bildmaterial wird zur Zeit meist per Auge von erfahrenen militärischen Bildauswertern analysiert. Sollen die Bilddaten für Monitoring im größeren Maßstab zugänglich gemacht werden, sind computergestützte halbautomatische Algorithmen zur Änderungsdetektion nötig, wie wir sie hier beschreiben.

Änderungsdetektion wird häufig auf dem Ergebnis einer einzigen Hauptachsentransformation aller $2N$ Bilder der zu zwei Zeitpunkten T_1 und T_2 aufgenommenen N Spektralkanäle betrieben (RICHARDS 1993). Im Gegensatz dazu halten wir zunächst eine Umrechnung der Spektren $\mathbf{x}(T_1)$ und $\mathbf{x}(T_2)$ in N-dimensionale Änderungsvektoren $\mathbf{c}$ für notwendig. Die hier vorgestellte kanalweise iterative Hauptachsentransformation ist robust gegen systematische additive und multiplikative Unterschiede zwischen den zu vergleichenden Bilddatensätzen, wie sie durch Ungenauigkeiten in Sensorkalibration und Atmosphärenkorrektur nachbleiben. Durch die Normalisierung der Änderungsvektoren $\mathbf{c}$ bezüglich der ohnehin vorhandenen lokalen spektralen Varianz wird Robustheit gegen die insbesondere bei flugzeuggetragenen Zeilenscannern unvermeidliche Geokodierungsungenauigkeit erreicht. Die räumliche Glättung der Änderungwahrscheinlichkeiten $P(\mathsf{Change}|\mathbf{c})$ erlaubt es dem Bildauswerter, durch Wahl der Größe einer gaussisch gewichteten Nachbarschaft $\mathcal{N}$ nach kleineren oder größeren Änderungsgebieten zu suchen.



Die unüberwachte Umrechnung der bildabhängigen Änderungsvektoren $\mathbf{c}$ in allgemeinere Bayes'sche Änderungswahrscheinlichkeiten $P(\mathsf{Change}|\mathbf{c})$ bietet die Basis für eine unabhängigere und fundiertere Vergleichbarkeit und Bewertung der Änderungen.

Die beschriebenen Programmroutinen zur Änderungsdetektion wurden in IDL / PVWAVE kodiert und mit graphischer Benutzerschnittstelle in die Software-Umgebung für Fernerkundungsdaten ENVI integriert.

Danksagung

Die Arbeit in der Gruppe CENSIS wird unterstützt durch die Volkswagen-Stiftung, Hannover, sowie durch die Deutsche Forschungsgemeinschaft. Die Bilddaten stammen aus Überfliegungen durch das Deutsche Zentrum für Luft- und Raumfahrt, Oberpfaffenhofen (DLR); wir danken insbesondere V. Amann, P. Hausknecht, R. Richter und M. Schröder.

Literaturverweise

BESAG, J. (1986): On the Statistical Analysis of Dirty Pictures. Journal of the Royal Statistical Society B **48** (3), 259–302, 1986.

DREWNIOK, C., C. SCHRÖDER, H. LANGE, L. DRESCHLER-FISCHER (1993): Automatisierte Bildauswertung als Hilfsmittel zur Verifikation. In U. Kronfeld, W. Baus, B. Ebbesen, M. Jathe (Hrsg.), Naturwissenschaft und Abrüstung – Forschungsprojekte an deutschen Hochschulen, S.46–69, Lit Verlag, ISBN 3-89473-598-8, Münster 1993.

DUDA, R. O. & P. E. HART (1973): Pattern Classification and Scene Analysis. Wiley, New York, 1973.

EHLERS, M. (1994): Geometric Registration of Airborne Scanner Data Using Multiquadric Interpolation Techniques. In Proceedings of the First International Airborne Remote Sensing Conference and Exhibition, Strasbourg, volume II, pages 492–502. Environmental Research Institut of Michigan, Ann Arbor, 1994.

FOLEY, J., A. VAN DAM, S. FEINER & J. HUGHES (1995): Computer Graphics: Principles and Practice. Addison-Wesley, Reading, MA, 1995.

LI, S.Z. (1995): Markov Random Field Modeling in Computer Vision. Springer, Tokyo, 1995.

LILLESAND, T.M. & R.W. KIEFER (1987): Remote Sensing and Image Interpretation. Wiley, New York, 1987.

NIELSEN, A.A., R. LARSEN & H. SKRIVER (1997): Change Detection in Bi-Temporal EMISAR Data From Kalø, Denmark, by Means of Canonical Correlation Analysis. In Proceedings of the Third International Airborne Remote Sensing Conference and Exhibition, Copenhagen, volume I, pages 281–287. Environmental Research Institut of Michigan, Ann Arbor 1997.

RICHARDS, J. A. (1993): Remote Sensing Digital Image Analysis. Springer, Heidelberg, New York, 1993.

SINGH, A. (1989): Digital Change Detection Techniques Using Remotely-Sensed Data. International Journal of Remote Sensing **10** (6), 989–1003, 1989.

SPECK, A. (1997): Änderungsdetektion auf multispektralen Luftbildern durch Hauptachsentransformationen im bitemporalen Merkmalsraum, 1997. Diplomarbeit, Universität Hamburg, II. Institut für Experimentalphysik, CENSIS-Report 26-97.

SPITZER, H. (1997): The Open Skies Treaty: A Cooperative Approach to Confidence Building and Verification. In D. Schroeer, A. Pascolini (eds.), The Weapons Legacy of the Cold War – Problems and Opportunities, p.163–176, ISBN 1-85521-945-X, Ashgate, Aldershot 1997.

SPITZER, H. (1997b): Potential of the Open Skies Regime and Sensor Suite for Environmental Monitoring, Proceedings of the Third International Airborne Remote Sensing Conference and Exhibition, Copenhagen, July 1997, vol. I, p.9–16. ERIM, Ann Arbor 1997.

SPITZER, H. (1997c): Offener Himmel über Bosnien – Politische Perspektiven und technische Optionen. In Wissenschaft und Frieden, **4/97**, p.57–59, 1997.

WIEMKER, R. & H. SPITZER (1996): Änderungsdetektion auf multispektralen Luftbildern – Perspektiven für den Open-Skies-Vertrag. In J. Altmann & G. Neuneck (eds.), Naturwissenschaftliche Beiträge zu Abrüstung und Verifikation, Verhandlungen der Fachsitzung der 60. Physikertagung der Deutschen Physikalischen Gesellschaft (DPG) in Jena 1996, pages 138–151. DPG / FONAS (Math.Seminar, Bundesstr. 55, D-20146 Hamburg), 1996.

WIEMKER, R., K. ROHR, L. BINDER, R. SPRENGEL & H.S. STIEHL (1996): Application of Elastic Registration to Imagery from Airborne Scanners. In Proceedings of the XVIII. Congress of the International Society for Photogrammetry and Remote Sensing ISPRS 1996, Vienna, volume XXXI part B4 of International Archives of Photogrammetry and Remote Sensing, pages 949–954, 1996.

WIEMKER, R. (1997): An Iterative Spectral-Spatial Bayesian Labeling Approach for Unsupervised Robust Change Detection on Remotely Sensed Multispectral Imagery. In G. Sommer, K. Daniilidis & J.Pauli (eds.), Proceedings of the 7th International Conference on Computer Analysis of Images and Patterns, Kiel, Springer LNCS volume 1296, pages 263–270. Heidelberg 1997.

ZHANG, W., J. ALBERTZ & Z. LI (1994): Digital Orthoimage From Airborne Line Scanner Imagery Utilizing Flight Parameters. In H. Ebner, C. Heipke & K. Eder (eds.), Proceedings of the ISPRS Commission III Symposium on Spatial Information from Digital Photogrammetry and Computer Vision, Munich 1994, International Archives of Photogrammetry and Remote Sensing, volume 30 part 3/2, p. 945–950, 1994.

18.10.1994

Abb. 2: *Pseudofarbkomposit der Multispektralaufnahme (Nürnberg,* DAEDALUS ATM, *300 m Flughöhe, Pixelauflösung* $\approx$ *1 m,* $\lambda_{Rot} = 615$ *nm,* $\lambda_{Grün} = 725$ *nm,* $\lambda_{Blau} = 485$ *nm).*

21.7.1995

Abb. 3: *Pseudofarbkomposit der Multispektralaufnahme (Nürnberg,* DAEDALUS ATM, *300 m Flughöhe, Pixelauflösung* $\approx$ *1 m,* $\lambda_{Rot} = 615$ *nm,* $\lambda_{Grün} = 725$ *nm,* $\lambda_{Blau} = 485$ *nm).*

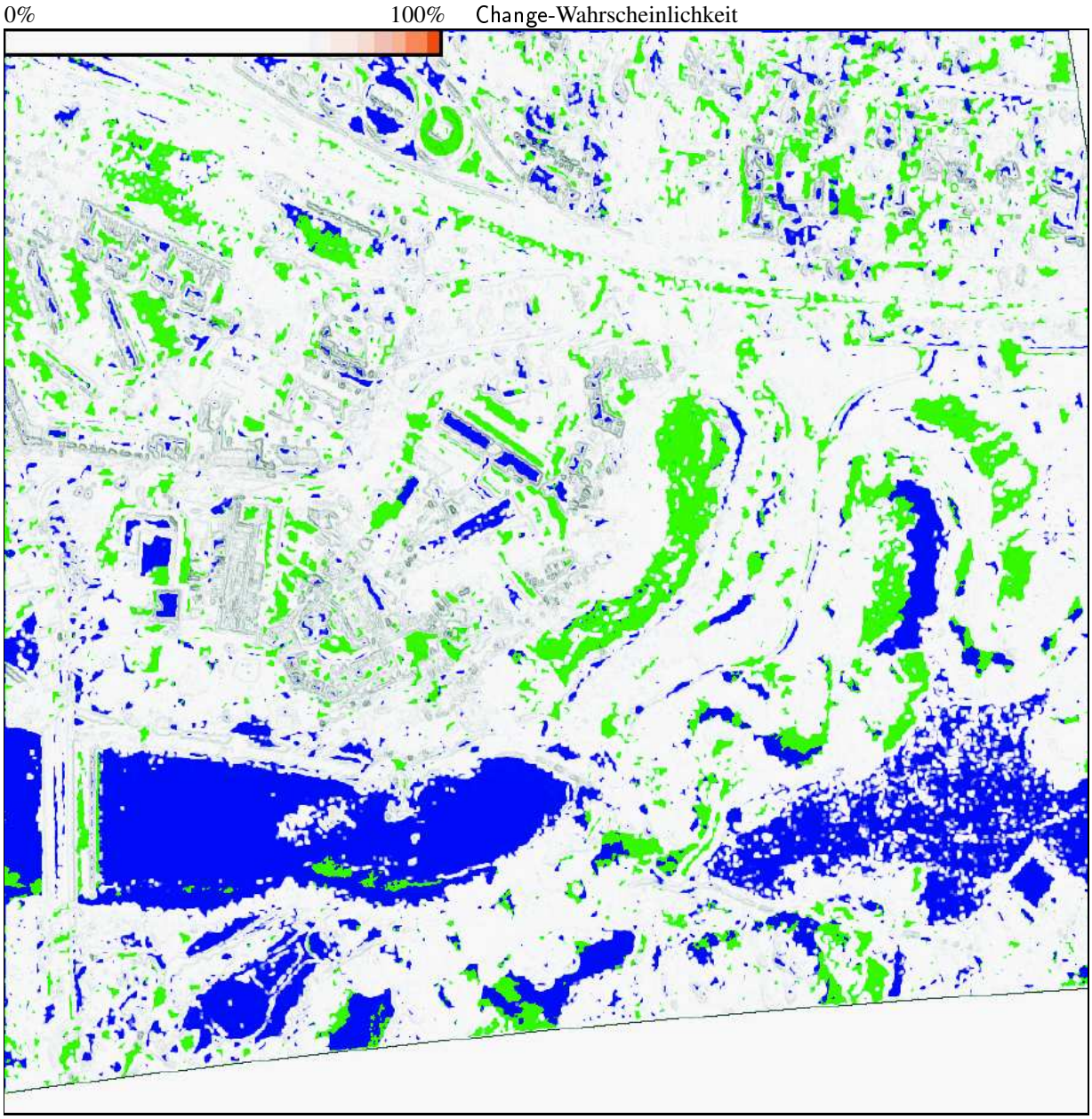


Abb. 4: *Die* Change*-Wahrscheinlichkeit ist als Farbsättigung kodiert, während die verschiedenen Farbtöne unterschiedliche Richtungen des Änderungsvektors* $\mathbf{c}$ *im* N*-dimensionalen Spektralraum andeuten (*N *= 10;* $\mathcal{N}$*: 3* $\times$ *3 pixel):*
leergelaufene / volle Staustufe der Pegnitz.

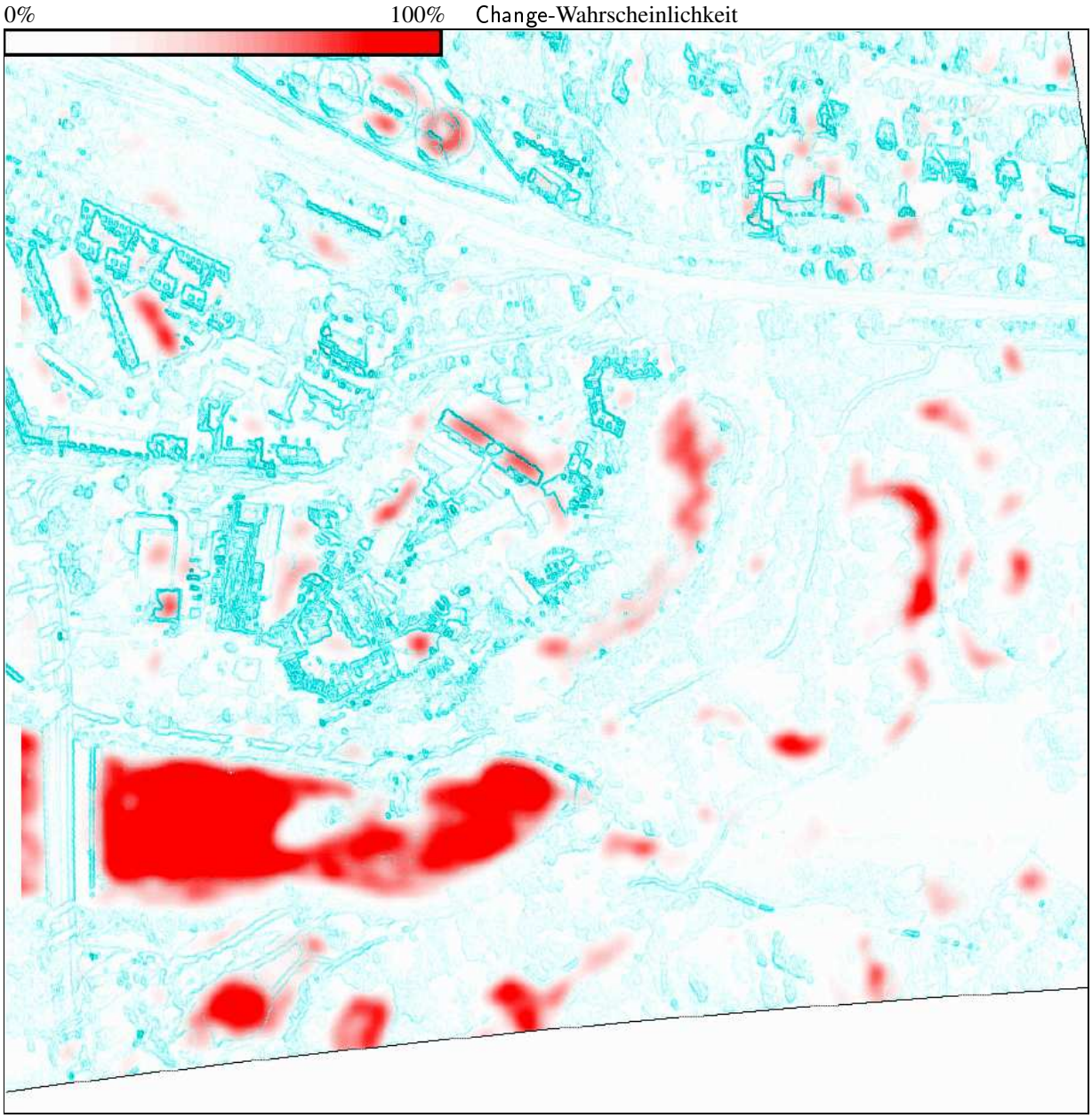


Abb. 5: Change-*Wahrscheinlichkeit kodiert als Farbsättigung ($\mathcal{N}$: 30 × 30 pixel).*

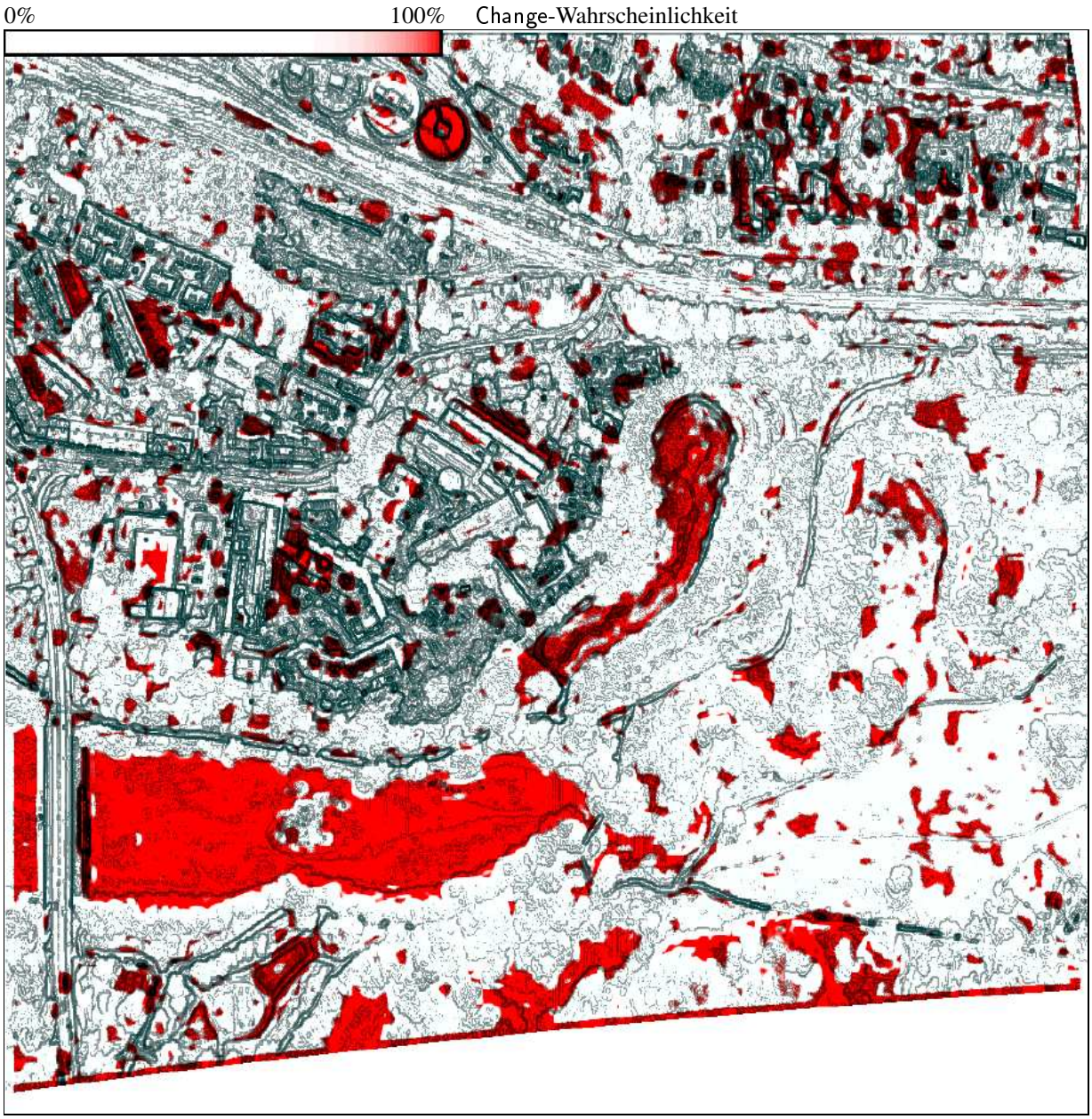


Abb. 6: *Änderung der logarithmischen lokalen spektralen Varianz in einer Gaussischen Umgebung (Varianzumgebung $\sigma = 4$ pixel; Wahrscheinlichkeitsumgebung $\mathcal{N}$: 3×3 pixel).*

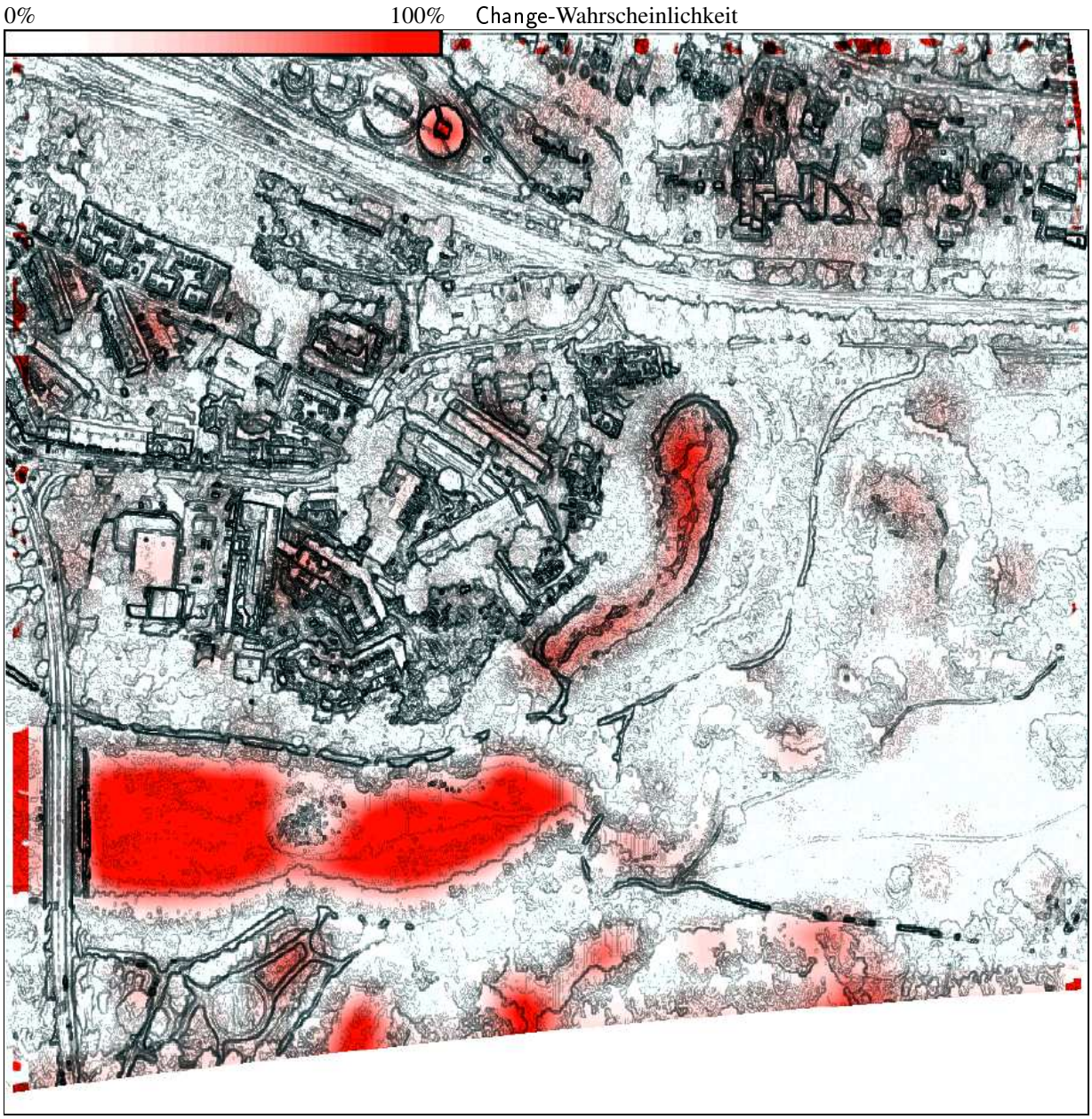


Abb. 7: *Änderung der logarithmischen lokalen spektralen Varianz in einer Gaussischen Umgebung (Varianzumgebung $\sigma = 4$ pixel; Wahrscheinlichkeitsumgebung $\mathcal{N}$: 45×45 pixel).*