

**Herbert LETTNER  
Peter BOSSEW  
Alexander Karl HUBMER**

## **Reports**

**UBA-94-101**

**Kontamination durch radioaktiven  
Fallout im Bundesland Salzburg und in  
angrenzenden Teilen von  
Oberösterreich**

Wien, Oktober 1994

Bundesministerium für Umwelt,  
Jugend und Familie



**Projektleitung:** Herbert Lettner (Radiologisches Meßlabor des Landes Salzburg, Institut für Physik und Biophysik der Universität Salzburg)

**unter Mitarbeit von:** Peter Bossew (Ökologie Institut)  
Alexander Karl Hubmer (Universität Salzburg)

**Impressum:**

Medieninhaber und Herausgeber: Umweltbundesamt, 1090 Wien, Spittelauer Lände 5  
Druck: Riegelnik, Wien

© Umweltbundesamt, Wien, Oktober 1994  
Alle Rechte vorbehalten  
ISBN 3-85457-201-8

# INHALTSVERZEICHNIS

	ZUSAMMENFASSUNG	1
	SUMMARY	3
1.	Einleitung	5
2.	Zielsetzung	6
3.	Durchführung	6
3.1.	Teilprojekt 1: Untersuchung der kleinräumigen Inhomogenität	7
3.1.1.	Literaturübersicht	7
3.1.2.	Arbeiten des Ökologie-Institutes	10
3.1.2.1.	Messungen auf einer Dauerwiese in NÖ	10
3.1.2.2.	Messungen in einem Waldstück in NÖ im Rahmen eines Projektes des UBA	11
3.1.2.3.	Messungen im Rahmen eines agrarökologischen Projektes des UBA	11
3.1.2.4.	Bodenproben aus einem Gebiet in der Umgebung des Traunstein (OÖ)	13
3.1.2.5.	Messungen auf einer Wiese nahe Gmunden	13
3.1.3.	Untersuchungen am Krauthügel	17
3.1.3.1.	Probennahme	18
3.1.3.2.	Ergebnisse der Homogenitätsuntersuchungen	20
3.1.4.	Diskussion der Literatur- und Meßdaten	28
3.2.	Teilprojekt 2: Messung der Flächenkontamination	30
3.2.1.	Methoden	30
3.2.2.	Probennahme und Auswahl der Meßorte	30
3.2.3.	Meßergebnisse	31
3.2.3.1.	Tiefenverteilungen in den Bodenproben	31
3.2.3.2.	In-situ Gammaskpektrometrie - Messungen	33
3.2.4.	Korrelation In-situ Gammaskpektrometrie und Bodenprobenmessungen	35
3.2.5.	Korrelation Ortsdosisleistung (ODL) und Bodenkontaminationsmessungen	36
3.2.6.	Ergebnisse der Bodenkontaminationsmessungen in Salzburg und in den nördlich angrenzenden Gebieten von Oberösterreich.	37
4.	Schlußfolgerungen	40
	LITERATUR	41
	ANHANG A: Varianzanalyse und Statistik der Krauthügeluntersuchungen	43
	ANHANG B: Meßtechnik und Meßgenauigkeit	48
	ANHANG C: Nachweis und Erkennungsgrenze	55
	ANHANG D: Tiefenverteilungen für <sup>137</sup> Cs in den Bodenproben der Meßpunkte der Kontaminationsmessungen.	59
	ANHANG E: Photographische Aufnahme der Bodenproben von den einzelnen Meßpunkten der Kontaminationsmessungen.	63



## ZUSAMMENFASSUNG

Das Bundesland Salzburg und die angrenzenden Teile von Oberösterreich gehören zu den am stärksten durch Tschernobyl-Fallout kontaminierten Regionen außerhalb der GUS-Staaten. Die spezifische Deposition des Leitnuklids  $^{137}\text{Cs}$  bezogen auf April 1986 variiert über einen Bereich von  $10 \text{ kBq/m}^2$  bis  $80 \text{ kBq/m}^2$  als Folge lokal unterschiedlicher Niederschlagsbedingungen. Die Gebiete mit den höchsten Kontaminationen sind geographisch an den Bereich von Staulagen am Nordrand der Alpen und an der Nordseite der Hohen Tauern gebunden. Im nördlichen Flachgau und den im Norden angrenzenden oberösterreichischen Gebiet ist die Kontamination am geringsten.

Neben der großräumigen regionalen systematischen Variation der spezifischen Deposition existiert eine kleinräumige zufallsbedingte Streuung im Kleinbereich (1 Meter bis 100 Meter). Für die Quantifizierung dieser kleinräumigen Inhomogenitäten wurden auf einer  $10000 \text{ m}^2$  großen Versuchsfläche im Stadtgebiet von Salzburg (Krauthügel) 235 Bodenproben genommen und mit statistischen Methoden untersucht. Aus den vorgefundenen Inhomogenitäten der Deposition lassen sich die Unsicherheiten in der Bestimmung der spezifischen Deposition aus Bodenproben ableiten. Unter den experimentellen Bedingungen der Entnahme von zylinderförmigen Bodenproben mit einer Querschnittsfläche von  $51 \text{ cm}^2$  liegt der wahre Mittelwert einer  $10000 \text{ m}^2$  großen Fläche mit 95% Wahrscheinlichkeit nur innerhalb von  $\pm 42\%$  vom gemessenen Wert einer Bodenprobe. Mehrere Proben auf eine kleine Fläche ( $100 \text{ m}^2$ ) genommen, bringen nur eine geringe Erhöhung der Genauigkeit, allein die Verteilung der Proben auf eine größere Fläche führt zu einer akzeptablen Verringerung der statistischen Unsicherheiten. Parallel zu den Bodenproben wurden auf der Versuchsfläche in-situ Gammaskontaminationen aufgenommen und aus der experimentell vorgefundenen mittleren Tiefenverteilung von  $^{137}\text{Cs}$ , der Bodendichte und dem Wassergehalt, der ungestörte Photonenfluß berechnet. Die berechneten spezifischen Kontaminationen aus dem in-situ Spektrum zeigen praktisch vollkommene Übereinstimmung mit dem Mittelwert der Bodenuntersuchungen (beide Methoden:  $43 \text{ kBq/m}^2$ , bezogen auf 30. April 1986).

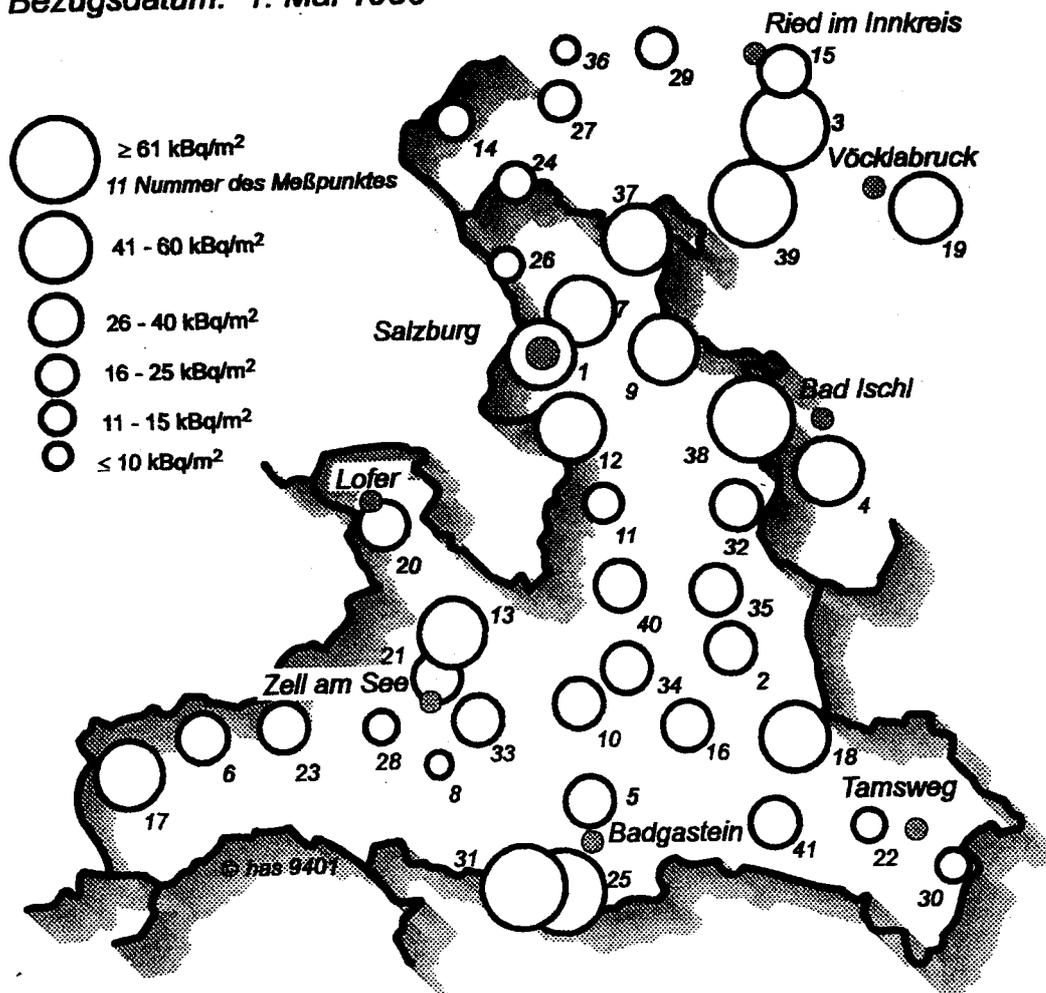
Zur Erstellung einer Kontaminationskarte für das Bundesland Salzburg und die angrenzenden Teile von Oberösterreich dienten die Meßergebnisse der Bodenprobenuntersuchungen und die Auswertung von in-situ Gammaskontaminationen aus insgesamt 40 Entnahmestellen von Bodenproben. Für die Berechnung der spezifischen Kontamination aus den in-situ Spektren fand die Methode der Berechnung des Photonenflusses aus der Radionuklid-Tiefenverteilung in den Bodenproben Anwendung. Die vorgefundenen Tiefenverteilungen korrelieren mit den jeweiligen Bodentypen, für die nach der Nutzungsart und nach geographischen Kriterien eine Untergliederung in 3 Gruppen möglich ist: (1) Landwirtschaftlich intensiv genutzte Böden zeigen eine zunehmende Migration der Radionuklide in tiefer liegende Bodenschichten, die Aktivitätsmaxima liegen in ca. 4 cm Bo-

dentiefe bei einer vergleichsweise geringen Abnahme der Aktivität mit der Bodentiefe. (2) In Böden in alpinen Lagen ist das Aktivitätsmaximum in der obersten Bodenschicht von 2 cm gebunden, aus der geringen Migration in tiefere Bodenschichten resultiert eine ausgeprägt steile Abnahme der Aktivität mit der Bodentiefe. (3) Die Tiefenverteilung in Böden inneralpiner Tallagen liegt zwischen den angeführten Extrembeispielen (1) und (2).

Die Zuverlässigkeit der Berechnung der Spektren aus der Tiefenverteilung der Radionuklide wird mit der sehr guten Korrelation der Meßergebnisse aus den Bodenanalysen mit den Ergebnissen der Berechnungen der in-situ Spektren untermauert. Die Korrelation der Ortsdosisleistung mit der jeweiligen Bodenkontamination ist durch die unterschiedliche Tiefenverteilung im Boden und durch den lokal verschiedenen Beitrag der terrestrischen Strahlung überlagert und dadurch verschlechtert. Der durchschnittliche Anstieg der Gammadosisleistung betrug im November 1993 14,2 nSv/h pro ( $10 \text{ kBq/m}^2 \text{ }^{137}\text{Cs} + 0,4 \text{ kBq/m}^2 \text{ }^{134}\text{Cs}$ ). Der durch die künstlichen Radionuklide entstandene zusätzliche Beitrag zur Gammadosisleistung liegt zwischen 10 und 80 nSv/h.

## $^{137}\text{Cs}$ in Bodenproben

Bezugsdatum: 1. Mai 1986



Ergebnisse der Messungen der Bodenkontamination in  $\text{kBq/m}^2$  im Bundesland Salzburg und in den nordöstlich angrenzenden Teilen von Oberösterreich (die Zahlen entsprechen den Nummern der Meßpunkte, siehe S. 38 Tab. 18).

## SUMMARY

The Province of Salzburg and adjacent parts of Upper-Austria belong to the regions with the highest contamination from the Chernobyl-Fallout outside the former CIS. The range of the specific  $^{137}\text{Cs}$  contamination varies between  $10 \text{ kBq/m}^2$  and  $80 \text{ kBq/m}^2$  in April 1986 due to locally different meteorological conditions at the time of the passage of the radioactive cloud. The highest contaminated regions in geographical terms are at the northern flank of the Alps and the northern parts of the Hohe Tauern region. The contamination is lowest in the northern Flachgau area and the adjacent northwestern Upper-Austria.

Besides the systematic variation of the contamination on a regional scale a random inhomogeneity of the fallout on a smaller scale ( $100 \text{ m}^2$  up to  $10.000 \text{ m}^2$ ) could be found. For the quantitative analysis of the small scale-inhomogeneities a systematic investigation of the fallout on a test-site of  $10000 \text{ m}^2$  in the City of Salzburg was conducted by sampling 235 soil samples and statistical analysis of the measurement results. The data of the soil samples, together with the statistical analysis, offer a possibility for the estimation of the uncertainties associated with the calculation of the specific contamination, derived from soil sample data. For the chosen experimental conditions of using a cylinder-shaped soil sampler with  $51 \text{ cm}^2$  cross-section the true mean value of the contamination on the  $10.000 \text{ m}^2$  area lies within  $\pm 42\%$  of the measured value from one soil sample (confidence level: 95%). To increase the number of soil samples on an area of  $100 \text{ m}^2$  or smaller results in a small increase of the accuracy of the estimation of the mean. Only sampling on a larger area ( $=10000 \text{ m}^2$ ) will lower the statistical uncertainty significantly. Based on in-situ gamma-spectra measured at the test-site, the experimentally determined depth-distribution of  $^{137}\text{Cs}$ , the soil density and water content were used to calculate the unscattered photon flux and subsequently the specific contamination. The evaluation of the in-situ spectra and the soil sample yield the same result for the surface-contamination for both methods, i.e.  $43 \text{ kBq/m}^2$  in April 1986.

The contamination map of the Province of Salzburg and of the adjacent parts of Upper-Austria was derived from results of soil-sample measurements and the evaluation of in-situ spectra measured at altogether 41 sampling sites. The method of using the experimentally measured depth-distribution for evaluating the in-situ spectra was applied for the calculation of the surface-contamination. The depth distributions found on the different sites can be correlated with the different soil types. Three types can be distinguished with regard to agricultural use and geographical criteria: (1) Land used intensively for agriculture shows increasing migration of the  $^{137}\text{Cs}$  into deeper soil layers with a maximum of the activity concentration in about 4cm depth, accompanied by a small decrease of the activity concentration with soil-depth. (2) Upland region soil types have the maximum of the activity concentration in the upper 2 cm soil layer. The minor migration of Cs

into deeper soil layers results in a steep decrease of the activity concentration with depth. (3) The depth distribution of soil in lower alpine valley regions is in between the two extremes described above as (1) and (2).

The reliability of the evaluation of the in-situ spectra using the soil depth distribution is supported by the good correlation of the soil sample results and the in-situ results. The correlation of the gamma exposure with the soil contamination is superimposed by the locally varying terrestrial gamma background and by the different soil depth distribution for the different soil types. On average, the increase of the gamma exposure due to the Chernobyl fallout was found to be 14,2 nSv/h per ( $10 \text{ kBq/m}^2 \text{ }^{137}\text{Cs} + 0,4 \text{ kBq/m}^2 \text{ }^{134}\text{Cs}$ ). The additional gamma exposure due to the artificial radionuclides varies between 10 and 80 nSv/h.

## 1. Einleitung

Durch den Reaktorunfall in Tschernobyl am 26. April 1986 kam es zu weiträumiger Verfrachtung von freigesetzten Radionukliden, von denen die langlebigen Isotope ( $^{137}\text{Cs}$ ,  $^{134}\text{Cs}$ ,  $^{90}\text{Sr}$ ) nach wie vor in der Umwelt in bereichsweise nicht unerheblichen Aktivitäten vorkommen und auch teilweise in die Nahrungskette eingebaut werden. Der Salzburger Raum gehört aufgrund der unmittelbar nach dem Unglück herrschenden ungünstigen meteorologischen Bedingungen (ausgiebige Niederschläge unmittelbar nach dem Reaktorunfall) zu den am stärksten kontaminierten Gebieten in Westeuropa außerhalb der damaligen Grenzen der UDSSR. 1988 betrug die durchschnittliche Gammadosisleistung ca. noch das Doppelte des Meßwertes vor dem Reaktorunfall (10-20  $\mu\text{R/h}$ ). Dies entspricht einer Bodenkontamination für  $^{137}\text{Cs}$  von ungefähr 20.000 bis 80.000  $\text{Bq/m}^2$  und einem entsprechenden Anteil von  $^{134}\text{Cs}$  für das Jahr 1988, 2 Jahre nach dem Reaktorunglück. Aufgrund der langen Halbwertszeit von 30,1 Jahren für  $^{137}\text{Cs}$  und 2 Jahren für  $^{134}\text{Cs}$  hat seit 1988 diese Bodenkontamination nur etwa 25% abgenommen.

Nach dem Reaktorunfall wurden von verschiedenen öffentlichen und privaten Einrichtungen (Universitätsinstitute; Forschungszentrum Seibersdorf; Umweltbundesamt, Bundesministeriums für Gesundheit, Sport und Konsumentenschutz; Bundesamt für Lebensmitteluntersuchung und Forschung (BALUF), Ökologieinstitut u.a.) an Umweltproben die Radioaktivität untersucht. Es gab aber kein koordiniertes Meßprogramm zur österreichweiten Erfassung der radioaktiven Kontamination. Das Umweltbundesamt erstellt deshalb eine "Cäsium-Karte" von Österreichs Böden, für die alle verfügbaren Daten gesammelt und auf ihre Vergleichbarkeit überprüft werden. Zur Ergänzung der Österreichkarte werden auch Daten aus den grenznahen Regionen in die Auswertung miteinbezogen. Um zusätzliche Daten aus dem Salzburger Raum für diese Karte zu erhalten, hat das Umweltbundesamt diese Arbeit in Auftrag gegeben.

Alle vorliegenden Arbeiten behandeln meist nur begrenzte Fragestellungen, die auch geographisch auf einem meist sehr kleinen Raum beschränkt sind. Die flächenbezogene Deposition wurde vorwiegend aus Messungen von Bodenproben ermittelt, wobei von der entnommenen Fläche auf die Deposition in  $\text{Bq/m}^2$  bzw.  $\text{Bq/km}^2$  hochgerechnet wurde. Diese Messungen sind zum Teil sehr ungenau, weil sie stillschweigend eine homogene Verteilung der Kontamination voraussetzen und die ist wohl nur in den seltensten Fällen gegeben (WINKELMANN, 1987; LETTNER, 1990; ZOMBORI et al, 1992). Über die Homogenität der künstlichen Radioaktivität im Boden gibt es widersprüchliche Aussagen; Im allgemeinen wird zwar eine relativ inhomogene Verteilung angenommen, genauere Daten sind aber nur sehr wenige vorhanden.

## 2. Zielsetzung

Die Erfahrungen aus den Messungen in den vergangenen Jahren im Stadtgebiet Salzburg haben gezeigt, daß die Kontamination in Bodenproben relativ stark streut. Die Daten beruhen auf Messungen einer geringen Anzahl von Bodenproben mit einer Fläche von 28 cm<sup>2</sup> bis max. 66 cm<sup>2</sup> (LETTNER, 1990). Dennoch bilden Bodenprobenmessungen einen wichtigen Beitrag für die Erstellung der Flächenkontaminationskarte, weil aus organisatorischen und finanziellen Gründen oft keine flächendeckenden Messungen mit in-situ Spektrometrie möglich sind. Aus diesen Gründen ergeben sich 2 Teilaspekte, die im Rahmen dieses Projektes in 2 Teilprojekten untersucht werden sollen:

1. **Teilprojekt 1: Untersuchung der kleinräumigen Inhomogenität** der Deposition von Radionukliden auf Dauerwiesen (d.h. nicht gestört und beackert nach dem Reaktorunglück in Tschernobyl) als Grundlage für die Beurteilung der Bodenproben- und der in-situ Spektren (Punkt 2), die für die Erstellung der österreichweiten Depositionskarte verwendet werden sollen.
2. **Teilprojekt 2: Messung der Flächenkontamination im Bundesland Salzburg und im Grenzgebiet zu Oberösterreich** im nördlichen Flachgau (40 Meßpunkte). Diese Daten sollen in weiterer Folge zur Erstellung einer Flächenkontaminationskarte für Österreich verwendet werden. Die Messungen der Flächenkontamination für dieses Projekt werden mit einem in-situ Reinstgermaniumdetektor durchgeführt, um einen möglichst großen Integrationsbereich zu erfassen und damit das Problem der statistischen Unsicherheit, die sich aus der Berechnung der Deposition aufgrund von Bodenproben-Messungen ergibt, besser abschätzen zu können.  
Parallel zu den in-situ Messungen werden an den Meßpunkten Bodenproben mit definierter Fläche zur gammaspektrometrischen Bestimmung der Tiefenverteilung der Radionuklide entnommen.

## 3. Durchführung

In den folgenden Abschnitten werden die Ergebnisse der Teilprojekte behandelt und diskutiert. Der Übersichtlichkeit halber sind im Textteil nur die Zusammenfassungen der Meßdaten wiedergegeben. Sämtliche Meßergebnisse und Einzeldaten sind dem Anhang des Berichtes zu entnehmen. Die ausführliche statistische Auswertung der Untersuchung der kleinräumigen Inhomogenitäten am Krauthügel und ein Kapitel zur Fehlerberechnung der gammaspektrometrischen Untersuchungen sind ebenfalls dem Anhang beigelegt.

### 3.1. Teilprojekt 1: Untersuchung der kleinräumigen Inhomogenität

#### 3.1.1. Literaturübersicht

Aus der Durchsicht der einschlägigen Literatur geht hervor, daß sich nur relativ wenige Autoren mit der Frage der kleinräumigen Inhomogenität von Fallout und, damit zusammenhängend, mit der Frage der Repräsentativität von Stichproben beschäftigt haben. Wie eine im Rahmen dieses Projektes bei den meisten relevanten Institutionen und Einrichtungen durchgeführte Umfrage ergeben hat, wurde dieses Problem in Österreich bisher noch nicht systematisch behandelt.

Die Problematik der Anhäufung von Fehlern aus der Probenentnahme, der Probenvorbereitung und Messung zu einer "Unsicherheit des Gesamt-Meßergebnisses" im allgemeinen und die mathematischen Aspekte der Berechnung von Erkennungs- und Nachweisgrenzen und Vertrauensintervallen behandeln Kirchhoff und Mende. (KIRCHHOFF et al; 1993; MENDE et al., 1993).

Nyhan et al. (NYHAN et al., 1983) haben in zwei durch Atomwaffenproduktion bzw. -tests kontaminierten Gebieten in den USA Bodenproben mit verschiedenen großen Stechern in unterschiedlichen Abständen genommen und auf  $^{137}\text{Cs}$  untersucht. Es sollten u.a. die räumliche Variation und der Einfluss der Stechergröße untersucht werden. An beiden Orten wurden jeweils 4 Proben mit verschiedenem Stecherquerschnitt an 10 Punkten mit ca. 1 m Abstand voneinander genommen. Da die Probenvolumen der größeren Stecher zu groß sind, um zu einer Meßprobe konditioniert werden zu können, müssen daraus Aliquote genommen und diese gemessen werden. Bei der Auswahl des Aliquots aus der gesamten Probenmenge ist ein Fehler zu erwarten, der sog. Aliquotierungsfehler. Mittels Varianzanalyse konnten die einzelnen Fehler (Meßstatistik, Aliquotierungsfehler, räumliche Streuung) getrennt werden. Für den Variationskoeffizienten ( $CV = SD/AM$ ) als Maß für die räumliche Streuung ermittelten sie eine deutliche Abhängigkeit von der Art der Probennahme; in den untersuchten Fällen betrug der Variationskoeffizient je nach Stechervolumen zwischen 38% und 57%.

McBratney & Webster (McBRATNEY & WEBSTER, 1983) haben sich mit allgemeinen statistischen Aspekten bei Bodenuntersuchungen beschäftigt. Um den Aufwand und die Kosten zu minimieren, ist eine geringe Anzahl von Proben erwünscht, um eine gewählte oder erforderliche Genauigkeit zu erreichen. Nach den Autoren ist die geschätzte Anzahl von Bodenproben um eine vorgegebene Genauigkeit zu erreichen, im allgemeinen zu hoch, weil nicht berücksichtigt wird, daß die Stichproben insofern nicht unabhängig sind, als näher beinander liegende Proben stärker korreliert sind als weiter entfernte. Die von den Autoren präsentierte Alternative, die auf der Methode der "Semivariogramme" beruht, führt zwar zu einer Verbesserung der "Effizienz" der Statistik im Sinne einer Verringerung der Probenzahl, ist aber für praktische Anwendungen viel zu kompliziert.

Padovani et al. (PADOVANI et al.; 1992) haben im Zuge von Depositionsmessungen in der Region Friuli-Venezia Giulia in Norditalien 14 Bodenproben aus einem 3 km<sup>2</sup> großen Gebiet mit verschiedenen Höhenlagen genommen, um die Repräsentativität ihrer Methode (2 Proben zu 30x30 cm<sup>2</sup> pro Entnahmepunkt) festzustellen. Der Variationskoeffizient betrug 22 %. Aus der Verteilung der Depositionsmeßwerte wurde abgeleitet, daß man das Mittel mit 95 %-iger Wahrscheinlichkeit innerhalb eines Fehlerbereichs von 22% - 49% trifft, wenn man im selben Gebiet nur 2 Proben nimmt.

Gustafsson et al. (GUSTAFSSON et al., 1987) haben auf einer mit rund 60 Bq/m<sup>2</sup> <sup>137</sup>Cs relativ hoch belasteten Versuchsfläche in Gidea in Schweden die Homogenität der Deposition untersucht.

- In einem Gitter von 3x3 Punkten mit Punktabstand 50 m ist der CV der <sup>137</sup>Cs Deposition 20%.
- Die Ortsdosisleistung an 16 Punkten, unregelmäßig in einem Gebiet von ca. 1 km Durchmesser verteilt, schwankt mit einem CV von 20%.
- Entlang einer 800 m langen Strecke wurde alle 2 m in 0.8 m Höhe die Ortsdosisleistung gemessen. Der CV beträgt hier 13 %. Die Untersuchung der Autokorrelation zeigt, daß Punkte bis zu einer Entfernung von 25 bis 30 m voneinander mit  $p < 0.05$  (d.h. mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit kleiner 5%) korreliert sind. Die Kurve Korrelation vs. Distanz wird mit der entsprechenden Kurve verglichen, die in der gleichen Gegend vor Tschernobyl für natürliche Nuklide mittels Gammaskopie aus der Luft ermittelt wurde, allerdings mit einem Punktabstand von 25 m. Nach Meinung der Autoren läßt der Vergleich der Gestalt der Kurven erkennen, daß die Variation der Ortsdosisleistung bis in einen Bereich von 15 m hauptsächlich von der des Tschernobyl-Fallouts stamme, in größerem Bereich von der des natürlichen Hintergrundes.
- Gleiche Ortsdosisleistungs-Messungen wurden entlang zweier, sich an der Stelle eines "hot spots" schneidenden Strecken durchgeführt. Die Autokorrelations-Distanz ist hier nur 3-4 m ( $p < 0.05$ ).

Denk und Felsmann (DENK & FELSMANN, 1990) haben die räumliche Verteilung der Cs-Deposition in einem geringfügig belasteten Gebiet in Nordrhein-Westfalen untersucht. Sie kamen dabei zu konkreten, für die Praxis der Probennahme brauchbaren Schlußfolgerungen: Mit der von ihnen auf der Probenfläche von 60 m x 80 m festgestellten Variationsbreite ergibt sich bei 36 Bodenproben ein Fehler von etwa 15% bei <sup>134</sup>Cs und 10% bei <sup>137</sup>Cs bei einem Vertrauensniveau von 95%. Die Bodenproben wurden mit Stechzylindern von 46 mm Innendurchmesser entnommen, 36 Proben entsprechen daher einer Bodenfläche von 598 cm<sup>2</sup>.

In der ehemaligen Tschechoslowakei wurde 1986 die Bodenbelastung kartiert. Bei dieser Gelegenheit wurden auch Studien zur Homogenität in verschiedenen Distanzmaßstäben angestellt (HYGIENE; 1986). Abb.1. zeigt die Varianz des natürlichen Logarithmus der

$^{137}\text{Cs}$  Bodenbelastung in Abhängigkeit von der Größe des Gebietes aus dem die Proben stammen.

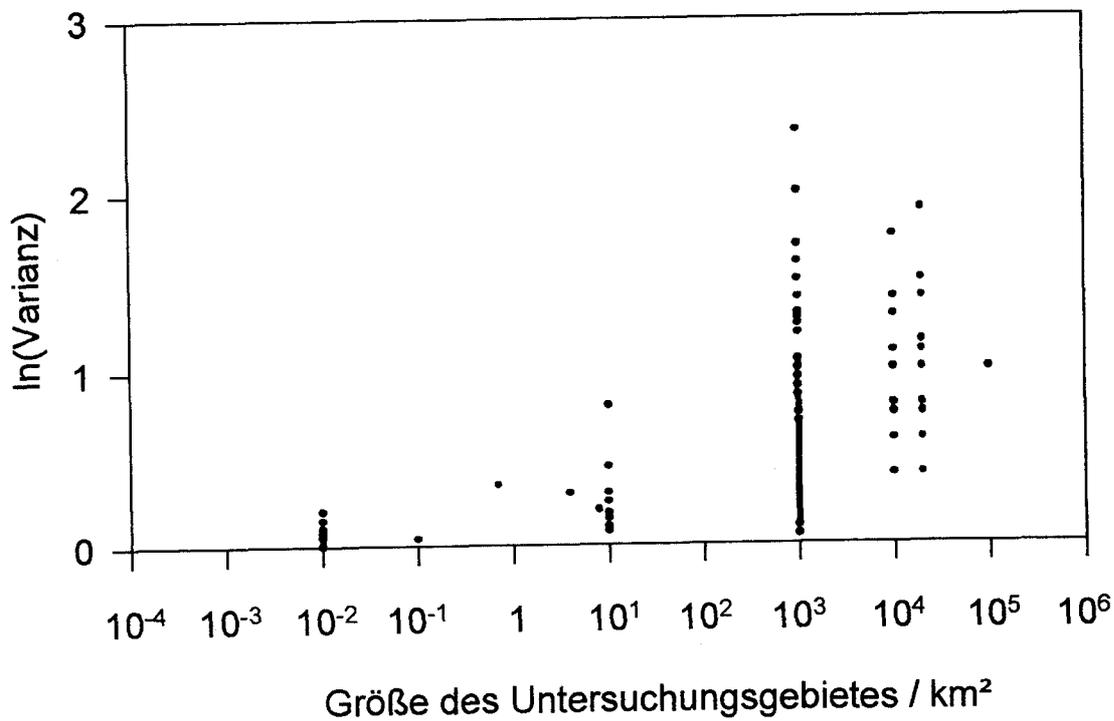


Abb.1.: Abhängigkeit der Varianz des Nat. Logarithmus der  $^{137}\text{Cs}$  Oberflächen-Aktivität von der Größe des Gebietes der Probennahme (Nach HYGIENE, 1986).

Bachhuber, Bunzl und Schimmack haben die kleinräumige Verteilung des  $^{137}\text{Cs}$  aus dem Kernwaffen-Fallout statistisch genauer untersucht (BACHHUBER et al., 1987). Aus der räumlichen Variabilität in einem bestimmten Gebiet sollte abgeleitet werden, wieviele Proben nach einem definierten Probenahmeverfahren mindestens genommen werden müssen, um die mittlere Aktivitätskonzentration auf der Fläche mit einer vorgegebenen Genauigkeit bestimmen zu können. Entlang den Diagonalen des 100 m x 150 m großen

Tab.1.: Erforderliche Anzahl N von Proben für die Toleranz u% bei einem bestimmten Vertrauensniveau p.

u%	p	N
10	0,95	14
10	0,99	24
20	0,95	4
20	0,99	6

Feldes wurden je 50 Proben im Abstand von ca. 3,6 m genommen. Die gefundene Häufigkeitsverteilung der Aktivitätskonzentrationen ist keine Normalverteilung oder Lognormalverteilung. Aufgrund des in dieser Untersuchung (Tab.1) ermittelten Variationskoeffizienten läßt sich für eine vorgegebene Toleranz u% und für ein bestimmtes Vertrauensniveau p die Anzahl der notwendigen Proben

angeben.

Henrich et al. (HENRICH et al., 1988) untersuchten die kleinräumige Homogenität der Cäsiumbelastung von Waldböden. Die Variation der Belastung beträgt dabei knapp 14 % innerhalb einiger 10 m.

Im Rahmen der Herstellung einer Cäsium-Karte von Griechenland hat Simopoulos auch das Problem der kleinräumigen Homogenität untersucht (SIMOPOULOS, 1989). Die z.T. sehr hohen kleinräumigen Schwankungen der gemessenen  $^{137}\text{Cs}$  Depositionen ( $\text{kBq}/\text{m}^2$ ) werden auch auf Ungenauigkeiten der Probenahme zurückgeführt.

- In einem Bezirk wurden in einem Gebiet von 4 km Durchmesser 5 Proben genommen; der Variationskoeffizient ist 92 %.

- In einem anderen Bezirk wurden in einem Gebiet von 2 km Durchmesser 11 Proben untersucht; die SD ist dabei 40 %. Ohne Ausreißer beträgt die SD 23 %.

Bei Untersuchungen im nördlichen Österreich (Bundeskanzleramt, Sektion VII, 1988) wurde eine "kleinsträumige Streuung" um einen Faktor 3 von Proben, die auf einer Wiese im Abstand von 50 m bis 100 m entnommen wurden, gefunden.

### 3.1.2. Arbeiten des Ökologie-Institutes

#### 3.1.2.1. Messungen auf einer Dauerwiese in NÖ

Tab.2.: Meßergebnisse und Statistik der Untersuchung auf einer Dauerwiese in Niederösterreich

#	$^{137}\text{Cs}$ ( $\text{kBq}/\text{m}^2$ )	$^{134}\text{Cs}$ ( $\text{kBq}/\text{m}^2$ )	ODL ( $\mu\text{R}/\text{h}$ )	$^{137}\text{Cs} /$ $^{134}\text{Cs}$
1	20,2	8,92	18,4	2,26
2	19,9	8,73	17,6	2,28
3	19,3	8,18	17,5	2,36
für n = 3:				
AM±SD	19,80±0,46	8,61±0,38	17,9±0,5	2,30±0,05
CV%	2,3%	4,4%	2,7%	2,2%
4	17,9	8,78	-	2,04
für n = 4:				
AM±SD	19,33±1,02	8,65±0,33		2,24±0,14
CV%	5,3%	3,8%		6,3%
5	11,5	4,22		2,73
6	9,19	4,54		2,02
7	15,7	6,45		2,43
für n = 3:				
AM±SD	12,1±3,3	5,1±1,2		2,39±0,35
CV%	27%	24%		15%

Auf einer Dauerwiese, die seit Jahrzehnten nicht bearbeitet worden ist, wurden 3 Erdziegel (# 1,2,3) im Abstand von 12 m bis 20 m genommen. Ein weiterer Ziegel (# 4) aus ca. 20 m Entfernung stammt von einer benachbarten, kultivierten Dauerwiese. Ca. 200 m entfernt wurden 3 Ziegel (# 5,6,7) in einem Wald, nahe dem Waldrand, genommen; Entfernung 1,5 m - 2,5 m. Die Unterschiede der gemessenen Aktivitäts-

konzentrationen auf der Wiese sind erstaunlich gering: Der Variationskoeffizient CV% ist im Wald wesentlich höher als auf den Wiesenflächen. Das  $^{137}\text{Cs} / ^{134}\text{Cs}$  Verhältnis und damit der Anteil an  $^{137}\text{Cs}$  aus Kernwaffen-Fallout ist im Wald und auf der "alten" Wiese deutlich höher als auf der Kulturwiese.

### 3.1.2.2. Messungen in einem Waldstück in NÖ im Rahmen eines Projektes des UBA

Tab.3.: Variationskoeffizienten der  $^{137}\text{Cs}$  Kontamination im Untersuchungsgebiet Weinsbergerwald / UBA-Projekt 1993

Gruppe	n	$^{137}\text{Cs}$ CV%	$^{137}\text{Cs}$ CV%
1	4	23	25
2	4	41	45
3	4	39	20
4	4	30	29
alle Punkte	16	32	34
Mittel der Gruppenmittel	4	27	25

In einem Waldstück in NÖ nahe Saggraben im Weinsbergerwald wurden 16 Bodenproben in 4 Gruppen gemäß genommen (UBA 1993). Der Durchmesser einer Gruppe beträgt ca. 5 m, der Abstand der äußeren von der zentralen Gruppe ca. 20 m. Die Varianzanalyse (ANOVA) zeigt, daß die einzelnen Gruppen für das Gesamtensemble repräsentativ sind.

### 3.1.2.3. Messungen im Rahmen eines agrarökologischen Projektes des UBA

Im Rahmen des "Wiesenprojektes" und anderer Untersuchungen in der Region SW Waldviertel wurden 58 Bodenproben auf Wiesen genommen. Das Gebiet erstreckt sich über eine Fläche von ca. 4 km x 6 km, in einigen Teilgebieten wurden auch wesentlich dichter Proben genommen. Die Entnahmeorte sind in Abb.2. schematisch dargestellt. Die Teilgebiete sind im folgenden mit  $k_1=1$  bis  $k_1=5$  bezeichnet. Drei dieser Teilgebiete sind weiter in kleinere Teilgebiete unterteilt, die mit  $k_2$  numeriert sind. Die wichtigsten Meßergebnisse und statistischen Parameter der Untersuchung sind in Tab.4. dargestellt. Ein **Test der Abweichung** der Gruppen-SD der 5 Gruppen  $k_1$  von ihrer internen SD, d.h. Test der Unterschiede der einzelnen  $AM_{(k_1)}$  mittels ANOVA (F-Test) ergab, daß sich die 5 Untergruppen  $k_1=1$  bis 5 signifikant unterscheiden ( $p=0,032$ ). Der Bartlett-Test zeigt dagegen, daß die SD der einzelnen Gruppen mit  $p=0,74$  homogen sind (signifikante Inhomogenität bei  $p<0,05$ ). Der gleiche Test kann für die 600m große Untergruppe  $k_1=3$  und ihre 4 Unter-Untergruppen  $k_2=1$  bis  $k_2=4$  durchgeführt werden. Hier ergibt die ANOVA (F-Test), daß die  $AM_{(k_2)}$  nicht signifikant voneinander und von  $AM_{(k_1=3)}$  ver-

schieden sind ( $p=0,78$ ). Nach dem Bartlett-Test sind außerdem die  $SD_{(k2)}$  mit  $p=0,25$  inhomogen.

Tab.4.: Statistische Übersicht der Untersuchung im agrarökologischen Wiesenprojekt (UBA Projekt: SW Waldviertel / Weinsberger Wald. Alle Werte für  $^{137}\text{Cs}$  in  $\text{kBq}/\text{m}^2$ ,  $x$  = Größenparameter des Gebietes (Durchmesser in m).

Gebiet:	n	AM	SD	CV%	GM	AM <sub>lnVT</sub>	SD <sub>lnVT</sub>	x
gesamt	58	45,9	13,3	29	43,7	3,78	0,33	5000
k1=1	10	47,1	10,6	23	45,8	3,82	0,26	500
k1=2	8	45,5	9,6	21	44,6	3,80	0,20	700
k1=3	19	51,3	7,8	15	50,7	3,93	0,15	600
k1=4	2	71,7	12,0	17	71,2	4,27	0,17	200
k1=5	2	63,4	4,0	6,3	63,3	4,15	0,06	200
k1=1, k2=1	2	47,6	4,0	8,4	47,5	3,86	0,083	50
k2=2	2	29,3	2,5	8,5	29,2	3,37	0,085	80
k2=3	6	52,8	5,7	11	52,5	3,96	0,11	200
k1=2, k2=1	2	39,1	3,8	9,7	39,0	2,66	0,098	20
k1=3, k2=1	4	48,5	6,9	14	48,1	3,87	0,15	20
k2=2	5	54,2	8,7	16	53,7	3,98	0,16	20
k2=3	2	53,0	0,57	1,1	53,0	3,97	0,011	20
k2=4	3	52,1	11,4	22	51,3	3,94	0,21	70

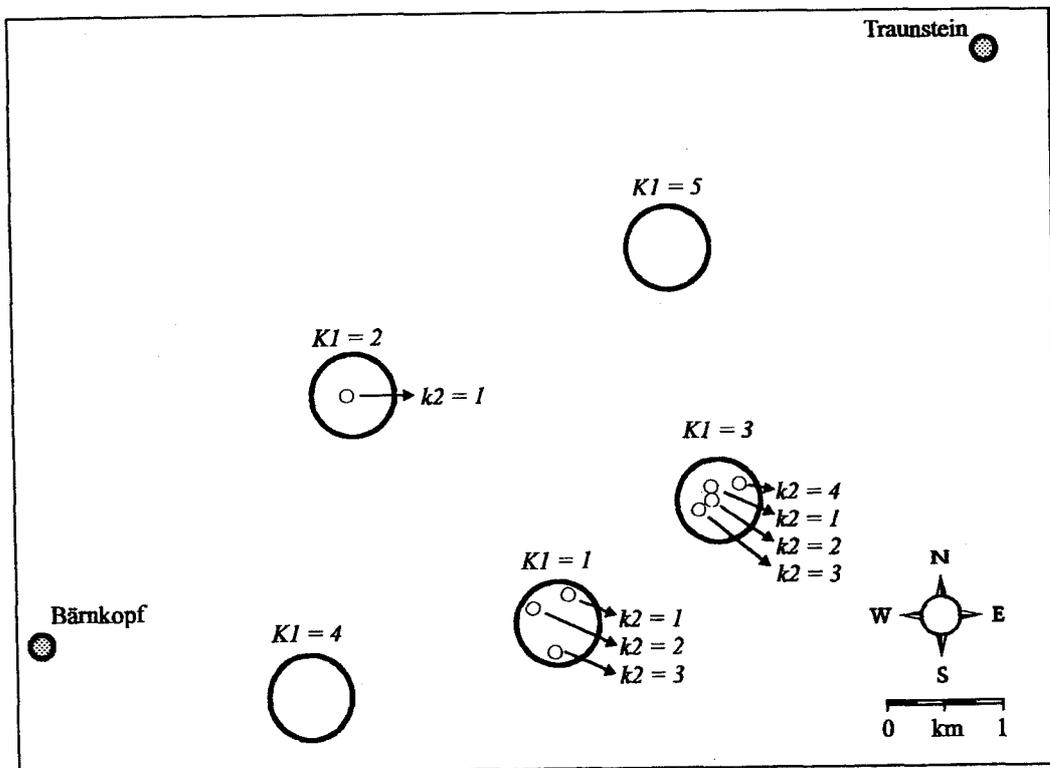


Abb.2: Schematische Anordnung der Lage der Probennahmeflächen. Agrarökologisches Projekt SW Waldviertel / Weinsberger Wald.

### 3.1.2.4. Bodenproben aus einem Gebiet in der Umgebung des Traunstein (OÖ)

Tab.5.: Statistische Parameter der Meßergebnisse in der Umgebung des Traunsteins

	$^{137}\text{Cs}$ kBq/m <sup>2</sup>	$^{134}\text{Cs}$ kBq/m <sup>2</sup>
AM	86,0	45,6
SD	26,7	16,8
CV%	31	37
GM	81,7	43,0
AM <sub>lnVT</sub>	4,40	3,76
SD <sub>lnVT</sub>	0,33	0,35

In einem Gebiet südlich des Traunstein wurden 17 Bodenproben (einige Ziegel, meistens Stecher) genommen. Das Gebiet ist stark gegliedert durch schroffe Gipfel, Täler und Felswände. Es ist annähernd elliptisch geformt mit Achsen 5,5 und 3,5 km. Die Verteilung der Meßwerte (Tab.5.) ist etwa lognormal mit AM = 86,1 und SD = 28,8.

### 3.1.2.5. Messungen auf einer Wiese nahe Gmunden

Die Wiese (Abb.3) liegt auf einem relativ ebenen Stück eines größtenteils bewaldeten Steilhanges am Traunsee, nahe dem Traunstein.

Tab.6: Probenplan zur Untersuchung auf der Wiese nahe Gmunden, vgl. Abb.3: Die Proben außer U54 und G17, die von größeren Teilflächen stammen, können als einzelne Punkte der Gesamtfläche betrachtet werden. Der größte Abstand je zweier dieser Punkte ist ca. 25 m.

Entnahmeort Code	Art der Probenahme, 1 Stecher = 25 cm <sup>2</sup>	Fläche	$^{137}\text{Cs}$ (kBq/m <sup>2</sup> )	$^{134}\text{Cs}$ (kBq/m <sup>2</sup> )
U54	10 Stecher,	ca.20 m x 2 m	190,5	102,3
G17	22 Stecher	Linie ca.28 m	115,0	60,6
G0	Ziegel	14,5 cm x 22 cm	50,1	26,3
G2	Ziegel	18,5 cm x 19,5cm	159,7	86,7
G9	Ziegel	17 cm x 18cm	73,9	39,1
G11	Ziegel	25 cm x 24cm	46,3	24,1
G14	9 Stecher	Durchmesser.ca. 3 m	50,6	27,8
G15	9 Stecher	160 cm x 160 cm	102,2	54,3
G16	12 Stecher	30 cm x 40 cm	106,1	56,2
AM ± SD*			84,1 ± 41,5*	44,9 ± 22,6*

\*Werden alle Proben berücksichtigt (n=9) und das mit der Probenfläche gewichtete Mittel gebildet, ergibt sich:  $^{137}\text{Cs}$ : AM = 100,1 kBq/m<sup>2</sup>  $^{134}\text{Cs}$ : AM = 53,4 kBq/m<sup>2</sup>.

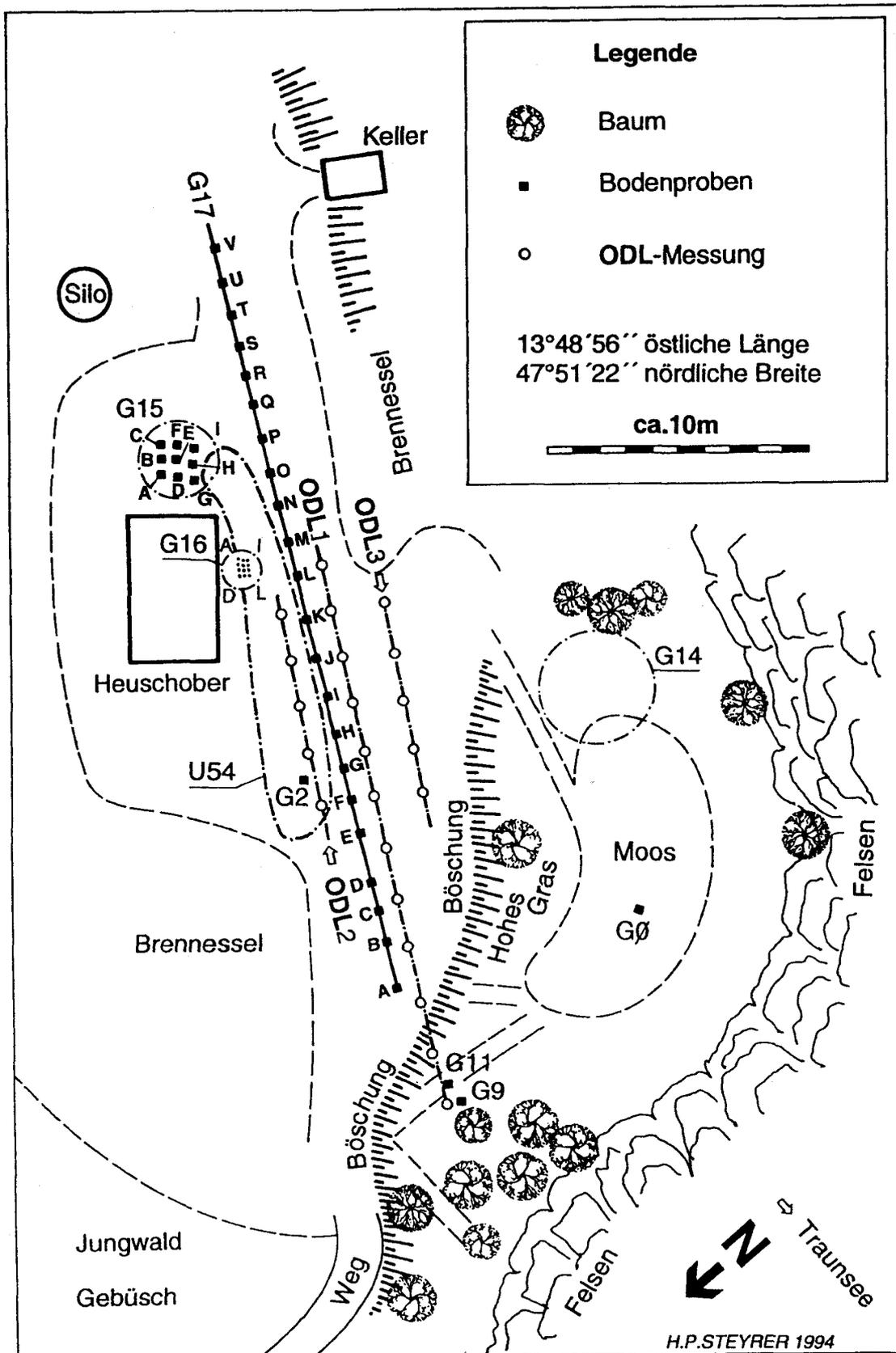


Abb.3: Messungen auf einer Wiese nahe Gmunden. Lageskizze der Entnahmestellen für Bodenproben (G0, G2, G9, G11, G14, G15, G17, U54) und Meßpunkte für Ortsdosisleistungsmessungen (ODL1, ODL2, ODL3)

## a) Punkte G15

3 x 3 Bodenproben (Stecher 25 cm<sup>2</sup>) wurden mit einer Gittergröße von 80 cm genommen. Die Aktivitätskonzentrationen variieren innerhalb der kleinen Fläche stark. Bei <sup>137</sup>Cs schwanken die Werte zwischen 50,7 und 155,2 kBq/m<sup>2</sup>.

Tab.6a.: Statistische Parameter zu Punkte G15

	AM	SD	CV%	GM	AM <sub>lnVT</sub> *	CV <sub>lnVT</sub> *
<sup>137</sup> Cs(kBq/m <sup>2</sup> )	102,2	35,5	35	96,1	4,57	0,38
<sup>134</sup> Cs(kBq/m <sup>2</sup> )	54,3	18,0	33	51,3	3,94	0,37
<sup>137</sup> Cs(Bq/g)	1,76	0,64	36	1,64	0,49	0,40
<sup>134</sup> Cs(Bq/g)	0,931	0,317	34	0,876	-0,128	0,39

\* AM<sub>lnVT</sub> bzw. SD<sub>lnVT</sub> sind AM und SD der natürlichen Logarithmen der Meßdaten

Tab.6b: Statistische Auswertung nach Reihen (x) und Spalten (y) des Entnahmerasters für <sup>137</sup>Cs (kBq/m<sup>2</sup>):

	AM	SD	CV%	GM
x=1	116,6	44,0	38	110,3
x=2	86,7	34,3	40	81,7
x=3	103,4	35,4	34	98,7
y=1	102,6	34,4	34	98,1
y=2	124,9	32,6	26	121,9
y=3	79,1	34,9	44	74,3

Aus den Variationskoeffizienten zeigt sich, daß die Homogenität in Spalten und Reihen von gleicher Größenordnung ist.

## b) Punkte G16

3 x 4 Bodenproben (Stecher 25 cm<sup>2</sup>) wurden mit Gitterabstand 12 cm genommen. Die Aktivitätskonzentrationen variieren innerhalb der kleinen Fläche extrem. Bei <sup>137</sup>Cs schwanken die Werte zwischen 34,6 und 226,9 kBq/m<sup>2</sup>.

Tab.6c.: Statistische Parameter zu den Punkten G16

	AM	SD	CV%	GM	AM <sub>lnVT</sub>	SD <sub>lnVT</sub>
<sup>137</sup> Cs(kBq/m <sup>2</sup> )	106,1	67,5	64	87,8	4,48	0,65
<sup>134</sup> Cs(kBq/m <sup>2</sup> )	56,2	36,4	65	46,4	3,84	0,64
<sup>137</sup> Cs (Bq/g)	1,27	1,15	91	0,86	-0,148	0,934
<sup>134</sup> Cs (Bq/g)	0,67	0,62	92	0,456	-0,786	0,934

Tab.6d: Statistische Auswertung nach Reihen (x) und Spalten (y) des Entnahmerasters für  $^{137}\text{Cs}$  ( $\text{kBq/m}^2$ ) / Probenpunkte G16:

	AM	SD	CV%	GM
x=1	102,1	56,8	55	89,1
x=2	93,4	40,3	43	87,7
x=3	107,3	102,7	96	78,6
x=4	121,3	95,1	78	96,9
y=1	43,9	9,9	23	43,1
y=2	89,2	21,6	24	87,1
y=3	185,3	47,2	25	180,6

Die Werte steigen von der Spalte  $y=1$  bis  $y=3$  deutlich an. Eine signifikante Korrelation zwischen den jeweils 3 Werten  $x=1$  bis  $x=4$  besteht nicht.

In x-Richtung ( $y=\text{const}$ ) ist die Homogenität offensichtlich wesentlich größer als in y-Richtung.

### c) Punkte G17

In einer Reihe wurden 22 Bodenproben mit dem Stecher ( $25 \text{ cm}^2$ ) genommen. Der Abstand der Punkte voneinander betrug ca. 125cm. Eine Abhängigkeit der Flächenbelastung von der Lage sowie eine signifikante Autokorrelation der Reihe sind nicht zu erkennen.

Tab.6e.: Statistische Parameter zu den Punkten G17

	AM	SD	SD%	GM	$\text{AM}_{\ln VT}$	$\text{SD}_{\ln VT}$
$^{137}\text{Cs}$ ( $\text{kBq/m}^2$ )	115	33,9	29	110	4,70	0,30
$^{137}\text{Cs}$ ( $\text{kBq/m}^2$ )	60,6	18,7	30	57,9	4,06	0,31
$^{137}\text{Cs}$ ( $\text{Bq/g}$ )	1,64	0,75	46	1,50	0,403	0,434
$^{134}\text{Cs}$ ( $\text{Bq/g}$ )	0,868	0,412	47	0,767	-0,236	0,440

### e) ODL-Messungen

An 22 Punkten im Abstand von ca. 2 m wurde die ODL direkt über der Erdoberfläche gemessen. Die lange Achse der Meßreihe (ODL1) verläuft über der Reihe der Bodenproben G17. Die Analyse der Autokorrelation der Reihe ODL1 zeigt, daß Punkte nur bis  $\text{lag}=1$ , entsprechend einer Distanz von 2 m, signifikant korreliert sind (Abb.3). Von den 3 parallelen Reihen ODL2, ODL1(Teil) und ODL3 sind nur ODL1 und ODL3 mit  $p=0,015$  signifikant korreliert. (ODL1/2:  $p=-0,33$ ; ODL2/3:  $p=-0,24$ ; Die Antikorrelation ist hier sinnlos.

## 3.1.3. Untersuchungen am Krauthügel

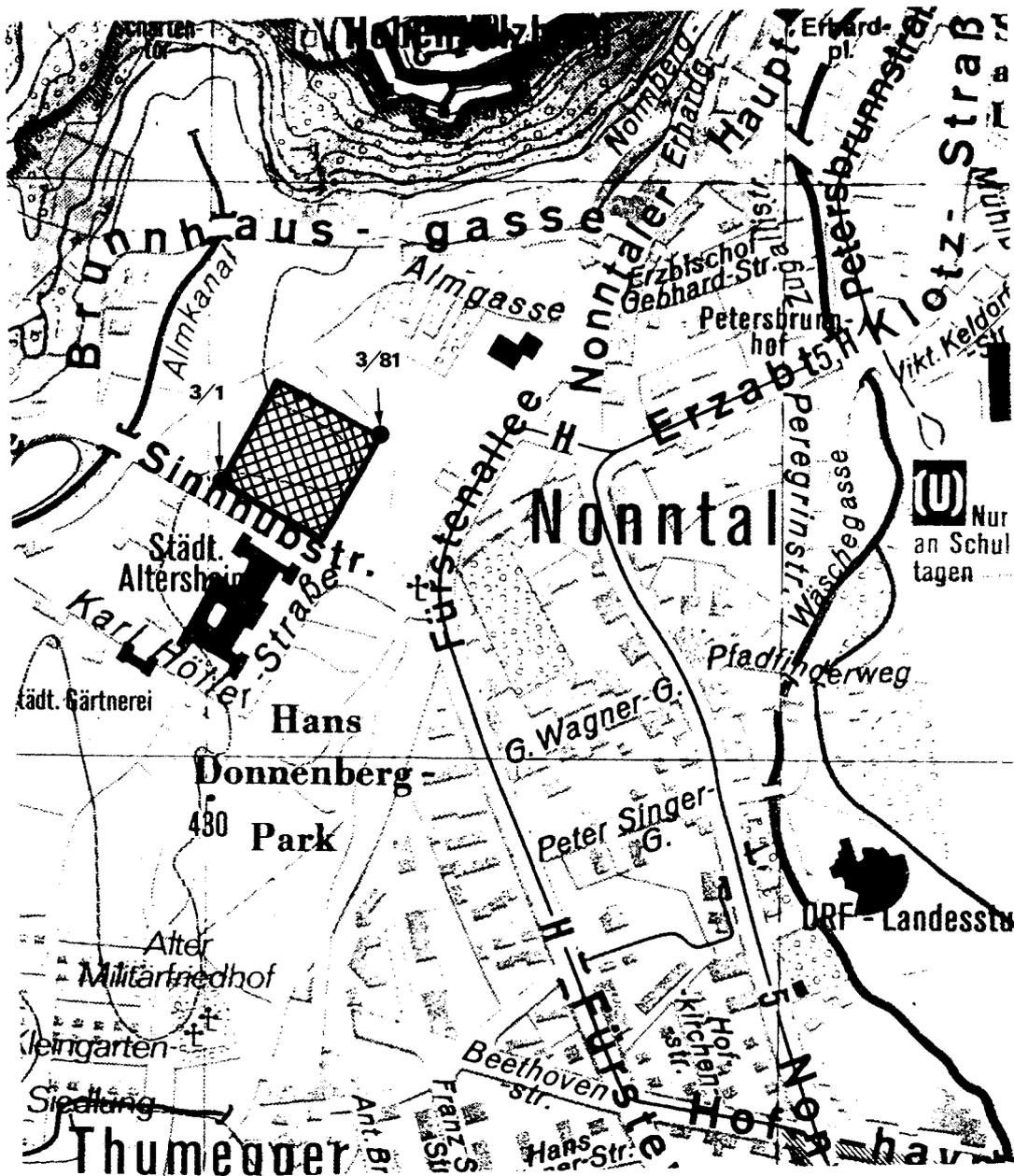


Abb.4.: Lage der Probefläche am Krauthügel. Ausschnitt aus der Karte der Stadt Salzburg; Maßstab ca. 1:6000; die Probefläche ist fett umrahmt und schattiert; 3/1 und 3/81 bezeichnen zwei Eckpunkte des Probenrasters.

Der Krauthügel ist eine ungefähr 5 ha große unbebaute Fläche mitten im Stadtgebiet von Salzburg (Abb.4), die aufgrund mehrerer günstiger Umstände als besonders geeignet für die Untersuchung der kleinräumigen Inhomogenität erscheint. Dazu gehören in erster Linie

- die relativ gleichmäßig horizontale Lage dieser Wiesenfläche ohne nennenswerte Unebenheiten oder Geländeneigungen,

- die dokumentierte ausschließliche Verwendung als Grünland ohne Beackerung nach dem Reaktorunglück
- die Lage in einem urbanen Gebiet,
- die unmittelbare Nähe zur Universität Salzburg, sowie das Einverständnis des Eigentümers, dem Stift Nonnberg, das in dankenswerter Weise die Zustimmung für die Entnahme von Bodenproben und zur Durchführung der weiteren Untersuchungen gab.

### 3.1.3.1. Probennahme

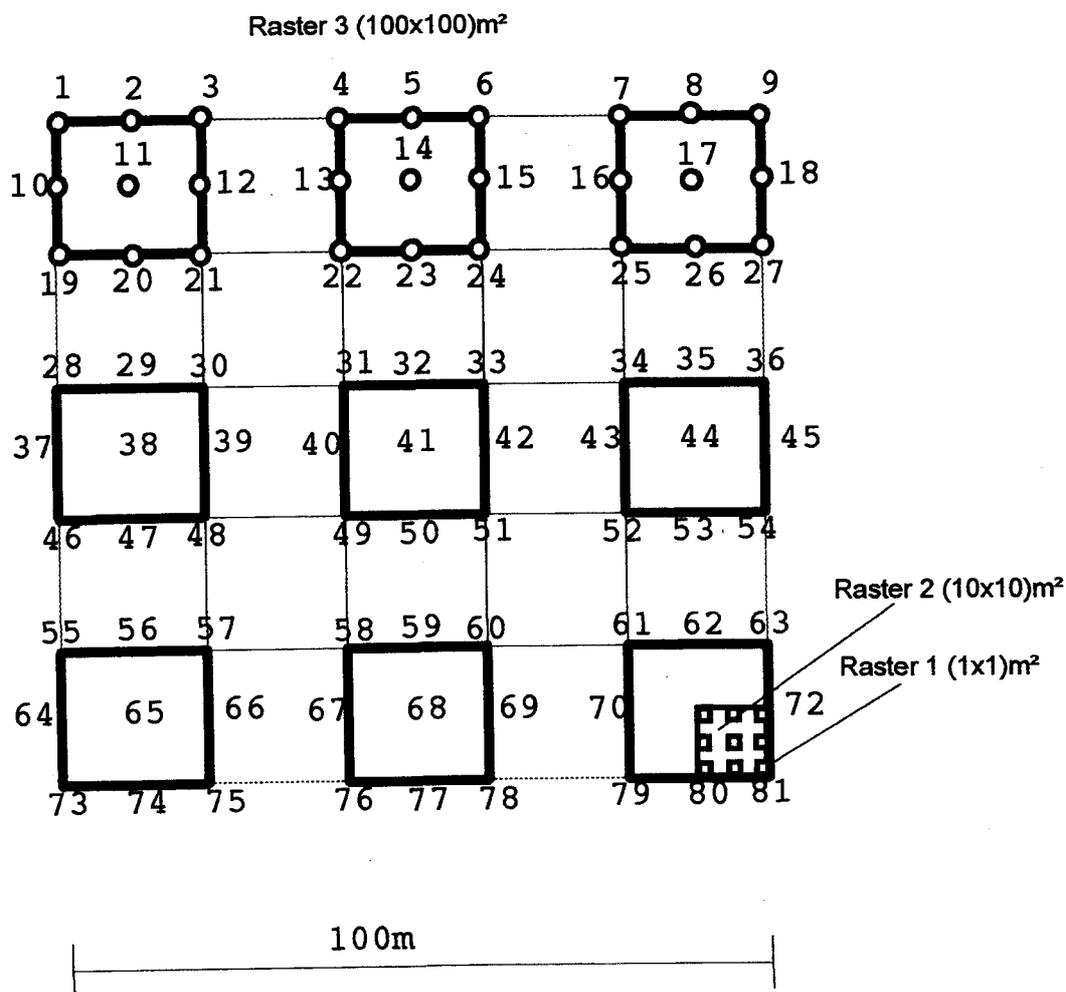


Abb.5: Schematische Anordnung der Raster für die Probennahme auf der Versuchsfläche am Krauthügel im Stadtgebiet von Salzburg. Durchgehende Nummerierung der Proben eines jeden Rasters von links oben nach rechts unten.

Am Krauthügel wurde eine weitgehend ebene Fläche von 100 m x 100 m für die vorgesehenen Untersuchungen ausgewählt. Für die Homogenitätsuntersuchungen wurden über diese Fläche 3 quadratische Raster gelegt, deren Kantenlängen sich jeweils um den Faktor 10 unterscheiden (Abb.5): Raster 1 mißt 1 m x 1 m, Raster 2 10 m x 10 m und

Raster 3 100 m x 100 m. Die Fläche eines jeden Rasters wurde in 25 gleich große Teilflächen unterteilt und auf jeweils 9 von diesen Teilflächen wurden je 9 Bodenproben mittels Stecher entnommen, das sind insgesamt 81 Proben für jeden Raster. Da sich die Flächen teilweise überdecken - 4 Proben eines Rasters decken sich mit 4 Proben des nächsten Rasters - fielen nach diesem Entnahmeschema insgesamt 235 Bodenproben an. Dafür stand ein speziell für die Entnahme von Bodenproben entwickelter zylinderförmiger Probenstecher der Fa. Eijkelkamp /Niederlande mit einem Durchmesser von 8,1 cm zur Verfügung, der die Entnahme von Bodenproben bis zu einer Tiefe von 15 cm ermöglicht. Als Vorbereitung für die gammaspektrometrische Untersuchung wurden die Bodenproben unmittelbar nach der Entnahme zur Feuchtigkeitsbestimmung gewogen, über einen Zeitraum von mindestens 72 Stunden bei 105 °C getrocknet, anschließend in einem Mörser homogenisiert und in definierte Probengeometrien abgefüllt. Zur Bestimmung der tiefenabhängigen Verteilung der Bodenkontamination wurden 24 Bodenproben in 6 (maximal 7) Schichten von je 2 cm Dicke unterteilt und diese demselben Trocknungs- und Homogenisierungsverfahren unterzogen wie die Gesamtproben. Die weitere detaillierte Untersuchung der Tiefenverteilung erfolgte an 10 Bodenziegeln in der Größe von ca. 18 cm x 18 cm bei einer Tiefe von 15-16 cm, die mit Hilfe eines Spatens aus dem Boden ausgestochen und anschließend in einer speziellen Vorrichtung auf ein genaues rechteckiges Maß geschnitten wurden. Die genaue Größe dieses Maßes und die Dicke der aus diesem Rasenziegel gewonnenen Bodenschichten ist variabel gehalten und wurde den jeweiligen Bodenbeschaffenheiten angepaßt. Die Dicke der einzelnen Bodenschichten liegt zwischen 0,4 cm in den oberflächennahen und 2,5 cm in den tieferen Bodenschichten. Parallel zur Entnahme der Bodenproben erfolgten an definierten Punkten Messungen der Ortsdosisleistung, sowie die Aufnahme von In-situ Gammaspektren (Kap. 3.2.). Die gammaspektrometrische Untersuchung der Bodenproben erfolgte am Institut für Physik und Biophysik der Universität Salzburg und an der Gamma-Meßstelle des Ökologie-Institutes in Wien nach folgender Probenaufteilung:

Tab.7.: Übersicht über die gammaspektrometrisch untersuchten Proben

Proben	Anzahl untersuchter Proben	
	Institut für Physik und Biophysik	Ökologie-Institut Gamma-Meßstelle
Stecherproben / gesamt	151	60
Stecherproben / Tiefenverteilung in 2 cm Schichten	24 (a 7 Schichten)	-
Bodenziegel / Tiefenverteilung	-	10 (7 bis max. 10 Schichten)

### 3.1.3.2 Ergebnisse der Homogenitätsuntersuchungen

Für die Untersuchungen der kleinräumigen Homogenität wurden nur die Gesamtaktivitäten der Stecherproben aus den einzelnen Rastern verwendet. Die ermittelten statistischen Daten beruhen auf einer Probennahmefläche von 51,53 cm<sup>2</sup> bei einer Länge des Probenkernes von 13 cm. In Abb.6. sind die Häufigkeitsverteilungen und die zugehörigen Normalverteilungen dargestellt.

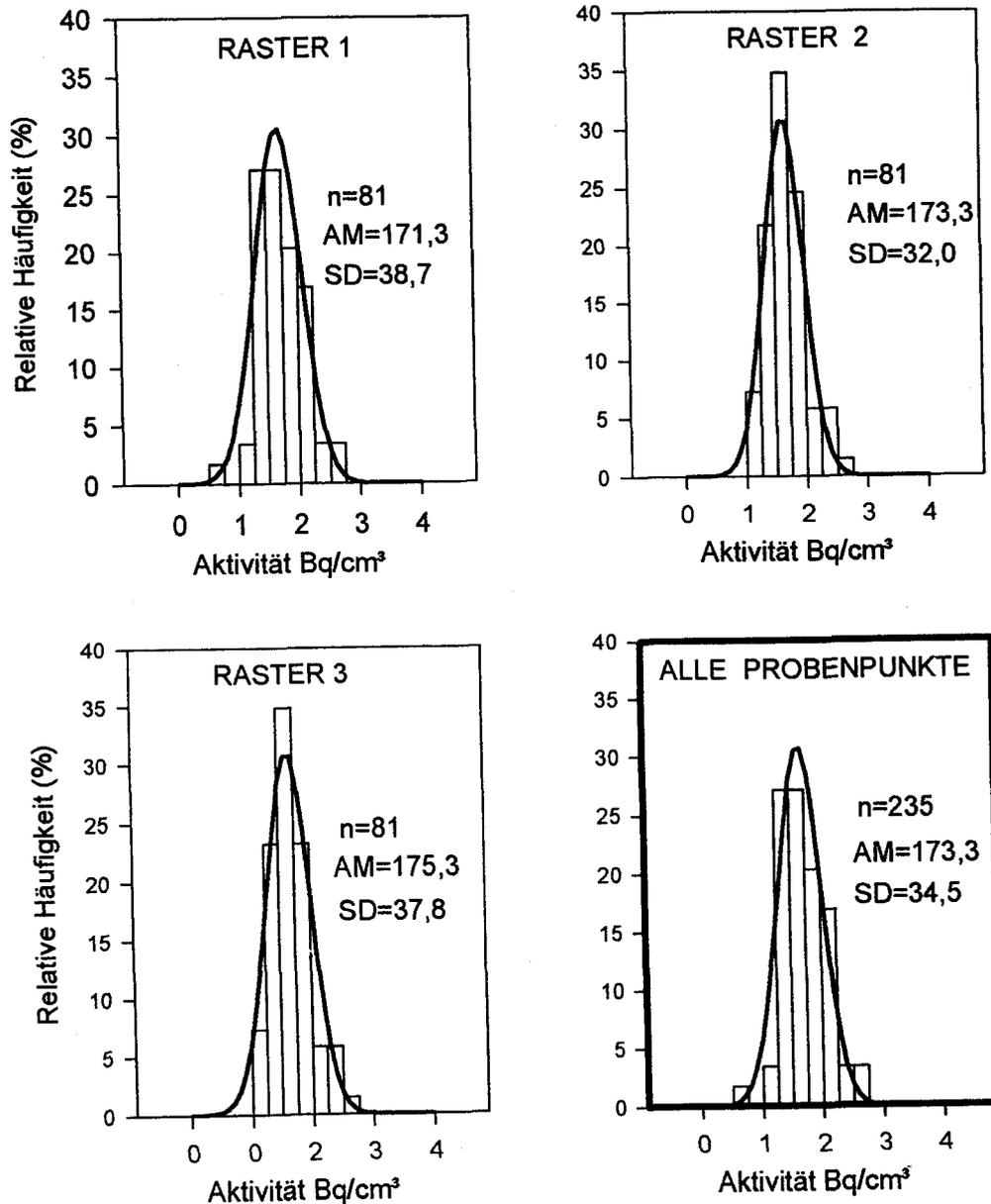


Abb.6: Häufigkeitsverteilung der absoluten <sup>137</sup>Cs-Aktivität in Stecherproben von der Versuchsfläche am Krauthügel (Ausstichfläche des Stechers: 51,5 cm<sup>2</sup>, Länge eines Probenkernes: 13 cm).

Eine Maßzahl für die räumliche Homogenität eines Parameters  $x$  aus einer Fläche  $F$  (in dieser Untersuchung die räumliche Homogenität der Deposition  $x$  auf der Fläche  $F$ ) ist der Variationskoeffizient  $CV$  mit

$$CV_{(x,F)} := SD_{(x,F)} / AM_{(x,F)}$$

dabei sind  $SD$  die Standardabweichung und  $AM$  das arithmetische Mittel der Meßwerte  $x_i$  ( $i=1$  bis  $N$ ,  $N$  ist die Anzahl der Messungen, Ereignismenge  $\{x\}$ ) als beste Schätzungen für  $\mu$  und  $\sigma$  für eine Normalverteilung. Der Variationskoeffizient wird meistens als  $CV\% = CV \cdot 100$  ausgedrückt. Zur Überprüfung der Homogenität der Verteilung der Deposition auf der Probenfläche des Krauthügels wurde folgendermaßen vorgegangen:

- 1.) Zuerst ist eine Prüfung für die Meßwerte  $x_i$  von der Probenfläche  $F$  notwendig um festzustellen, ob sie normalverteilt sind, damit  $AM$  und  $SD$  als beste Schätzungen verwendet werden können ( $\chi^2$  Anpassungstest). Nach diesem Test liegt eine Normalverteilung vor (Tab.8a). Es wurde außerdem ein Ausreißertest nach GRUBBS durchgeführt. Die Ausreißer wurden für die weiteren Rechnungen **nicht** entfernt.
- 2.) Als nächster Schritt wird  $CV_{(R3)}$ , der Variationskoeffizient für die größte Fläche, den Raster 3, berechnet. Um die Homogenität dieses Rasters zu testen, werden die Standardabweichungen für jedes der 9 einzelnen Quadrate von  $R3$ , die über diesen Raster gleichmäßig verteilt sind, berechnet. Damit wird geprüft, in welcher Weise die Messungen von diesen 9 Teilflächen zu allen Messungen aus  $R3$  beitragen, d.h. genauer
  - a) Mittels Varianzanalyse (ANOVA- und F-Test) wird überprüft, ob die Varianz  $SD^2_{(z)}$  **zwischen den Stichproben-Gruppen**, das sind jeweils 9 Stichproben aus einem Quadrat, signifikant unterschiedlich ist im Vergleich zu der Varianz **innerhalb der Stichproben-Gruppen**  $SD^2_{(i)}$  ist.
  - b) Mit dem Bartlett-Test wird geprüft, wie homogen die  $CV$  der einzelnen Raster sind.
  - c) Der t-Test prüft die Unterschiede in den Gruppenmittel  $AM_{(R3)}$ .
  - d) Zusätzlich wird die Homogenität der Gruppen mit einem Kruskal-Wallis-Test geprüft unter der Modellannahme, daß die Gruppen qualitative Kategorien sind.

Tab.8a.: Gruppenstatistik für die Raster 1, Raster 2 und Raster 3. Zusammenstellung der Testergebnisse für die statistische Untersuchung der  $^{137}\text{Cs}$  Meßdaten für die Krauthügelproben / Stadtgebiet Salzburg. 81 Stecherproben je Raster.

	Raster 1	Raster 2	Raster 3	Gesamt
AM	171,3	173,3	175,3	173,3
SD	38,7	32,0	37,8	34,5
CV%	22,6	18,5	21,5	19,9
Ausreißer	+	+	++	

Fortsetzung Tab.8a

Test auf Normalverteilung:

Untergruppen	Raster1	Raster 2	Raster3
p(CHI <sup>2</sup> -Test) max	0,54	0,52	0,85

Untergruppen	Raster1	Raster2	Raster3
SD <sub>(z)</sub>	44,6	29,7	66,7
SD <sub>(i)</sub>	38,0	32,3	33,0
p(F-Test)	0,22	0,56	0,005
p(Bartlett)	0,19	0,067	0,31
p(Kruskal-W.)	0,14	0,41	0,011

SD<sub>(i)</sub> = Standardabweichung der Einzelwerte um die Gruppenmittelwerte, d.h. innerhalb der Gruppen

SD<sub>(z)</sub> = Standardabweichung der Gruppenmittelwerte vom Gesamtmittel, d.h. zwischen den Gruppen

3) Wenn die CV<sub>i</sub> homogen sind (Bartlett-Test), wird auf einer Fläche gleicher Größenordnung wie R3<sub>i</sub>, in diesem Fall auf der nächstkleineren Rasterfläche R2 (=R3/4) dieselbe Prozedur wiederholt und abschließend erneut mit R1. Würden die CV<sub>i,Rni</sub> nicht homogen sein, dann wäre die beliebige Auswahl eines Rasters für die Untersuchung der Homogenität problematisch.

Tab.8 b.: Vergleiche der Verteilungsparameter. Vergleiche von AM und SD der 3 Raster R1, R2, und R3. (t-Test für die Hypothese AM<sub>1</sub>=AM<sub>2</sub> usw., F-Test für SD<sub>1</sub>=SD<sub>2</sub> usw).

Vergleich	p(t)	p(F)
R1-R2	0,72	0,046
R1-R3	0,50	0,41
R2-R3	0,71	0,072

### Interpretation

1) Raster 3 im Vergleich mit Raster 2

- Im großen Raster, Raster 3, ist die Varianz zwischen den Gruppen SD<sup>2</sup><sub>(z)</sub> signifikant größer als die Varianz innerhalb der Untergruppen R3<sub>i</sub> (SD<sup>2</sup><sub>(i)</sub>, Tab.8a). **Die Mittelwerte der 9 Gruppen sind demnach signifikant verschieden** (F-Test); Der Kruskal-Wallis Test bestätigt diesen Befund.
- Die SD<sup>2</sup><sub>i</sub> sind dagegen nicht signifikant unterschiedlich (Bartlett-Test), also homogen.
- Die willkürliche Auswahl der kleineren Fläche R2 aus R3 ist daher insofern problematisch zu interpretieren, als in ihr die Stichproben die gleiche SD haben wie die

Stichproben aus Raster 3, aber das Risiko besteht, daß sie einen unterschiedlichen AM haben.

- d) Der Mittelwerts-Test (t-Test) zeigt aber, daß die Unterschiede der Mittelwerte der Raster 2 und Raster 3 nicht signifikant sind. Die willkürliche Auswahl der Lage von Raster 2 innerhalb Raster 3 war also insofern ein Glücksfall, als die Mittelwerte von Raster 3 und Raster 2 zufällig gleich sind. Nach der Analyse der Varianzen hätte der Mittelwert des Rasters 2 auch mit einiger Wahrscheinlichkeit unterschiedlich vom Mittelwert des Rasters 3 sein können.
- e) die Unterschiede der Gesamt-Standardabweichungen von R2 zu R3 sind schwach signifikant (Tab.8.b, F-Test). Man hat also mit R2 eine deutlich schwächer streuende Unterfläche von R3 gefunden. Der Wert  $SD_{(R2)}=32,3$  paßt gut zur  $SD_{(i,R3)}=33,0$  der Standardabweichung (Streuung) innerhalb der Untergruppen von R3. Das Ergebnis des Bartlett-Tests für R3 läßt annehmen, daß diese Übereinstimmung nicht zufällig ist.
- f) **R2 ist somit nicht repräsentativ für R3, obwohl sich die AM nicht signifikant unterscheiden.**

2) Raster R2 im Vergleich mit Raster R1:

- g) für den Raster R2 gibt der Bartlett-Test einen Hinweis auf schwach signifikante Inhomogenität. Dazu paßt, daß nach dem F-Test die  $SD_{(R1)}=38,7$  offensichtlich sowohl von der  $SD_{(i,R2)}=32,3$  als auch von  $SD_{(R2)}=32,0$  (Tab.8a) abweichen.
- h) der Raster R1 ist dagegen aus R2 gemäß dem Untergruppen F-Test unproblematisch auswählbar, was den AM betrifft. Dieser zeigt nämlich, daß Teilflächen von R2 der Größe  $R2_i \approx R1$  mit großer Wahrscheinlichkeit kaum einen abweichendes AM haben, in Übereinstimmung mit dem t-Test aus Tab 3b.
- i) R1 hat nicht nur eine größere Gesamt SD als R2, sondern auch eine höhere  $SD_{(z)}$  zwischen den  $R1_i$ , und auch innerhalb der  $R1_i$  ist die  $SD_{(i)}$  relativ hoch. Das ist ein Hinweis auf eine möglicherweise nur kleinräumige Inhomogenität (im dm-Bereich?; Die geringeren CV der Bodenziegelproben sind vielleicht damit erklärbar, daß diese wegen ihrer größeren Fläche - 1 Ziegel entspricht einer ca. 4fachen Stecherfläche - kleinräumige Inhomogenitäten besser wegmitteln, .
- j) Proben aus R1 sind nach diesen Befunden zwar repräsentativ für R2, aber wegen der höheren Schwankungen in R1 müßten aus dem kleinen Bereich mehr Proben als aus dem größeren genommen werden, um die gleiche Genauigkeit zu erreichen.

### Schlußfolgerungen

Die Probenahme "P2" auf dem Raster 2 (10 m x 10 m) ist nach diesen Überlegungen nicht zwingend repräsentativ für eine Fläche von 100 m x 100 m (Raster 3), auch wenn im Fall der Untersuchungen auf dem Krauthügel die Messungen auf R2 etwa das gleiche

AM ergeben haben, wie die Messungen auf R3. Für eine Aussage über eine Fläche von 1ha (entspricht der Fläche des Raster 3) sollten daher die Proben tatsächlich über diese Fläche verteilt genommen werden (Probennahme "P3"). Die genaue Durchrechnung der Statistik des Krauthügels ist im Anhang dargestellt. An dieser Stelle seien nur die Ergebnisse der Berechnungen dargestellt, die für 5% 2-seitige Irrtumswahrscheinlichkeit gelten (Tab.9). Bei Entnahme einer Bodenprobe ist die normierte Toleranz 42%, d.h. der wahre Mittelwert der Deposition einer 10.000 m<sup>2</sup> großen Fläche liegt mit einer Wahrscheinlichkeit von 95% innerhalb  $\pm 42\%$  vom Meßwert! Werden 10 Proben verteilt über eine Fläche von 100 m<sup>2</sup> genommen, dann ist bei gleicher Wahrscheinlichkeit der Mittelwert der Deposition innerhalb  $\pm 23,7\%$  vom gemessenen Mittelwert der 10 Proben, werden die Proben aber über eine Fläche von 10000 m<sup>2</sup> verteilt genommen, dann liegt die Abweichung nur mehr bei  $\pm 13,4\%$ . Wenn (theoretisch) unendlich viele Proben entnommen werden, dann kann bei einer Entnahmefläche von 10000 m<sup>2</sup> der Mittelwert genau bestimmt werden, bei einer Entnahmefläche von 100 m<sup>2</sup> kann der Mittelwert aber maximal nur auf  $\pm 20,6\%$  genau bestimmt werden.

Tab 9.: Normierte Toleranz  $u_0$  als Funktion der Probenzahl  $n$  für 5% 2-seitige Irrtumswahrscheinlichkeit

	$n=1$	$n=10$	$n=\infty$
$u_{03(R3,n)}$	42,2%	13,4%	0
$u_{03(R2,n)}$	42,2%	23,7%	20,6%

### Bodenprofile aus Stecherproben und Rasenziegeln

Abb.7 zeigt die relativen Anteile von <sup>137</sup>Cs in den verschiedenen Bodenschichten für die Rasterflächen 1 bis 3. Den Berechnungen liegen jeweils 7-9 Proben pro Raster zugrunde. Zeigten die Mittelwerte der Gesamtaktivitäten für alle 3 Raster praktische vollständige Übereinstimmung, so sind die Unterschiede in der Tiefenverteilung deutlich, und zwar abhängig von der jeweiligen Tiefenstufe. Vergleicht man die Mittelwerte der einzelnen Raster, so zeigt sich, daß in der Tiefenstufe von 4-6 cm in allen 3 Rastern die geringsten Unterschiede sind. Die Tiefenverteilung im Raster 1 entspricht in etwa der durchschnittlichen Tiefenverteilung. Maximale Unterschiede zeigen die Raster 2 und Raster 3, wengleich auch hier die Prozentanteile in der Tiefenstufe von 4-6 cm fast identisch sind. Nach oben und nach unten werden die Unterschiede größer; Raster 1 zeigt eine größere Migration in zunehmende Bodentiefen, in diesem Raster ist - gleich wie im Raster 2 - die größte Konzentration in der Tiefenstufe von 4 bis 6 cm zu finden. Im Raster 3 ist die höchste Konzentration in der Tiefenstufe von 2-4 cm vorhanden. Die Unterschiede in der Tiefenverteilung sind signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% für die Tiefenstufen 0-2 cm, 2-4 cm, 10-12 cm und 12-14 cm (Tab.10).

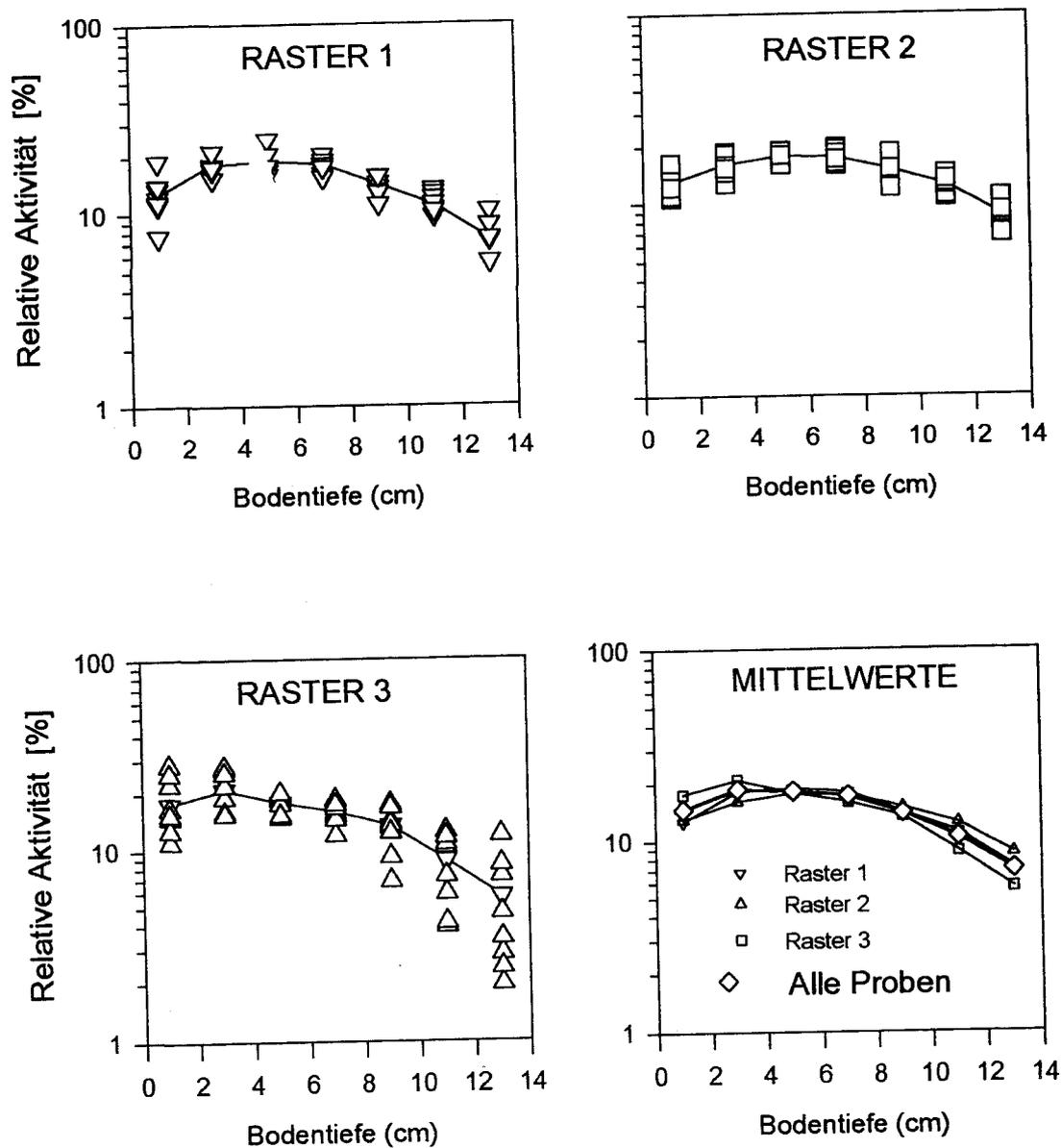


Abb.7.: Tiefenverteilung der  $^{137}\text{Cs}$  Aktivitätskonzentration in Bodenprofilen aus Stecherproben von der Versuchsfläche am Krauthügel / Stadtgebiet Salzburg.

Raster 3 ist über eine Gesamtfläche von 10.000 m<sup>2</sup> entnommen, Raster 2 über eine Fläche von 100 m<sup>2</sup> und Raster 1 auf einer Fläche von nur 1 m<sup>2</sup>. Es ist daher naheliegend, daß die Tiefenverteilung von Raster 3 eher repräsentativ ist für den Krauthügel als die Tiefenverteilung von Raster 1 oder Raster 2.

Tab.10.: Mittelwerte der Prozentanteile der Gesamaktivität in den einzelnen Tiefenstufen im Boden für  $^{137}\text{Cs}$  auf der Versuchsfläche vom Krauthügel; Raster 1:  $1\text{ m}^2$ , Raster 2:  $100\text{ m}^2$ , Raster 3:  $10.000\text{ m}^2$

Bodenschicht von - bis (cm)	Raster 1		Raster 2		Raster 3	
	AM	CV%	AM	CV%	AM	CV%
0-2	12,58	17	12,93	16	17,51	27
2-4	18,11	14	16,01	16	20,91	18
4-6	18,82	22	17,68	13	17,81	25
6-8	18,11	16	17,5	9	1,90	35
8-10	14,1	17	14,95	20	1,41	42
10-12	11,01	24	12,35	14	8,79	54
12-14	7,26	34	8,58	16	5,67	70

Parallel zu den Stecherproben für die Tiefenverteilungsmessung wurden auch 10 Bodenziegel entnommen, und zwar aus dem Raster 3 jeweils im Mittelpunkt eines der 9 Quadrate, aus denen die Stecherproben stammen (Abb.5). Der aus den Rasenziegeln ermittelte Kurvenverlauf der Tiefenverteilung (Abb.8) ist ähnlich dem Kurvenverlauf der Tiefenverteilungen aus den Raster 1 und dem Raster 2, zeigt aber gegenüber der vergleichbaren Tiefenverteilung der Stecherproben aus dem Raster 3 deutliche Abweichungen. Die Lage der 50% Tiefe (das ist die Tiefe, oberhalb der 50 % der Aktivität liegt) ist bei den Rasenziegeln deutlich nach unten verschoben, wie die statistische Überprüfung zeigt (Tab.11).

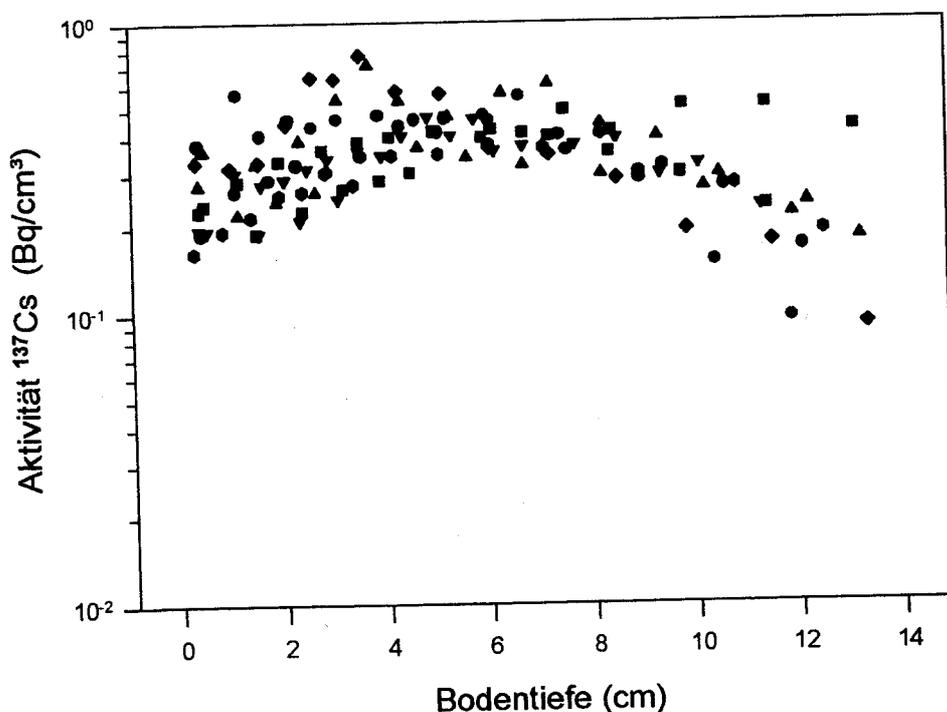


Abb.8.: Tiefenverteilung der  $^{137}\text{Cs}$  Aktivitätskonzentration in Bodenprofilen aus Rasenziegeln von der Versuchsfläche am Krauthügel / Stadtgebiet Salzburg.

Tab.11.: Lage der Maxima der  $^{137}\text{Cs}$  Aktivität und der 50% Tiefe für Stecherproben aus den Raster 1 bis 3 und Bodenziegel-Proben aus Raster 3, AM=Mittelwert, SD=Standardabweichung, CV%=Variationskoeffizient der Verteilung, n=Anzahl der Messungen.

## Lage der Maxima in cm

	Bodenziegel	Raster 1	Raster 2	Raster 3
AM	5,4	4,3	6,4	4,3
SD	1,5	2,1	1,0	3,2
CV	28	50	15	75
n	9	8	7	8

## Lage der 50% Tiefen

	Bodenziegel	Raster 1	Raster 2	Raster 3
AM	6,1	5,1	5,1	4,3
SD	0,7	0,4	0,4	1,2
CV%	12	7	7	28
n	9	8	7	8

Tab.12.: Ergebnis des Signifikanztestes auf Unterschiede in der Lage der Maxima und der 50% Tiefen. + heißt signifikant verschieden bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von  $\leq 5\%$ , ++ Irrtumswahrscheinlichkeit  $\leq 1\%$ .

		Raster 2	Raster 3	Ziegelproben
Raster 1	Maximum	+		
	50% Tiefe			++
Raster 2	Maximum			
	50% Tiefe		+	+
Raster 3	Maximum			
	50% Tiefe			++

Auch die Stecherproben aus den verschiedenen Rastern zeigen untereinander teilweise signifikante Unterschiede in der Lage des Maximums (Raster 1 zu Raster 2) und der 50% Tiefe (Raster 2 zu Raster 3). Der Vergleich der Rasterproben mit den Ziegelproben liefert für die Lage der Maxima keine signifikanten Unterschiede, für die Lage der 50% Tiefe in 3 Fällen aber signifikante Unterschiede mit höchstens 5% Irrtumswahrscheinlichkeit. Dieses Ergebnis erscheint vorerst nicht erklärbar, weil an und für sich zu erwarten gewesen wäre, daß zumindest Ziegelproben und Stecherproben aus Raster 3 nicht

signifikant verschieden sein sollten. Zur Klärung dieser Frage ist eine weitere detaillierte statistische Untersuchung erforderlich.

### 3.1.4. Diskussion der Literatur- und Meßdaten

Der Variationskoeffizient CV% aus den Literaturdaten umfaßt einen Bereich von 14% bis 92%, die meisten Werte sind aber ähnlich den Untersuchungsergebnissen der vorliegenden Arbeit (Tab.13; Abb.9). Vielfach ist aber nicht genau bekannt, worauf die große Schwankungsbreite zurückzuführen ist. Extrem hohe Werte, wie 92% (SIMOPOULOS; 1989), sind mit großer Wahrscheinlichkeit nicht mehr zufallsbedingt, sondern deuten auf einen systematischen Beitrag hin, z.B. lokal erhöhte Deposition durch vermehrte Niederschlagstätigkeit etc.. Bei größerer räumlicher Ausdehnung ist jedenfalls ein systemati-

Tab.:13 Variationskoeffizient CV (Prozentuelle Standardabweichung) als Funktion der Größe des Untersuchungsgebietes, Zusammenstellung von Literaturdaten, Untersuchungen des Ökologie-Institutes und Ergebnissen dieser Studie.

Ort	x (m)	CV	Literatur	x(m)	CV
Dauerwiese in NÖ	40	2,3	BUNZL,	120	20
Wald	3	27	GUSTAFSSON	300	20
Waldstück in NÖ /	5	27	HENRICH	50(?)	14
UBA Projekt	40	32	NYHAN	10	38
Wiesenprojekt / SW	5000	29	PADOVANI	3000	22
Waldviertel	500	23	SIMOPOULOS	4000	92
	700	21		2000	23
	600	15			
	200	17			
	200	6,3			
	50	8,4			
	80	8,5			
	200	11			
	20	9,7			
	20	14			
	20	16			
	20	1,1			
	70	22			
Umgebung Traunstein	4500	31			
Wiese nahe Gmunden,					
a) Übersicht	30	49			
b) Punkte G15	1,6	35			
c) Punkte G16	0,4	64			
d) Punkte G17	30	29			

KRAUTHÜGEL		
Raster 3	100	21,5
Raster 2	10	18,5
Raster 1	1	22,6



## 3.2. Teilprojekt 2: Messung der Flächenkontamination

### 3.2.1. Methoden

Die Messung der Flächenkontamination erfolgte einerseits durch die klassische Methode der Entnahme von Bodenproben mit anschließender gammaspektrometrischer Bestimmung des Radionuklidgehaltes und Hochrechnung aus der Entnahmefläche der Bodenprobe auf die Aktivität pro  $m^2$ . Zum Vergleich mit den Bodendaten wurden als zweite Methode an den jeweiligen Entnahmeorten in-situ Gammaspektren aufgenommen. In-situ Gammaspektrometrie ist eine international übliche Methode, deren Vorteil vor allem darin liegt, daß die Spektren über einen großen Bereich (mehrere  $1000 m^2$ ) integrieren und auf diese Weise die statistische Genauigkeit erhöhen. Für die Berechnung der Spektren sind aber gewisse Annahmen erforderlich, z.B. wird die Tiefenverteilung der Radionuklide im Boden angenommen, und gerade darin liegen eine Reihe möglicher Fehlerquellen, die sich vor allem bei der Quantifizierung von mehrere Jahre altem Fallout beträchtlich auswirken können. Ein Teilaspekt dieser Arbeit bestand auch darin, möglichst viele Daten über die Tiefenverteilung des Cs in Böden zu sammeln, um daraus empirisch Modelltiefenverteilungen zu ermitteln zur Verbesserung der Genauigkeit der Auswertung von in-situ Spektren. Der verwendete Detektor für die in-situ Spektrometrie ist ein n-Type Reinstgermanium-Detektor mit 20% relativer Nachweiswahrscheinlichkeit (Type GMX 20-190). Für die Auswertung und Berechnung der in-situ Spektren wurden für jeden Entnahmeort zur Bestimmung der Tiefenverteilung die Bodenproben in maximal 8 Bodenschichten unterteilt, soweit möglich bis zu einer Bodentiefe von 14 cm (Tab.14.). Nur in wenigen Fällen war eine Gewinnung der tieferen Bodenschicht ab 12 cm aufgrund der Bodenbeschaffenheit nicht mehr möglich.

### 3.2.2. Probennahme und Auswahl der Meßorte

Die Entnahme der Bodenproben erfolgte in der gleichen Art und Weise wie für die Bodenproben der Homogenitätsuntersuchung. Pro Meßpunkt wurden insgesamt 3 Stecherproben entnommen, deren Entnahmepunkte die Eckpunkte eines gleichseitigen Dreieckes mit einer Kantenlänge von ca. 4 m repräsentieren und in dessen Mittelpunkt sich der Detektor zur Aufnahme der Gammaspektren befand. Für die Längenbestimmung wurde das Abmessen durch Abschreiten als hinreichend genau erachtet (die Schrittlänge ist auf mindestens 10% genau bestimmbar). Aus zeitlichen Gründen erfolgte die gammaspektrometrische Untersuchung nur an einer Stecherprobe. Die Auswahl des Meßortes erfolgte nach folgenden, der Bedeutung nach geordneten Kriterien:

1. Es mußte sichergestellt sein, daß die Meßfläche seit 1986 ausschließlich als Grünland genutzt wurde. Zur Überprüfung dieses Kriteriums wurden die jeweiligen Besitzer, oder wenn diese nicht anzutreffen waren, ortskundige Personen nach der Art der

landwirtschaftlichen Nutzung der Meßflächen befragt. Als Meßflächen kamen nur solche in Frage, die diese Bedingung erfüllten. Weiters wurde darauf geachtet, daß diese Bedingung auch für die Umgebung des Meßpunktes bis zu einem Radius von mindestens 25 m zutraf.

2. Möglichst ebenes Gelände im Ausmaß von ca 50 m im Durchmesser. Diese Bedingung konnte - außer für die Messungen auf den Almen - erfüllt werden. Für Messungen auf Almen müssen in der Regel bereits größere Unebenheiten für Flächen ab einem Durchmesser über 10 m in Betracht gezogen werden.
3. Genügend großer seitlicher Abstand zu Hängen und Unebenheiten, um den Störeinfluß für die Aufnahme der Spektren zu minimieren. Soweit möglich wurde versucht, zur Erfüllung dieses Kriteriums einen Minimalabstand von 50 m einzuhalten. Außer in den Almregionen war die Durchführung der Messungen unter Einhaltung dieser Bedingung möglich.

### **3.2.3. Meßergebnisse**

#### **3.2.3.1. Tiefenverteilungen in den Bodenproben**

In Tab.14. sind die Ergebnisse der Bodenmessungen unterteilt nach den jeweiligen Tiefenstufen für  $^{137}\text{Cs}$  zusammenfassend für alle Meßpunkte dargestellt. Die graphische Darstellung aller Tiefenverteilungen und die Fotos der einzelnen Stecherproben sind dem Anhang zu entnehmen.

Aus dem Vergleich der einzelnen Tiefenverteilungen zeigt sich, daß diese relativ unterschiedlich sind. Allgemein gilt nur, daß die Aktivität sehr ausgeprägt von der Bodentiefe abhängt. In der Mehrzahl der untersuchten Stecherproben ist der Aktivitätsverlauf bis zu einer Bodentiefe von ca. 2 bis 6 cm zunehmend, erreicht in diesem Tiefenintervall ein Maximum bzw. nimmt dann weiter ab. Diese Abnahme kann für die meisten Proben sehr gut mit einer Exponentialfunktion approximiert werden.

Signifikant verschieden von allen übrigen Meßorten sind die Tiefenverteilungen von den Meßpunkten Naßfeldalm / Bad-Gastein und Kringsalm in Obertauern. Diese Verteilungen zeichnen sich dadurch aus, daß das Maximum der Aktivität in der obersten Bodenschicht von 0-2 cm vorkommt und nach unten mit einer "Halbwerts-Schichtdicke" von ungefähr 1,5 cm abnimmt (d.h. Abnahme der spezifischen Aktivität um 50% pro 1,5 cm). In einigen Bodenproben aus den inneralpinen Regionen, die allerdings nicht von Almen, sondern aus Tallagen stammen (Altenmarkt, Bramberg, Goldegg, Hintertal, Maishofen, Mittersill), zeigt die Aktivitätsabnahme einen ähnlichen Verlauf wie in den Proben von den Almen. Allerdings ist das Maximum der Aktivität in der oberen Schicht von 1-2 cm nicht so deutlich ausgeprägt, oder in etwas größere Tiefen, ca. 2-4 cm, verschoben. In

den übrigen Bodenproben, die meist aus landwirtschaftlich intensiv genutzten Böden stammen, ist die Aktivitätsabnahme mit der Tiefe weniger stark ausgeprägt. Teilweise zeigen diese Proben keinen stetigen Kurvenverlauf, sondern teilweise markante Unregelmäßigkeiten oder eine fast homogene Gleichverteilung, die wahrscheinlich nicht Diffusionsmechanismen zuzuordnen sind. Aufgrund der Aussagen der ansässigen Bevölkerung ist für alle untersuchten Flächen auszuschließen, daß diese nach 1986 beackert wurden, d.h. die Unregelmäßigkeit ist nicht durch menschliche Aktivitäten bedingt. Eine mögliche Erklärung für eine Tiefenverteilung dieser Art könnte in der Aktivität von Bodenbewohnern zu suchen sein. Auf der Versuchsfläche am Krauthügel konnte z.B. beobachtet werden, daß zum Zeitpunkt der Probennahme ca. 10% der Versuchsfläche von Maulwurfshügeln bedeckt waren. Einige Wochen nach der Probennahme war die Rasterfläche 1 (Raster 1, 1 m<sup>2</sup>) fast gänzlich durch Maulwurfsaktivitäten umgewühlt. Diese Bioturbation ist sicherlich ein in Betracht zu ziehender Faktor, der die Tiefenverteilung im Boden beeinflussen kann. Bei der Auswahl der Meßpunkte kann Bioturbation aber nur in dem Maße berücksichtigt werden, als das Ausmaß der Wühltätigkeit an der Oberfläche Spuren hinterläßt, die auch nachträglich noch erkennbar sind. Im Falle eines Maulwurfshügels ist dieser Zeitraum aber nur relativ kurz anzusetzen und geht wahrscheinlich nicht über die Dauer einer Vegetationsperiode hinaus.

Zusammenfassend läßt sich ein gradueller Trend der Aktivitätsabnahme als Funktion der Tiefe von Almböden über inneralpine Böden bis hin zu den intensiv genutzten Böden des Flachlandes oder größerer Tallagen erkennen:

Tab.14.: Qualitativer Überblick nach geographischen Kriterien über das Verhalten von <sup>137</sup>Cs in den verschiedenen Bodentypen des Untersuchungsgebietes

	Aktivitätsmaximum	Aktivitätsabnahme als Funktion der Tiefe
Almboden	in den obersten 2 cm Bodenschicht	hoch bis sehr hoch
Boden inneralpiner Tallagen	überwiegend in der 2-4 cm Bodenschicht	hoch
Boden aus Flachlandgebieten oder von intensiv genutzten Flächen	Aktivität. ist gleichmässiger in den oberen Bodenschichten verteilt. Tendenz zu Aktivitätsmaxima ab 4 cm Bodentiefe.	mittel

Tab.15.: Absolute volumsbezogene Aktivität (Bq/cm<sup>3</sup>) von <sup>137</sup>Cs in den verschiedenen Tiefenstufen für die Meßpunkte der In-situ Messungen aus Salzburg (S) und den nordöstlich angrenzenden Gebieten von Oberösterreich (O)

Meßpunkt		Tiefenstufen in cm							
		0-1	1-2	2-4	4-6	6-8	8-10	10-12	12-14
Altenmarkt	S	0,72	0,59	0,31	0,1	0,05	0,03	0,02	0,01
Ampfawang	O	0,64	0,71	0,73	0,85	0,48	0,38	0,15	0,07
Bramberg	S	0,22	0,43	0,44	0,21	0,08	0,04	0,02	0,01
Eugendorf	S	0,38	0,7	0,69	0,49	0,29	0,16	0,14	
Fusch	S	0,07	0,09	0,04	0,05	0,08	0,04	0,03	0,05
Fuschl	S	0,33	0,55	0,59	0,3	0,22	0,11	0,07	0,06
Goisern	O	0,42	0,33	0,29	0,65	0,22	0,12	0,07	0,05
Goldegg	S	0,43	0,5	0,59	0,27	0,16	0,08	0,04	0,02
Golling	S	0,2	0,19	0,17	0,16	0,16	0,12	0,1	
Hallein	S	0,29	0,44	0,52	0,45	0,23	0,11	0,06	0,03
Hintertal	S	0,56	0,75	0,22	0,08	0,04	0,03	0,02	
Hochburg	O	0,22	0,19	0,16	0,2	0,19	0,14	0,08	0,05
Hofgastein	S	0,03	0,43	0,49	0,35	0,03	0,04	0,03	0,02
Hohenzell	O	0,45	0,38	0,41	0,38	0,2	0,09	0,06	0,04
Kleinarl	S	0,35	0,41	0,39	0,34	0,18	0,07	0,03	0,02
*Krimml	S	0,43	0,43	0,42	0,41	0,3	0,09	0,05	
Kringsalm 1	S	1,49	1,75	0,19	0,09	0,05	0,02	0,01	
Kringsalm 2	S	0,43	0,54	0,29	0,08	0,05	0,03	0,02	0,01
Laakirchen	O	0,33	0,43	0,44	0,51	0,38	0,24	0,11	0,03
Lofer	S	0,27	0,52	0,42	0,22	0,05	0,05	0,01	0,01
Maishofen	S	0,3	0,7	0,6	0,18	0,03	0,01	0,01	
Mauterndorf	S	0,12	0,18	0,15	0,07	0,08	0,06	0,03	0,02
Mittersill	S	0,48	0,65	0,7	0,14	0,02	0	0	0
Moosdorf	O	0,12	0,19	0,15	0,18	0,11	0,08	0,05	0,03
Nassfeld	S	1,94	2,28	0,37	0,1	0,08	0,04	0,03	
Oberndorf	S	0,11	0,14	0,11	0,09	0,06	0,03	0,02	
Ottendorf	O	0,21	0,24	0,21	0,22	0,12	0,05	0,04	0,03
Piesendorf	S	0,19	0,19	0,16	0,06	0,05	0,04	0,02	0,02
Polling	O	0,15	0,2	0,18	0,2	0,18	0,14	0,05	0,02
Ramingstein	S	0,2	0,18	0,23	0,08	0,05	0,04	0,01	0,02
Rohrmoosalm	S	0,27	0,56	0,77	0,88	0,55	0,14		
Russbach	S	0,32	0,5	0,53	0,35	0,13	0,06	0,04	0,03
St.Georgen	S	0,37	0,57	0,37	0,15	0,06	0,04	0,02	0,01
St.Johann	S	0,25	0,28	0,23	0,39	0,19	0,04	0,03	0,04
*St.Martin	S	0,26	0,26	0,28	0,31	0,21	0,08	0,06	
St.Peter	O	0,1	0,11	0,09	0,11	0,05	0,02	0,01	0,01
Straßwaichen	S	0,39	0,56	0,48	0,4	0,18	0,08	0,11	
Strobl	S	0,99	1	0,87	0,39	0,23	0,11	0,07	0,05
Vöcklamarkt	O	0,35	0,51	0,43	0,64	0,53	0,4	0,18	0,08
Werfen	S	0,18	0,33	0,47	0,21	0,08	0,06	0,05	0,04
Zederhaus	S	0,44	0,54	0,4	0,17	0,09	0,04	0,02	0,03

\* der Bereich von 0-2 cm wurde in nur eine Tiefenstufe unterteilt

### 3.2.3.2. In-situ Gammaskopimetrie - Messungen

Der verwendete Reinstgermanium-Detektor (GMX 10-190) wurde in Anlehnung an die klassische Methode (BECK et al. 1972) in einer Höhe von 1 m über dem Boden (Detektorunterkante) aufgestellt und die Gammaskopimetrie normalerweise über einen Zeit-

raum von 1800 sec Lifetime aufgezeichnet. In fast allen Fällen ergab sich aufgrund dieser langen Meßzeiten eine Unsicherheit in der Zählstatistik für  $^{137}\text{Cs}$  von rund 1%, für  $^{134}\text{Cs}$  von 10%. Für jeden Meßpunkt wurde die aus den Bodenproben ermittelte Tiefenverteilung von  $^{137}\text{Cs}$  verwendet, um den ungestreuten Photonenfluß zu berechnen. Die Tiefenverteilung wurde dabei vom Mittelpunkt einer Tiefenstufe zum Mittelpunkt der nächsten Tiefenstufe linear interpoliert und dieser Aktivitätsverlauf als Grundlage für die numerische Berechnung des Photonenflusses genommen. Die Dichte des Bodens wurde aus den entnommenen Bodenproben ermittelt. Für die durchschnittliche Bodendichte wurde ein Wert von  $1,5 \text{ g/cm}^3$  angenommen, bei einem Wassergehalt von 40% bezogen auf das Frischgewicht. Dieser Wert erwies sich aus der Berechnung der durchschnittlichen Dichten der Bodenproben und der Ermittlung der durchschnittlichen Feuchtegehalte von Bodenproben aus dem Krauthügel als realistisch. Der Gesamtschwächungskoeffizient für die Schwächung des Photonenflusses setzt sich demnach anteilmäßig zusammen aus dem Schwächungskoeffizient für Boden bei einer Dichte von  $\rho=0,9 \text{ g/cm}^3$  und dem Schwächungskoeffizienten für Wasser bei einer Dichte von  $\rho=0,6 \text{ g/cm}^3$ . Die entsprechenden Schwächungskoeffizienten sind der Literatur entnommen (BECK et al., 1972; DEBERTIN et al., 1988).

Diese Methode versucht gegenüber herkömmlichen Methoden, die von einer theoretischen, meist als exponentiell angenommenen Tiefenverteilung der Radionuklide im Boden ausgehen, den ungestreuten Photonenfluß aus der tatsächlichen Tiefenverteilung im Boden zu berechnen. Es gibt aber dennoch eine Reihe von Fehlerquellen, die derzeit nur abgeschätzt werden können. Die unten angeführten Abschätzungen basieren auf Berechnungen der Spektren unter "worst case" Annahmen, d.h. man kann von einem 95% Vertrauensniveau ausgehen.

---

Tab.16: Fehlerabschätzung für In-situ spektrometrische Messungen von  $^{137}\text{Cs}$  für 95% Vertrauensniveau

Zählstatistik	1-2%
Kalibration des Detektors	1%
Variation der Tiefenverteilung	10-15%
Variation der Feuchtigkeit	15-20%
Umgebungseinfluß	10%
<u>Gesamtfehler</u>	<u>20-25%</u>
(Fehlerfortpflanzung)	

---

### 3.2.4. Korrelation In-situ Gammaskpektrometrie und Bodenprobenmessungen

In Abb.10 sind die Korrelation der Ergebnisse aus den gammaskpektrometrischen Messungen gegen die Ergebnisse der Untersuchungen der Bodenproben aufgetragen. Im Idealfall sollten die Ergebnis beider Methoden gleich sein, d.h. alle Punkte liegen auf einer Linie, der Korrelationsgeraden, die durch den Nullpunkt geht und deren Steigung 1 beträgt. Die Korrelation der Daten im Bereich bis zu 50 kBq/m<sup>2</sup> ist sehr gut, ab diesem Bereich gibt es einige Ausreißer. Für die Bodenproben wurde jeweils nur eine Stecherprobe verwendet. D.h., das Vertrauensniveau für Bodenproben innerhalb  $\pm 20\%$  des wahren Wertes zu liegen, ist nach diesen Überlegungen und nach den Ergebnissen der Homogenitätsuntersuchung maximal 68%. Vermutlich sind die Ausreißer daher eher durch die Ungenauigkeit der Messungen der Bodenproben bedingt als durch die Ungenauigkeit der In-situ Messungen. Für die Berechnung der Korrelationsgeraden wurden die Ausreißer (Abb.10) nicht berücksichtigt. Ohne diese ergibt sich eine gute Übereinstimmung in den Daten ( $k=0,95$ ;  $r^2=0,76$ ;  $d=-0,1$ ). Aus diesen Daten ergibt sich für die In-situ Spektrometrie eine geringfügige Unterschätzung von 5% gegenüber den Bodenmessungen für die spezifische Aktivität Bq/cm<sup>2</sup>.

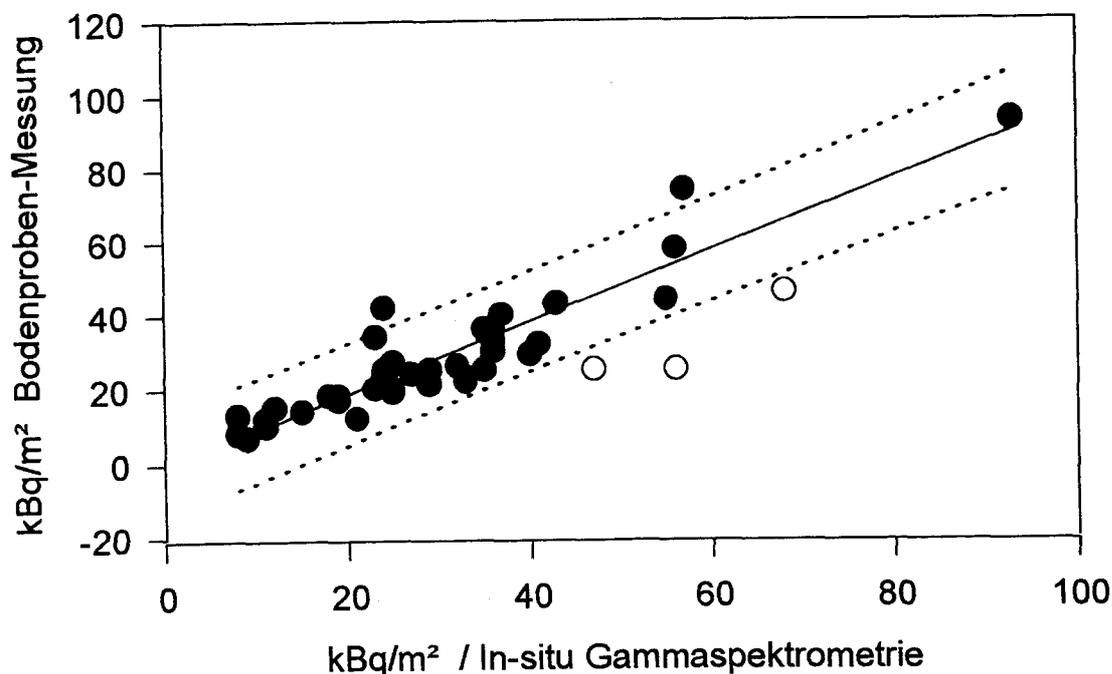


Abb.10: Korrelation der Ergebnisse der Messungen der Bodenkontamination in kBq/m<sup>2</sup> mit In-situ Gammaskpektrometrie und Bestimmung der Aktivitätskonzentration durch gammaskpektrometrische Messung von Bodenproben. (95% Vertrauensniveau strichliert, Ausreißer sind als offene Kreise dargestellt).

### 3.2.5. Korrelation Ortsdosisleistung (ODL) und Bodenkontaminationsmessungen

Trotz der relativen Variabilität der Tiefenverteilung für die Cäsiumnuklide in den einzelnen Böden, die sich unter ungünstigen Bedingungen sehr stark auf den Gammafluß und damit auf die Ortsdosisleistung auswirkt, ist eine Korrelation zwischen der Ortsdosisleistung und der Flächenkontamination zu erwarten. Die Ortsdosisleistung wurde mit einem Gammadosisleistungs-Meßgerät (Szintillationsdosimeter H 7201, Halle VDI Feinwerktechnik / Braunschweig BRD) verwendet. Zur Überprüfung der Genauigkeit des Gerätes wurde am Krauthügel eine Vergleichsmessung mit Mitarbeitern des Bundesamtes für Eich- und Vermessungswesen durchgeführt (Dr. Josef Witzani, Ing. Bruno Aigner) durchgeführt. Die angegebene Unsicherheit der Meßdaten beinhaltet nur die statistische und gilt für ein Vertrauensniveau von 95% (Tab.16). Die Abweichungen der Meßergebnisse des Halle-Dosimeters und der Messungen des Ökologie-Institutes mit dem Zählrohr ZB1220/01 von den Vergleichswerten des Bundesamtes für Eich- und Vermessungswesen sind systematisch und betragen 17%.

Tab.17.: Vergleichsmessung zur Bestimmung der Ortsdosisleistung (ODL) auf dem Raster 3 der Versuchsfläche am Krauthügel.

Meßpunkt	Bundesamt f. Eich und Vermessungswesen Argon Hochdruck Ionisationskammer LND 512	Universität Salzburg Halle Dosimeter H 7201	Ökologie Institut Zählrohr ZB1220/01
	Ortsdosisleistung nSv/h	Ortsdosisleistung nSv/h	Ortsdosisleistung nSv/h
3/11	134+-3	153+-5	157+-5
3/17	132+-3	156+-5	151+-5
3/42	127+-3	153+-5	136+-5
3/65	126+-3	147+-5	141+-5
3/71	125+-3	144+-5	142+-5

Für die Messungen der Gammadosisleistung an den Meßpunkten für die in-situ Gammaskpektrometrie wurde keine weitere Korrektur vorgenommen. Für die Korrelationsberechnung wurde die an den jeweiligen Probenpunkten gemessene Gammadosisleistung mit der kosmischen Strahlung korrigiert und dieser reduzierte Wert mit der Flächenkontamination verglichen. Die Werte für die kosmische Strahlung sind der Strahlenkarte Österreichs (TSCHIRF et al., 1975) entnommen. Abb.11 zeigt die Korrelation der Gammadosisleistungswerte mit den Untersuchungsergebnissen der Flächenkontamination. Die Daten für die Flächenkontamination sind die Mittelwerte der in-situ Messungen

und der Bodenprobenmessungen ohne Ausreißer (Abb.10). Die Dosisleistungswerte sind erwartungsgemäß nicht sehr gut mit den Bodenkontaminationen korreliert, weil der Photonenfluß sehr stark durch die Tiefenverteilung im Boden beeinträchtigt wird. Die entsprechenden Werte der Korrelationsgeraden sind:  $k = 1,42 \mu\text{R}/(\text{h} \cdot 10 \text{ kBq}/\text{m}^2)$ ;  $r^2 = 0,519$ ; und  $d = 4,67 \mu\text{R}/\text{h}$ . D.h. Der Durchschnittswert der Ortsdosisleistung ohne den Beitrag der künstlichen Aktivität und der kosmischen Strahlung ist  $4,67 \mu\text{R}/\text{h}$ . Das ist ein realistischer Wert, wie der Vergleich mit den Daten vor 1986 zeigt (TSCHIRF et al., 1975).

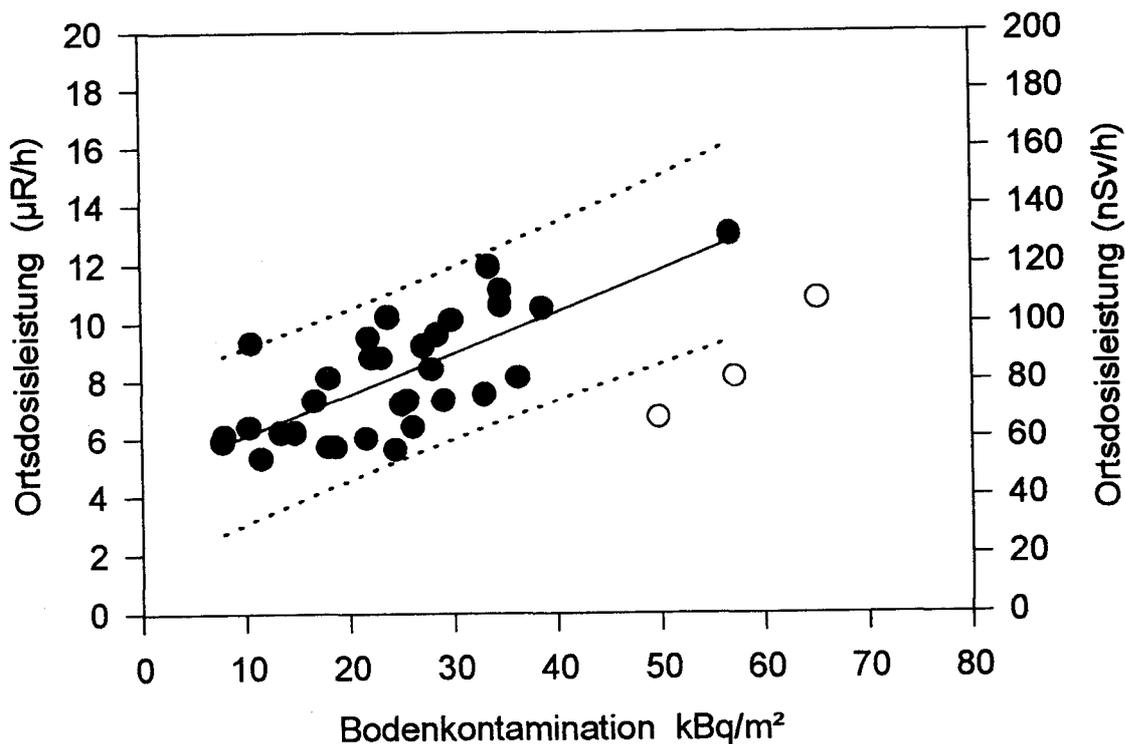


Abb.11: Korrelation der Ortsdosisleistungsmessungen ( $\mu\text{R}/\text{h}$ ) mit den Ergebnissen der Flächenkontaminations-Messungen ( $\text{kBq}/\text{m}^2$ ). 95% Vertrauensniveau strichliert; Ausreißer sind als offene Kreise dargestellt.

### 3.2.6. Ergebnisse der Bodenkontaminationsmessungen in Salzburg und in den nördlich angrenzenden Gebieten von Oberösterreich.

In Abb.12 und in Tab.17 sind die Ergebnisse der Kontaminationsmessungen dargestellt: Der Bodenkontamination mit  $^{137}\text{Cs}$  reicht im Oktober 1993 von 8 (Oberndorf) bis  $65 \text{ kBq}/\text{m}^2$  (Rohrmoosalm, Rauriser Tal), zurückgerechnet auf 1986 bedeutet das eine

Tab.18.: Ergebnisse der Bodenkontaminationsmessungen in Salzburg und den nördlich angrenzenden Teilen von Oberösterreich. Schattierte Zellen sind Ausreißer, die in den Korrelationsrechnungen nicht berücksichtigt wurden. n.B. = nicht bestimmt

Nr.	Probenort	Boden		Insitu		AM 1993	ODL mit / ohne kosmische Strahlung	
		Okt. 1993	April 1986	Okt. 1993	April 1986		µR/h	µR/h
1	SALZBURG / KRAUTHÜGEL	36	43	36	43	36	15,1	11
2	ALTENMARKT	24	29	22	26	23	14	8,8
3	AMPFELWANG	68	81	46	55	57	12,7	8,1
4	BAD GOISERN	36	43	30	35	33	11,8	7,5
5	BAD HOFGASTEIN	24	29	42	51	33	17,1	11,9
6	BRAMBERG	23	27	34	40	28	14,7	9,6
7	EUGENDORF	47	56	25	30	36	12,7	8,1
8	FUSCH / PINZGAU	8	9	13	16	10	11,6	6,4
9	FUSCHL	37	44	40	48	39	15,3	10,5
10	GOLDEGG	33	40	22	26	28	n.b.	n.b.
11	GOLLING	19	22	17	21	18	12,3	8,1
12	HALLEIN	36	43	33	40	35	15,3	11,1
13	HINTERTAL	40	47	29	35	35	16,2	10,6
14	HOCHBURG	21	25	12	15	17	11,3	7,3
15	HOHENZELL	33	39	23	28	28	12,6	8,4
16	KLEINARL	29	35	21	25	25	12,8	7,2
17	KRIMML	35	42	25	29	30	15,8	10,1
18	KRINGSALM	41	48	32	38	36	15,5	7,1
19	LAAKIRCHEN	43	51	43	52	43	12	7,8
20	LOFER	24	28	25	30	24	10,3	5,6
21	MAISHOFEN	27	32	24	28	26	12,3	7,3
22	MAUTERNDORF	11	14	12	14	12	11,2	5,3
23	MITTERSILL	29	35	25	30	27	14,3	9,2
24	MOOSDORF	15	18	14	17	15	10,4	6,2
25	NASSFELD	56	67	25	29	40	18	10,4
26	OBERNDORF	9	11	7	8	8	10	5,9
27	OTTENDORF	18	22	18	21	18	9,8	5,7
28	PIESENDORF	11	13	10	12	11	14,3	9,3
29	POLLING	19	23	18	21	19	9,7	5,7
30	RAMINGSTEIN	12	14	15	18	13	11,7	6,2
31	ROHRMOOSALM	57	67	74	88	65	16,8	10,8
32	RUSSBACH	32	38	26	31	29	12,4	7,3
33	ST. GEORGEN i. Pzg.	23	27	20	24	22	11,1	6
34	ST. JOHANN	25	29	20	24	22	13,4	8,8
35	ST. MARTIN a. TG.	25	29	19	23	22	15	9,5
36	ST. PETER	8	10	8	9	8	10,1	6,1
37	STRASSWALCHEN	35	42	36	43	36	12	7,5
38	STROBL	56	66	58	69	57	17,5	13
39	VÖCKLAMARKT	55	66	44	52	50	11	6,7
40	WERFEN	24	28	24	28	24	14,6	10,2
41	ZEDERHAUS	25	30	27	32	26	12,6	6,4

Kontamination 9 bis 77 kBq/m<sup>2</sup>. Ein regionaler Bereich mit hohen Aktivitäten ist das Gebiet östlich von Salzburg von Bad Goisern im Süden bis hinauf nach Ampflwang im Norden. Auch die Almgebiete im Süden von Salzburg (Naßfeldalm, Kringsalm, Rohrmoosalm) sind Bereiche mit erhöhter Kontamination, allerdings nicht in einem Ausmaß, das die vergleichsweise hohen Kontaminationen landwirtschaftlicher Produkte von Almen erklären würde (LETTNER, 1990).

## <sup>137</sup>Cs in Bodenproben

Bezugsdatum: 1. Mai 1986

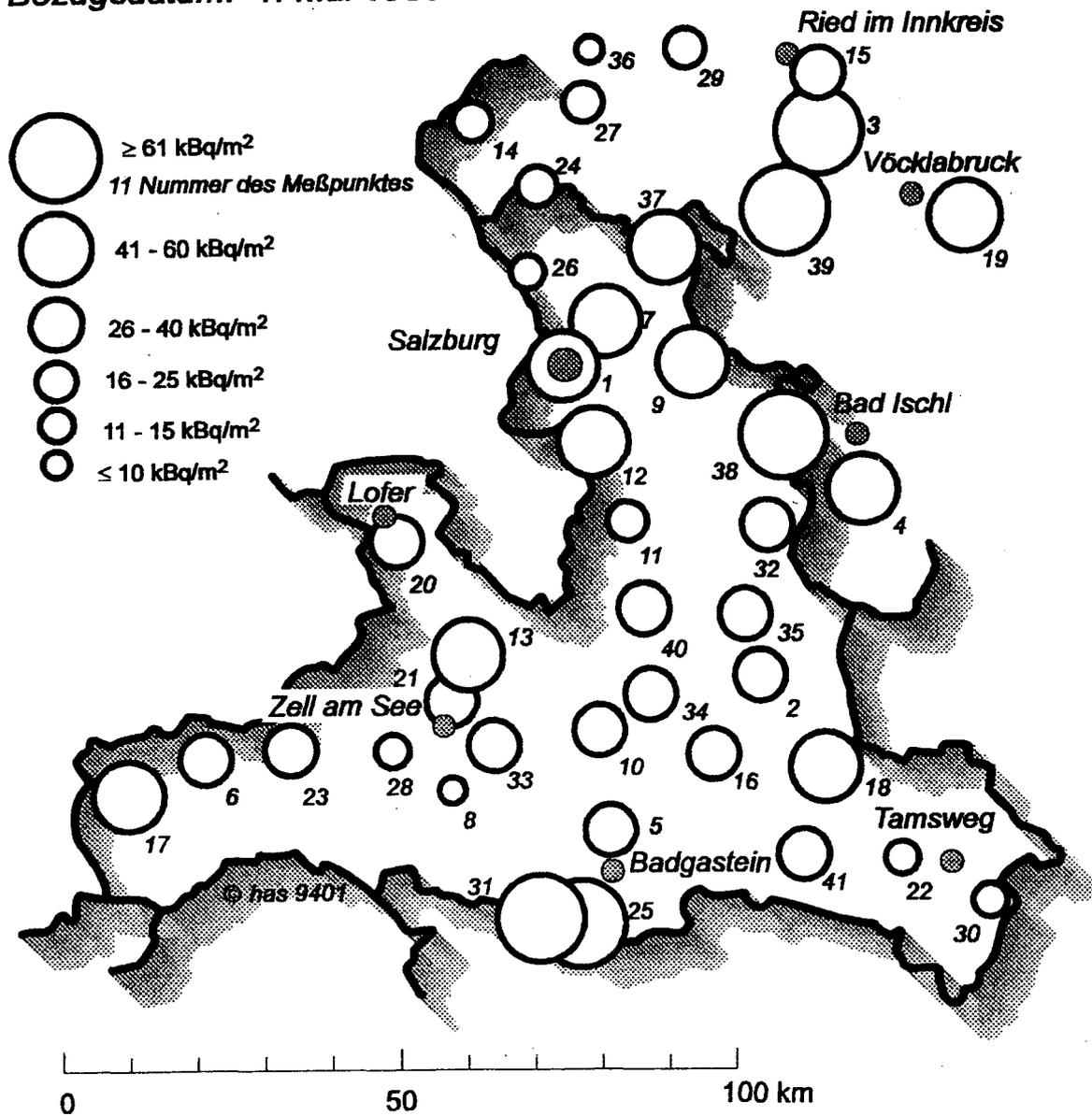


Abb.12.: Ergebnisse der Messungen der Bodenkontamination in kBq/m<sup>2</sup> im Bundesland Salzburg und in den nordöstlich angrenzenden Teilen von Oberösterreich. (Die Zahlen entsprechen den Nummern der Meßpunkte)

#### 4. **Schlußfolgerungen**

- Unter den gegebenen experimentellen Bedingungen der Probennahme von 51 cm<sup>2</sup> für die Entnahme einer Bodenprobe sind die Variationskoeffizienten für 1 m<sup>2</sup>, 100 m<sup>2</sup> und 10000 m<sup>2</sup> nur geringfügig unterschiedlich. Meßergebnisse von einer 100 m<sup>2</sup> großen Fläche sind nur mit beschränkter Genauigkeit repräsentativ für eine größere Fläche von  $\geq 10000$  m<sup>2</sup>.
- Um für einen größeren Bereich repräsentative Ergebnisse für die Deposition aus Bodenmessungen zu erzielen, ist es empfehlenswert, die Proben über eine größere Fläche zu verteilen, als die gleiche Anzahl über eine kleinere Fläche zu nehmen, weil dadurch die Genauigkeit der Mittelwertsbestimmung erhöht werden kann.
- Die Ergebnisse der Homogenitätsuntersuchungen zeigen, daß die Variation bezüglich der Fläche geringer ist als in der Tiefenverteilung.
- Für die Auswertung von in-situ Gammaskpektren zur Bestimmung der Oberflächenkontamination können die experimentell ermittelten Tiefenverteilungen von <sup>137</sup>Cs im Boden als Berechnungsgrundlage verwendet werden.
- Die Tiefenverteilungen in unterschiedlichen Böden können nach Nutzungsart und nach geographischen Kriterien kategorisiert werden.
- Die Korrelation der Gamma-Ortsdosisleistung mit der Oberflächenkontamination ist zu dem jetzigen Zeitpunkt nur mehr schwach ausgeprägt, weil der Einfluß der Tiefenverteilung auf die Ortsdosisleistung sehr hoch einzuschätzen ist. Aufgrund der Gammadosisleistung lassen sich nur mehr unsichere Aussagen über die tatsächliche Oberflächenbelastung machen. Die Korrelation wird verbessert, je näher die <sup>137</sup>Cs Kontamination zur Oberfläche liegt, d.h. für quantitative Abschätzungen unmittelbar nach einer großräumigen Kontamination im Falle eines potentiellen Fallouts ist diese Korrelation wesentlich besser. In dieser Frühphase ist die Messung der Ortsdosisleistung genügend genau zur Abschätzung der spezifischen Deposition.

**6. LITERATUR**

- BACHHUBER H., K.BUNZL, W.SCHIMMACK (1987):** Spatial Variability of Fallout-<sup>137</sup>Cs in the Soil of a Cultivated Field. - Environmental Monitoring and Assessment, **8**, 92-101.
- BECK, H.L.; DeCampo, J.; Gogolak, C (1972).** In-situ GeLi and NaI(Tl) gamma-ray spectrometry. -New York: U.S.Atomic Energy Commission: Report HASL-58.
- BUNDESKANZLERAMT, SEKTION VII (1988):** Die Auswirkungen des Reaktorunfalls in Tschernobyl auf Österreich. -Beiträge, **2/88**.
- DEBERTIN, K. and R.G. HELMER (1988):** Gamma- and X-Ray spectrometry with semiconductor detectors. Elsevier Science Publishers, Amsterdam. 1988.
- DENK H.J., M.FELSMANN (1990):** Räumliche Konzentrationsverteilungen natürlicher und künstlicher Radionuklide im Boden. - Atomwirtschaft, **7**, 33-345.
- GUSTAFSSON E., M.SKALBORG ET AL (1987):** Radionuclide deposition and migration within the Gidea and Finsjopm study sites, Sweden; A study of the fallout after the Chernobyl accident. Phase 1, initial survey. - SKB Technical Report 87-28, Dec.1987.
- HENRICH E., M.FRIEDRICH, J.WEIB, M.ZAPLETAL (1988):** <sup>137</sup>Cs in Natural Ecological Systems - Description of the Situation in a High Contamination Area in Austria after Chernobyl. - BALUF-STS-88-01.
- HYGIENE (1986):** Report on Radiation Situation in CSSR after Chernobyl Accident. - Institute of Hygiene and Epidemiology, Centre of Radiation Hygiene, Prague.
- KIRCHHOFF K., O. MENDE, R.MICHEL (1993):** Statistische Aspekte bei der Probenentnahme. - In: Tagungsband der 25. Jahrestagung des Fachverbandes Strahlenschutz, 28.-30.9.1993, 461-471.
- LETTNER, H. (1990):** Post Chernobyl distribution of the Cs-137 concentration in soil and environmental samples in mountainous and plain areas of the Province of Salzburg. - In: Proc. of the Int. Symp. on Environmental Contamination Following a Major Nuclear Accident, Rep.No. IAEA-SM-306/60, Vienna, 193- 203.
- MCBRATNEY, A.B & R.WEBSTER (1983):** How Many Observations are Needed for Regional Estimation of Soil Properties. - Soil Science, **135/3**, 177-183.
- MENDE O., K. KIRCHHOFF, R.MICHEL (1993):** Untersuchungen zur Festlegung von Erkennungs- und Nachweisgrenzen sowie Vertrauensbereichen bei gammaspektrometrischen Messungen mit Berücksichtigung von Probenbehandlungseinflüssen.: - In: Tagungsband der 25. Jahrestagung des Fachverbandes Strahlenschutz, 28.-30.9.1993, 466-471.
- NYHAN, L.W., G.C.WHITE, T.G.SCHOFIELD & G.TRUJILLO (1983):** An Evaluation of Soil Sampling for Cs-137 Using Various Field-Sampling Volumes. - Health Physics **44/5**, 541-550.

- PADOVANI R., G.CONTENTO, C.GIOVANI, M.R.MALISAN (1990):** Field Study of Fallout Radiocesium in Upland Soils. - In: Desmet et al. (ed.): Transfer of Radionuclides in Natural and Semi-Natural Environments. Elsevier Applied Science, 292-300.
- SIMOPOULOS (1989):** S.E.Simopoulos: Soil Sampling and Cs-137 Analysis of the Chernobyl Fallout in Greece. - Appl.Radiat.Isot., **40/7**,607-613.
- TSCHIRF E, W. BAUMANN, R. NIESNER, P. VICHYTL (1975):** Strahlenkarte Österreichs. Mittlere Bevölkerungsdosen im Freien durch terrestrische und kosmische Strahlung. - Bundesministerium für Gesundheit und Umweltschutz. Wien, 1975.
- UBA 1993:** Österreichisches Umweltbundesamt, Radionuklide in Waldökosystemen, in Vorbereitung.
- WINKELMANN,I. (1987):** Radioactivity measurements in the Federal Republic of Germany after the Chernobyl accident. Neuherberg, Germany: Bundesgesundheitsamt, Institut für Strahlenhygiene. - Report ISH, **116**,1987;
- ZOMBORLP., NÉMETH,I., ANDRÁSIA. AND LETTNER,H. (1992):** In-situ gamma-spectrometric measurement of the contamination in some selected settlements of Byelorussia (BSSR), Ukraine (UkrSSR) and the Russian Federation (RSFSR). - J. Environ. Radioactivity, **17**, 97-106.

## ANHANG A: Varianzanalyse und Statistik der Krauthügeluntersuchungen

Die Untersuchungen der Verteilung der Deposition am Krauthügel sind ein Musterbeispiel für die Anwendung varianzanalytischer Methoden, deshalb ist an dieser Stelle der Berechnungsweg zur Ermittlung der Homogenität bzw. Inhomogenität, die statistisch als eine Unsicherheit des Meßwertes betrachtet werden kann, gesondert dargestellt.

Die Varianzanalyse (ANOVA = Analysis of variances)

- \* setzt Normalverteilung und Gleichheit der Varianzen voraus und dient dem
- \* Vergleich von Mittelwerten

### Allgemeines

N Meßwerte stammen aus n Gruppen

Jede Gruppe bildet eine Grundgesamtheit:

$G_i (\mu_i, \sigma_i)$ ,  $i = 1$  bis  $n$

Alle Gruppen zusammen bilden die Gesamtheit  $G(\mu, \sigma)$

Aus jeder Gruppe kommen  $N_i$  Meßwerte, sodaß:

$$\sum_{i=1}^n N_i = N$$

Der Meßwert  $x_{ij}$  ist der j-te Meßwert aus der i-ten Gruppe

$$m_i := \frac{1}{N_i} \sum_{j=1}^{N_i} x_{ij} = AM$$

arithmetisches Mittel der Werte der Gruppe  $i$ , d.h.  $m_i$  ist eine Schätzung für  $\mu_i$ , den Mittelwert der jeweiligen Gruppe

$$m := \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{N_i} x_{ij} = AM_i$$

arithmetisches Mittel aller Meßwerte, d.h.  $m$  ist eine Schätzung für  $\mu$ , den Mittelwert der Gesamtheit.

Weiter ist  $m$  gleich:

$$m = \frac{\left( \sum_{i=1}^n N_i \cdot m_i \right)}{\sum_{i=1}^n N_i}$$

$m$  ist also das gewichtete Mittel der Gruppenmittel

### Beispiel Krauthügel

Pro Raster 9 Gruppen  
(Teilraster) mit je 9 Meßwerten

Insgesamt 81 Meßwerte  
pro Raster

9 Gruppen zu 9 Proben  
81 Meßwerte pro Raster  
(Grundgesamtheit)

$$m' := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m_i = AM'$$

das arithmetische Mittel der Gruppenmittel, wenn die  $N_i$  unterschiedlich sind, gilt im allgemeinen  $m' \neq m$

**Summe der Abweichungsquadrate  $S^2$ , Varianz  $s^2$  und Standardabweichung SD**

**Innerhalb der Gruppen:**

$$S_i^2 := \sum_{j=1}^{N_i} (x_{ij} - m_i)^2$$

$$s_i^2 := \frac{S_i^2}{(N_i - 1)}$$

$S_i^2$  ist die Summe der Abweichungsquadrate einer Gruppe,  $s_i^2$  ist die Varianz,  $s_i^2$  ist eine Schätzung von  $\sigma_i^2$ ,  $SD_i$  ist die Standardabweichung der  $i$ -ten Gruppe.

$S_I^2$  ist die Summe der Abweichungsquadrate über alle Gruppen,  $s_I^2$  ist die Varianz über alle  $n$  Gruppen,  $i=1 \dots n$

$$S_I^2 := \sum_{i=1}^n S_i^2$$

$$s_I^2 := \frac{S_I^2}{(N - n)}$$

**Für die gesamte Gruppe:**

$$S^2 := \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{N_i} (x_{ij} - m)^2$$

$$s^2 := \frac{S^2}{(N - 1)}$$

$S^2$  ist die Summe aller Abweichungsquadrate vom Mittelwert.  $s^2$ , die Varianz aller Werte, ist eine Schätzung für  $\sigma^2$  der Gesamtheit.  $s$  ist die Standardabweichung SD aller Werte mit dem Freiheitsgrad  $N-1$ .

**Zwischen den Gruppen:**

$$S_z^2 = \sum_{i=1}^n N_i (m_i - m)^2$$

$$s_z^2 := \frac{S_z^2}{(n - 1)}$$

$S_z^2$  ist die Summe aller Abweichungsquadrate der Gruppenmittelwerte vom Gesamtmittelwert über alle Gruppen.  $s_z^2$  ist die Varianz aller Werte mit dem Freiheitsgrad  $N-1$ ,  $s_z$  die Standardabweichung  $SD_z$  zwischen den Gruppen. Freiheitsgrad  $n-1$ .

Wesentlich für die Varianzanalyse ist nun, daß sich die Summe der Abweichungsquadrate (SAQ) der Stichprobenwerte um das Gesamtmittel in 2 Anteile zerlegen läßt:

1. SAQ der Einzelwerte um die Gruppenmittelwerte,  $S_1^2$ , allgemein als SAQ *innerhalb der Gruppen* bezeichnet.
2. SAQ der Gruppenmittelwerte um das Gesamtmittel,  $S_Z^2$ , allgemein als SAQ *zwischen den Gruppen* bezeichnet.

$$S^2 = S_1^2 + S_Z^2 \text{ ("Varianzzerlegung")}$$

mit den zugehörigen Freiheitsgraden

$$N-1 = (N-n) + (n-1)$$

### Zusammenfassung

	Abweichungsquadrate	Freiheitsgrade	Varianzen
SAQ Summe aller Abweichungsquadrate	$S^2 := \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{N_j} (x_{ij} - m)^2$	N-1	$s^2 := \frac{S^2}{(N-1)}$
SAQ <sub>Z</sub> Summe der Abweichungsquadrate zwischen den Gruppen	$S_Z^2 = \sum_{i=1}^n N_i (m_i - m)^2$	n-1	$s_Z^2 := \frac{S_Z^2}{(n-1)}$
SAQ <sub>I</sub> Summe der Abweichungsquadrate innerhalb der Gruppen	$S_I^2 := \sum_{i=1}^n \sum_j (x_{ij} - m_i)^2$	N-n	$s_I^2 := \frac{S_I^2}{(N-n)}$

Zwischen  $s$ ,  $s_1$  und  $s_Z$  besteht nach diesen Definition die Beziehung

$$s^2 = s_I^2 \frac{(N-n)}{N-1} + s_Z^2 \frac{(n-1)}{N-1} \quad (1)$$

Falls alle  $\sigma_i = \sigma_0$  sind, dann sind auch alle  $s_i$  und alle  $s_1$  unabhängige Schätzungen von  $\sigma_0$  bzw.  $\sigma_1$ , denn die  $S_i^2/\sigma^2 = \text{Chi}_i^2$  sind nach  $\text{Chi}^2$  verteilt ( $N_i-1$  Freiheitsgrade); die Summe solcher Größen ist ebenfalls  $\text{Chi}^2$  verteilt, also auch  $\text{Chi}^2 = \sum \text{Chi}_i^2 = \sum (N_i-1) * s_i^2/\sigma_i^2$  mit  $N-n = \sum (N_i-1)$  Freiheitsgraden. Daher ist  $s_1$  auch eine Schätzung von  $\sigma_0$ .

Wenn alle  $\mu_i = \mu$  sind, dann sind alle  $G_i$  gleich =  $G$  und  $\sigma_0 = \sigma$  und  $s^2$  ist auch eine Schätzung für  $\sigma_0$ . Nach einem Satz von FISHER ist  $s_Z$  in diesem Fall ebenfalls eine Schätzung von  $\sigma_0$ .

Unter der Voraussetzung  $\mu_i = \mu$  dürfen sich also  $s_Z$  und  $s_1$  nicht sehr unterscheiden. Um dies zu testen, prüft man den Quotienten

$$F = \frac{s_Z^2}{s_I^2},$$

der mit  $(N-n)$  und  $(n-1)$  Freiheitsgraden F-verteilt ist. Ist er zu groß, bzw. über einer vorgegebenen Irrtumswahrscheinlichkeit, dann wird die Hypothese  $\mu_1 = \mu$  verworfen.

### Anwendung auf die Krauthügeldaten

Für die Methode P3, d.h. Probennahme auf dem Raster 3, ergibt sich als Toleranz bezogen auf die Fläche R3:

$$u_{3(R3)} = x_{(p)} * SD_3 / \sqrt{n}$$

(n Proben,  $x_{(p)}$  = Wert der Normalverteilung zur Signifikanz p), für die Methode P2, als Aussage über die kleinere Fläche  $R2 < R3$  ist entsprechend

$$u_{2(R2)} = x_{(p)} * SD_2 / \sqrt{n}$$

Der Informationswert dieser Größe ist insofern kleiner, als die Schätzung ihre Werte aus einem kleineren Bereich bezieht. Es ergibt sich daher die Frage: Wie groß ist die Toleranz einer Stichprobe aus R2, interpretiert als Schätzung von  $AM_{(R3)}$ ?

Dazu zuerst eine kurze allgemeinere Überlegung:

Wenn x und y normalverteilt sind mit  $\mu_x, \sigma_x$  und  $\mu_y, \sigma_y$ , dann ist auch die Summe  $x+y$  mit  $\mu_{x+y} = \mu_x + \mu_y$  und  $\sigma_{x+y}^2 = \sigma_x^2 + \sigma_y^2$  normalverteilt.

In unserem Fall: x sei ein Meßwert aus  $R3_i < R3$ , der mit  $(\mu_1, \sigma_1)$  normalverteilt ist.  $\mu_1$  ist aber wieder normalverteilt mit  $(\mu_0, \sigma_0)$ , wobei  $\mu_0 = AM_{(R3)}$ ,  $\sigma_0 = SD_{(R3)}$ ; oder anders formuliert:

$\mu_1 - \mu_0$  ist normalverteilt mit  $(0, \sigma_0)$ ,

$x - \mu_1$  ist normalverteilt mit  $(0, \sigma_1)$ . Daher ist

$(\mu_1 - \mu_0 + (x - \mu_1)) = (x - \mu_0)$  normalverteilt mit  $(0, \sigma)$ ,

$$\sigma^2 = \sigma_0^2 + \sigma_1^2 \quad (2)$$

oder x ist normalverteilt mit  $(\mu_0, \sigma)$ . Werden n Stichproben (alle aus  $R3_i < R3$  !) genommen, ist

$$\sigma_n^2 = \sigma_0^2 + \sigma_1^2 / n,$$

sodaß  $\mu_0 = AM_{(x)}$  auch mit nochsovielen Messungen nicht genauer als mit  $\sigma_0$  bestimmbar ist. Würden dagegen die n Stichproben aus ganz R3 verteilt genommen, dann ist

$$\sigma_n^2 = \sigma_0^2 / n,$$

somit  $\mu_0$  beliebig genau bestimmbar.

Der Unterschied der beiden  $\sigma_n$  für R2 resp. R3 kommt also daher, daß im ersten Fall x nicht aus ganz R3 genommen wird, sondern aus einer Untermenge ( $R3_i$  oder R2), deren Mittel  $\mu_1$  selbst um  $\mu_0$  verteilt ist.

Wie schätzt man  $\sigma, \sigma_0$  und  $\sigma_1$ ?

Eine Schätzung für  $\sigma$  ist klarerweise  $SD_{(R3)}$ .  $\sigma_1$  entspricht dem  $\sigma_1$  aus der ANOVA, das durch  $SD_{(I)}$  geschätzt wird. Gl.(1) kann umgeschrieben werden:

$$s^2 = s_1^2 + (s_z^2 - s_1^2) * (n-1) / (N-1) =: s_1^2 + s_z'^2 \quad (3)$$

Der Vergleich von (1), (2) und (3) zeigt, daß nicht  $s_z$  aus der ANOVA für die Schätzung von  $\sigma_0$  geeignet ist, sondern die Größe  $s_z'$ , die nach (3) aus s und  $s_1$  leicht zu berechnen ist.

In unserem Fall ist:

$$\begin{aligned} s &= SD_{(R3)} = 37,8 \\ s_I &= SD_{(I,R3)} = 33,0, \text{ und daraus} \\ s_Z' &= 18,4. \end{aligned}$$

Die Toleranz  $u$  ist eine Funktion von  $SD$ , Irrtumswahrscheinlichkeit  $p$  und Stichprobenanzahl  $n$ :  $u = u(SD, p, n)$ . Im folgenden wird  $u_{i(R_i, n)}$  als  $u$  zur Schätzung von  $AM_{(R_i)}$  aus  $n$  Stichproben, die einer Fläche  $R_j$  entnommen sind, verwendet.

Wenn der Mittelwert von  $R3$  aus  $n$  Stichproben aus  $R3$  geschätzt wird, ist die Toleranz zur Signifikanz  $p$ :

$$u_{3(R3, n)} = x_{(p)} * SD_{(R3)} / \sqrt{n},$$

die Toleranz für die Schätzung des Mittelwerts von  $R3$  aus  $n$  Stichproben aus  $R2$  (!) (wir unterstellen immer  $R3_i \approx R2$ ) aber:

$$u_{3(R2, n)} = x_{(p)} * \sqrt{(s_Z'^2 + SD_{(I,R3)}^2 / n)} =$$

$$u_{3(R2, n)} = x_{(p)} * \sqrt{(SD_{(R3)}^2 - SD_{(I,R3)}^2 * (1 - 1/n))}.$$

für  $n=1$  ist klarerweise  $u_{3(R2, 1)} = u_{3(R3, 1)}$ , da ja dann die Stichprobe mit gleichem Recht als eine aus  $R3$  oder als aus  $R2$  gesehen werden kann.

Aus praktischen Gründen wird aus der Toleranz die standardisierte Toleranz  $u_0 := u/AM$ ; (formal ist  $u_0$  wie CV definiert), berechnet.

mit  $n \rightarrow \infty$  ist  $u_{3(R3, n)} \rightarrow 0$ , dagegen  $u_{3(R2, n)} \rightarrow x_{(p)} * s_Z'$ . Diese maximale Genauigkeit, die mit  $P2$  erreichbar ist, wird mit  $P3$  schon für  $n=5$  unterschritten, da

$$u_{3(R3, 5)} = 16,9 < 18,4 = s_Z' (x_{(p)} = 1 \text{ hier}).$$

Die für uns wegen ihrer praktischen Bedeutung wichtigen Fälle sind:

$u_{03(R3, n)}$  = normierte Toleranz für  $n$  Proben für Schätzung von  $AM_{(R3)}$ , verteilt aus  $R3$  genommen;  
 $u_{03(R2, n)}$  = ebenso, aber aus  $R2 < R3$  genommen  
 $x_{(p)} = 1,960$  (5 % 2-seitige Irrtumswahrscheinlichkeit).

**Tab A1.: Normierte Toleranz als Funktion der Probenzahl für 5% 2-seitige Irrtumswahrscheinlichkeit**

	$n=1$	$n=10$	$n=\infty$
$u_{03(R3, n)}$	42,2%	13,4%	0
$u_{03(R2, n)}$	42,2%	23,7%	20,6%

## ANHANG B: Meßtechnik und Meßgenauigkeit

Die Aktivitätskonzentrationen wurden ausschließlich gammaspektrometrisch mittels Halbleiterdetektoren mit relativen Nachweiswahrscheinlichkeiten von 19 bis 35% bestimmt. Die Genauigkeit des Meßergebnisses hängt dabei von mehreren Faktoren ab, für die im folgenden eine Fehlerabschätzung durchgeführt wird (dabei bleibt unberücksichtigt, wie repräsentativ eine Probe für den Entnahmeort ist; diese Frage wird im Kapitel über die Untersuchungen am Krauthügel ausführlich diskutiert). Der Meßfehler setzt sich zusammen aus den Einzelfehlern:

1. Unsicherheit der Flächenbestimmung für die Art der Entnahme
2. Fehler durch Abschneiden des Tiefenprofils
3. Probenaufbereitung
4. Auswahl der Meßprobe aus der gesamten Probenmenge (Aliquotierung)
5. Falsch-Positionierung der Meßprobe auf dem Detektor
6. Kalibrierung des Detektors und Berechnung der Kurve der Nachweiswahrscheinlichkeiten
7. Dichtekorrektur
8. Summenkorrektur
9. Meßstatistik

### 1. Unsicherheit der Flächenbestimmung für die Art der Entnahme

- a) Bodenziegel: Bei einer Unsicherheit der Bestimmung der Seitenlänge der quaderförmigen Ausstiche von unter 2 - 6 % (entsprechend 0,3 - 1 cm auf 15 - 20 cm) ergibt sich eine Unsicherheit der Fläche von 3 - 9 %.
- b) Stecherproben: Für Stecherproben ist die Entnahmefläche durch den Querschnitt des Probenstechers definiert. Der Durchmesser des Stechers läßt sich mit einer Genauigkeit von ca. 1 mm bestimmen.
- Ökologie-Institut: Durchmesser des verwendeten Stechers: 5,65 cm. Für diesen Durchmesser bedeutet das eine Unsicherheit der Fläche von 3,6 %. Wenn sich der Durchmesser des Stechers beim Graben um 5 mm verformt (übertrieben geschätzt), dann resultiert daraus ein Flächenfehler von 18 %. Ein vernünftiger Wert für die gesamte Unsicherheit dürfte 10 % sein.
- Uni Salzburg: Bei einem Durchmesser des verwendeten Stechers von 8,1 cm beträgt der Fehler für die Fläche max. 2%. Das ist auch der absolute Fehler, weil aufgrund der robusten Bauweise des Stechers eine Verformung weitgehend auszuschließen ist.
- Substanzverlust: Beim Herausheben des Bodenkerns mit dem Stecher geht Masse verloren. Eine Quantifizierung wurde bisher nicht versucht. Der Fehler ist vergleichsweise minimal und liegt schätzungsweise bei maximal 0,2%, d.h. 2 g auf 1 kg.

### 2. Abschneiden des Tiefenprofils

Die Proben werden nur bis zu einer bestimmten Tiefe, im Durchschnitt bis 13 cm, genommen. Die unter dieser Tiefe liegende Aktivität wird daher von der Messung nicht erfaßt. Dieser Anteil hängt von verschiedenen Faktoren ab:

- Migrationsgeschwindigkeit: Diese hängt von der Bodenbeschaffenheit ab (Bodenchemie, Bodenphysik).
- Migrationszeit: Je mehr Zeit seit dem Fallout vergangen ist, umso weiter ist das Cs in tiefere Bodenschichten vorgedrungen.
- Bioturbation: Tiere wie Maulwürfe und Regenwürmer "stören" die Profile und bewirken eine über physikalische Mechanismen hinausgehende Umverteilung des Cäsium.

Die Krautwiese ist in dieser Hinsicht, (wie wahrscheinlich alle landwirtschaftlich intensiv genutzten Böden) insofern ungünstig, als wegen der Bodenbeschaffenheit die Migration des Cs relativ

schnell geht und die Maulwurfsaktivität extrem hoch ist (Regenwürmer: 1,2 - 1,0 Würmer/dm<sup>3</sup>). Die Konzentrationsmaxima und 50%-Tiefen liegen schon tiefer als 4 cm (s.Kap.3.1.2); Zum Vergleich: In Alm- und Waldböden liegen die Maxima meistens noch knapp an der Oberfläche und die 50%-Tiefen bei 2-3 cm.

Um den nicht erfaßten Teil der Aktivität abzuschätzen, wurden die an Bodenziegeln gemessenen Tiefenprofile graphisch (mit der Hand) nach unten verlängert und die zwischen dieser Kurve und der Abszisse liegende Fläche (Maß für die Aktivität) errechnet. Es ergeben sich als Q = Anteil der nicht erfaßten an der gesamten (= erfaßten plus nicht erfaßten) Aktivität Werte zwischen 3,7% und 30% (n=9), mit einem GM von (13,2 \* / 2,0)%.

Mit einer systematischen Unterschätzung der Aktivität von 13 % kann also gerechnet werden. Dieser Wert dürfte konservativ sein, da die Umverteilungsverhältnisse in der Krauthügelwiese extrem zu sein scheinen.

### 3. Probenaufbereitung

Bei Verpackung, Versand, Auspacken, Trocknen und Wägen der Proben sind keine Verluste zu erwarten. Der Wägefehler beträgt ca. 0,02 % bei der Bestimmung der Gesamtmasse und ca. 0,15% bei der Bestimmung der Einwaage (Annahme Waagenungenauigkeit 0,1 g, Gesamtmasse 1200 g, Einwaage 700 g; typische Werte bei Stecherproben des ÖL).

### 4. Auswahl der Meßprobe aus der gesamten Probenmenge (Aliquotierung)

Die gesamte Probenmenge ist bei Mischproben ca. 0,8-1,5 kg Trockenmasse (10 Stecher, Ökologie-Institut), zur Messung werden aber nur ca.0,5 - 0,7 kg verwendet. Da die Gesamtmenge nicht zu 100% homogenisiert ist, stellt sich die Frage, mit welcher Wahrscheinlichkeit die Aktivitätskonzentration der Teilprobe (Stichprobe) mit jener der Gesamtprobe im Rahmen einer vorgegebenen Unsicherheit übereinstimmt.

Zur Abschätzung der daraus entstehenden zusätzlichen Unsicherheit wurde folgendes Experiment durchgeführt, das ungünstige Bedingungen simulieren sollte. Aus etwa 3,2 kg einer getrockneten Bodenprobe wurden nacheinander 10 Meßproben von ca. 740 g hergestellt (alle mit der Geometrie realer Proben). Das Bodenmaterial war stark schottrig (Feinanteil < 1 mm unter 30 Gew.%) und mit Pflanzenfasern durchsetzt, d.h. sehr schwer zu homogenisieren. Aus diesen Proben wurde AM und SD bestimmt (Für <sup>137</sup>Cs ist CV = 4,47%) und angenommen, daß diese Parameter Mittelwert  $\mu$  und Standardabweichung  $\sigma$  einer normalverteilten Grundgesamtheit sind, die Wahrscheinlichkeitsverteilung für eine Stichprobe aus dieser Gesamtheit angibt (4,47 % ist die Unsicherheit für eine Stichprobe aus der Grundgesamtheit).

Für den Mittelwert  $\bar{x}$  von N unabhängigen Stichproben aus dieser Grundgesamtheit gilt, daß die Größe:

$$u = \frac{(\bar{x} - \mu)}{\sigma} \sqrt{N}$$

einer standardisierten Normalverteilung folgt, oder die Größe x einer Normalverteilung mit Mittelwert  $\mu$  und Standardabweichung  $\sigma_N$

$$\sigma_N = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$$

3 Stichproben zu 740 g von 3200 g entspricht massenmäßig ungefähr der Situation bei realen Proben (statistisch ist die Situation allerdings etwas verschieden, weil es sich hier um Auswählen einer Stichprobe mit Zurücklegen handelt). Für n = 3 ist die SD dieser Verteilung daher  $4,47\%/\sqrt{3} = 2,58\%$ . Mit dieser Unsicherheit muß also in einem ungünstigen Fall gerechnet werden. Der Wert ist etwa so groß wie normalerweise die meßstatistische Unsicherheit. Für <sup>134</sup>Cs ist die entsprechende Unsicherheit 3,47 %, das ist deutlich weniger als in den meisten Fällen die der Meßstatistik (um 10 %). Im ungünstigeren Fall von n=2 ergibt sich für <sup>137</sup>Cs eine Unsicherheit von 3,16 %, für <sup>134</sup>Cs von 4,24 %. Der gleiche Versuch wurde außerdem mit einer homogenen (gesiebten) Erdprobe gemacht. In diesem Fall betragen die Stichproben ca. 300 g von einer Gesamtmasse von ca. 620 g, also eine der Realität nahen Situation. Dabei ergibt sich eine

SD = 2,56% für  $^{137}\text{Cs}$  und 4.13 % für  $^{134}\text{Cs}$ , also, wie zu erwarten, bessere Werte als oben (4,47 % bzw. 6,00 %).

### 5. Inhomogenität in der Probe:

Im Zuge von routinemäßigen Bodenprobenmessungen wurden einige in zylindrische Dosen (9,3 cm Durchmesser, 8,5 cm Höhe) gefüllte Proben 2 mal gemessen: Einmal in normaler aufrechter Lage, einmal in verkehrter Lage (mit dem Deckel nach unten) auf den Detektor gestellt. Da die Dosen voll sind, kann sich beim Umdrehen die innere Geometrie der Probe nicht ändern. Beim Einfüllen wurden die Testproben dem Augenschein nach ihrer Konsistenz entsprechend (Anteil an Schotter, Feinmaterial, Pflanzen) in 4 qualitative Kategorien eingeteilt: "sehr homogen", "homogen", "inhomogen" und "sehr inhomogen".

Für die gammaspektrometrische Auswertung wurde beide Male dieselbe Efficiency-Kalibrierung verwendet. Weil die Dosen nicht exakt zylindrisch sind, enthält die relative Differenz der Meßergebnisse  $d := (\text{verkehrt-aufrecht})/\text{aufrecht}$  einen systematischen Beitrag.

Dieser systematische Beitrag ist  $d_0 := AM$  aller  $d$ . Die statistische Auswertung gibt:  $d_0$  (in %) =  $7,55 \pm 3,56$  (SD),  $n=16$ . Abweichungen von  $d_0$  sind (außer auf die Meßstatistik) auf die Inhomogenität der Probe zurückzuführen. Es ist zu erwarten, daß die (zufallsverteilte) Streuung um  $d_0$  umso größer ist, je weniger homogen die Proben sind.

Damit  $d_0$  tatsächlich als der gemeinsame systematische Fehler interpretiert werden kann, muß zuerst getestet werden, ob die Streuung, die durch die Aufteilung in Gruppen entsteht (d.h. dadurch, daß die Gruppen-Mittelwerte verschieden sind), gegenüber der Streuung innerhalb der Gruppen insignifikant ist.

Mittels ANOVA wurden die Varianzen innerhalb der 4 Gruppen vs. zwischen den Gruppen geprüft (F-Test). Dabei zeigt sich, daß die Varianzen zwischen den Gruppen mit  $p=0,72$  äußerst insignifikant sind. (Sign. für  $p<0,05$ ). Ein analoger Test wurde für die Einteilung der gleichen Proben in nur 2 Kategorien ("homogen", "inhomogen"), die Varianz zwischen den Gruppen ist aber mit  $p=0,35$  ebenfalls insignifikant. Zusätzlich zeigt ein Kruskal-Wallis-Test sowohl für 4 wie für 2 Klassen keine signifikanten Unterschiede zwischen den Gruppen ( $p=0,76$  bzw. 0,42). Mittelwerts-t-Tests zwischen den Gruppenmittelwerten führen zum selben Ergebnis. Ein anderes Ergebnis hätte die Bedeutung von  $d_0$  als systematischer, allen Gruppen und Proben gemeinsamer Fehler in Frage gestellt.

Als Maß für die Wirkung der Inhomogenität können also die SD innerhalb der Gruppen verwendet werden. Der Vergleich der SE (Standard error of the mean, besser als SD, da die Anzahlen der Proben in den Gruppen verschieden sind) zeigt, daß sie, wie zu erwarten, von "sehr homogen" zu "sehr inhomogen" ansteigen.

Der Vergleich der SD der 4 Gruppen mittels F-Test ergibt allerdings, daß ihre Unterschiede nicht signifikant sind. (Das gilt auch für 2 Gruppen). Der Grund liegt vermutlich darin, daß zu wenig Proben für das Experiment verwendet wurden bzw. auch die "sehr inhomogenen" Proben "zu wenig inhomogen" waren. (Klarerweise wurde auch bei den Proben dieses Tests, trotz gegebenenfalls ungünstiger Probenkonsistenz, auf eine möglichst gute Homogenisierung geachtet, da es sich um Routineproben handelte).

Trotzdem soll die interne SD der Gruppe "sehr inhomogen" mit dem Wert 4,1 % bis zum Vorliegen besserer Ergebnisse als der Fehler verwendet werden, der durch Inhomogenität der Proben entsteht.

### 6. Falschpositionierung der Meßprobe auf dem Detektor

Um diesen Effekt abzuschätzen, wurden 2 Proben gleicher Geometrie (die Probengeometrie ist die gleiche wie für reale Proben) hergestellt, eine gut homogenisiert (gesiebtetes Bodenmaterial, Probe 1), eine in der Meßdose absichtlich schlecht verteilt (Probe 2). Diese Proben wurden auf dem Detektor einmal richtig und 8 Mal absichtlich (unrealistisch stark) exzentrisch aufgestellt und gemessen.

Da die Efficiency bei exzentrischer Aufstellung kleiner ist als bei richtiger, ist zu erwarten, daß das Meßergebnis der exzentrischen Proben systematisch kleiner ist als das der richtig zentrierten. Dieser Effekt ist von der meßtechnischen Unsicherheit überlagert.

Die Abweichung  $D_e$  des  $AM_e$  der exzentrischen Proben vom  $AM_r$  der richtig zentrierten ( $AM_r$ ) gibt den systematischen Anteil an. In der folgenden Tabelle ist  $D_s := (AM_e - AM_r) / AM_r$  in %. Mittels t-Test wird die Signifikanz der Abweichung geprüft: Die Signifikanz ist  $p$  (signifikant für  $p < 0,05$ ).

Der stochastische Anteil ist SD. In der Tabelle wird mittels  $\chi^2$  Test die Signifikanz der Abweichung von  $CV\% = 100 \cdot SD / AM_r$  vom Meßfehler  $1\sigma$  verglichen, um zu prüfen, ob in SD ein Anteil enthalten ist, der nicht von der meßstatistischen Unsicherheit stammt:  $q$  ist die Signifikanz des  $\chi^2$  Tests (signifikant für  $q < 0,05$ ; schwach signifikant für  $q < 0,1$ ). (Annahme:  $(n-1)SD^2/\sigma^2$  ist  $\chi^2$  verteilt mit  $n-1$  Freiheitsgraden).  
Signifikante (95%) und schwach signifikante (90%) Werte sind unterlegt.

**Tab B1: Ergebnisse der Untersuchung zur Falschpositionierung**

	Probe 1		Probe 2	
	$^{137}\text{Cs}$	$^{134}\text{Cs}$	$^{137}\text{Cs}$	$^{134}\text{Cs}$
n	8	8	8	8
$AM_e$	4507	2475	771,5	422,7
SD	96	118	29,4	21,0
$AM_r$	4539	2671	815,7	428,6
$D_s\%$	-0,70	-7,3	-5,4	-1,4
p	0,38	0,0022	0,0038	0,45
CV%	2,1	4,8	3,8	5,0
$1\sigma\%$ (ca.)	1,0	3,5	31,7	6,1
q	0,00005	0,072	0,00006	0,72

In allen Fällen ist die gemessene Cs-Aktivität erwartungsgemäß in den exzentrischen Proben im Mittel kleiner als in der richtig zentrierten. Dieser systematische Fehler kann aber nur in Probe 1 für  $^{134}\text{Cs}$  und in Probe für  $^{137}\text{Cs}$  als signifikant nachgewiesen werden.

Der stochastische Fehler ist in beiden Proben für  $^{137}\text{Cs}$  signifikant größer, als er zu erwarten wäre, wenn er nur aus der Meßstatistik stammen würde. Der Anteil, der aus der falschen Positionierung stammt, wird aus  $SD_{(Pos)}^2 = SD^2 - \sigma^2$  geschätzt (stochastisch unabhängig).

Werte für die signifikanten und schwach signifikanten Fälle:

$$\text{Fehler} = SD_{(Pos)} / AM_e = \begin{array}{l} 1,9 \% \text{ für } ^{137}\text{Cs} \text{ bei der homogenen Probe 1} \\ 3,2 \% \text{ für } ^{137}\text{Cs} \text{ bei der inhomogenen Probe 2} \\ 3,2 \% \text{ für } ^{134}\text{Cs} \text{ bei der homogenen Probe 1} \end{array}$$

Daß Falschpositionierung bei inhomogenen Proben zu größerer Streuung führt, ist zu erwarten. Das GM der 3 Fehler ist 2,7 %.

Der hier ermittelte mittlere systematische Fehler von bis zu 7,3% dürfte unrealistisch hoch sein, da die Dosen extrem exzentrisch aufgestellt waren, und sollte daher nicht in Rechnung gestellt werden. Der statistische Positionierungsfehler ist aus demselben Grund wahrscheinlich ebenfalls konservativ geschätzt.

Die Unsicherheiten aus Inhomogenität und Falschpositionieren können als Teil der Unsicherheit der Efficiency verstanden werden, da durch sie die reale von der idealen (kalibrierten) Efficiency abweicht. Der Korrekturfaktor sei  $f_e = 1 \pm \delta f_e$ .

## 7. Kalibrierung des Detektors und Berechnung der Nachweiswahrscheinlichkeit

Für die Kalibrierung des Detektors werden die Angaben des Herstellers (PTB-Braunschweig) über die Unsicherheit der Standardlösung verwendet: Halbwertszeit von  $^{137}\text{Cs}$  0,36 %; Gamma-Emissionswahrscheinlichkeit von  $^{137}\text{Cs}$  0,35 %, Aktivitätsgehalt der Lösung: 2,5 %.

Für die Zählstatistik bei der Kalibrierungsmessung wird eine Unsicherheit von höchstens 1 % gefordert. Die berechnete Efficiency-Funktion ist eine Ausgleichskurve von Meßpunkten. Für  $^{137}\text{Cs}$  und die verwendete Geometrie weicht die Kurve vom Meßpunkt um 2 % ab. Der entsprechende Meßfehler ist systematisch und beträgt - 2 % (Unterschätzung, Ökologie-Institut). Bei Verwendung eines Nuklidstandards mit  $^{137}\text{Cs}$  und  $^{134}\text{Cs}$  und Berechnung der Nachweiswahrscheinlichkeiten für beide Nuklide ohne Ausgleichskurve entfällt dieser Fehler (Uni Salzburg).

## 8. Dichtekorrektur

Die Dichtekorrektur beruht auf der Annahme einer bestimmten, lt. Literatur typischen, unveränderlichen chemischen Zusammensetzung der Bodenproben; Versuche haben allerdings gezeigt, daß der Korrekturfaktor von der chemischen Zusammensetzung weit weniger abhängt als von der Packungsdichte. Aus dieser, sowie Schichtdicke (Füllhöhe) und Schwächungskoeffizienten (aus der Literatur) wird ein Korrekturfaktor berechnet. Für zwei verschiedenen aufwendige Berechnungsmethoden des Dichtekorrekturfaktors bei 600 keV (trockene Erde) haben sich Fehler von 11 % bzw. 0,67 % in einem unrealistisch ungünstigen Fall, und 1 % bzw. 0,007 % in einem realistischen Fall ergeben. Dieser Fehler ist systematisch und kann durch geeignete empirische Korrekturen weitgehend eliminiert werden.

## 9. Summenkorrektur

Die Summenkorrektur für  $^{134}\text{Cs}$  liegt bei den verwendeten, nicht sehr detektornahen Geometrien bei ca. 5 % (Ökologie-Institut). Es handelt sich allerdings hier ebenfalls um einen systematischen Fehler. Bei der Kalibration mit einem  $^{134}\text{Cs}$  Standard entfällt dieser Fehler (Universität Salzburg).

## 10. Meßstatistik

Für die Bodenproben wird die Meßzeit so gewählt, daß die Unsicherheit für  $^{137}\text{Cs}$  meistens  $1\sigma < 3\%$  beträgt, für  $^{134}\text{Cs}$  unter 18 %.

## Zusammenfassung

Tab B2: Zusammenstellung der Einzelfehler in % als Grundlage zur Berechnung des Gesamtfehlers bei gammaspektrometrischen Messungen von  $^{134}\text{Cs}$  und  $^{137}\text{Cs}$

Fehlerquelle	Ökologie-Institut		Universität Salzburg	
	$^{137}\text{Cs}$	$^{134}\text{Cs}$	$^{137}\text{Cs}$	$^{134}\text{Cs}$
1 Flächenbestimmung /Ziegel	<9	<9	*	*
Stecherproben	10	10	<2	<2
Verzählen bei Stecherproben	0.1	0.1	*	*
Substanzverlust	-0,2 (syst.)	-0,2 (syst.)	<0,1	<0,1
2 Tiefenprofil, Probe bis max. 14cm	-13(syst)	-13(syst.)	-13(syst)	-13(syst)
3 Wägefehler	<0,2	<0,2	<0,2	<0,2
4 Aliquotierung	3	4	*	*
5 Inhomogenität	4	4		
6 Positionieren der Probe	2.7	2.7	?	?
<b>EFFICIENCYBESTIMMUNG</b>				
7 Eich-Lösung	2,5	-	2,5	2,5
Zählstatistik	1	-	1	1
Efficiency-Kurve	-2 (syst.)	-	3	3
8 Dichtekorrektur	-1 (syst.)	-1 (syst.)	1	1
9 Summenkorrektur	-	-5 (syst.)	0	0
Meßstatistik	3	18	5	20
<b>Maximaler Gesamtfehler (ohne syst. Fehler)</b>	<b>12,2</b>	<b>21,5</b>	<b>6,8</b>	<b>20,5</b>

\* diese Methode wird nicht angewendet.

Die gemessene Aktivitätskonzentration  $A$  in  $\text{Bq/m}^2$  ist:

$$A = \frac{N}{m_p \cdot \epsilon \cdot \gamma_d \cdot t} \cdot f_\epsilon \cdot f \cdot (m_g / F), \text{ mit}$$

- $N$  Anzahl der Impulse (Fehler  $\delta N$ , Meßstatistik),  
 $\epsilon$  Efficiency ( $\delta\epsilon$ , Kalibrierfehler)  
 $f_\epsilon$  Quotient reale/ideale Efficiency ( $\delta f_\epsilon$ , Inhomogenität, Falschpositionierung)  
 $\gamma_d$  Photonenausbeute,  $\gamma$ -Emissionswahrscheinlichkeit ( $\delta\gamma$  Fehler aus der Literatur)  
 $f$  Korrekturfaktoren (Dichte, Summen,  $\delta f$  Fehler bei der Bestimmung)  
 $m_p$  Masse der Meßprobe ( $\delta m_p$  Unsicherheit der Wägung)  
 $m_g$  Gesamte Probenmasse von der die Meßprobe stammt ( $\delta m_p$ , Unsicherheit der Wägung)  
 $F$  Fläche, von der die Probe stammt, (das ist z.B. Anzahl der Stecher \* Stecherquerschnitt,  $\delta F$  Unsicherheit der Flächenbestimmung, Verzählen!)  
 $t$  Meßzeit

Die aufgezählten Unsicherheiten  $\delta_i$  (in %, vgl. obige Tabelle) sind die jeweiligen statistischen und nicht systematischen Fehler. Für die statistischen Fehler ist eine Korrektur möglich, daher sind sie in der Berechnung des Gesamtfehlers nicht erfaßt. Nachdem die einzelnen statistischen Unsicherheiten multiplikativ verknüpft sind, ist die Gesamtunsicherheit in % nach dem Fehlerfortpflanzungsgesetz die Wurzel aus der Summe der Quadrate der Einzelunsicherheiten (Tab. B2).

$$\delta A^2 = \sum \delta_i^2$$

Nicht unerheblich sind u.U. auch die systematischen Unsicherheiten, die leider alle in die gleiche Richtung gehen. Die gesamte systematische Unsicherheit ist

$\Delta = \text{Produkt } \Delta_i$ , mit  $\Delta_i = (1 + \text{syst. Einzelfehler})$ , z.B. für das Abschneiden des Profils:

$\Delta_{\text{Profil}} = (1-0,13)$ . Aus der Tabelle ergibt sich für  $^{137}\text{Cs}$ , ÖI:  $\Delta = 0,781$ , d.h.  $A(\text{wirklich}) = A(\text{gemessen}) / \Delta \Rightarrow A(\text{wirklich}) = A(\text{gemessen}) * 1,28$ .

Die kumulierten systematischen Unsicherheiten können demnach zu einer Unterschätzung der wirklichen Flächenaktivität um bis etwas über 20 % führen; dieser Wert dürfte allerdings sehr konservativ geschätzt sein. Wenn man den hier sicher weit überschätzten Fehler aus der Falschpositionierung wegläßt, bleibt eine Unterschätzung von knapp 16 %; ohne den Fehler aus dem Abschneiden des Profils schließlich bleibt eine Unterschätzung von 3 %.

### Gesamtfehler der Messungen

Der wahre Wert einer gemessenen Größe sei  $m$ . Der Meßwert  $x$  weicht von  $m$  um einen Betrag  $d := x - m$  ab, wobei  $d$ , entsprechend dem Meßprozeß, aus mehreren Beiträgen besteht:

$$d = \sum d_i$$

die von den verschiedenen Unsicherheiten des Probenaufbereitungs- und Meßvorgangs herrühren. Wenn man annimmt, daß die  $d_i$  normalverteilt um 0 mit  $\sigma_i$  sind, ist auch die Summe  $d$  normalverteilt um 0 mit

$$\sigma^2 = \sum \sigma_i^2$$

Wenn  $\sigma$  die gesamte Unsicherheit der Messung ist,  $\sigma_p$  die der Probenaufbereitung und -messung und  $\sigma_s$  die Unsicherheit aufgrund der räumlichen Streuung der Deposition, ist

$$\sigma_s^2 = \sigma^2 - \sigma_p^2$$

Die Werte für die gesamte Streuung wurden mit der Krauthügel-Untersuchung ermittelt, die Werte für  $\sigma_p$  im Kap. 3.1.3.3 (Messechnik und Meßgenauigkeit).

Daraus lassen sich nun Werte für die räumliche Streuung allein ermitteln. Nimmt man für  $\sigma$  den Wert  $CV_{(R3)} = 21,5 \%$  und für  $\sigma_p = 12,2 \%$  an, folgt für die räumliche Streuung (Fläche 1 ha)

$$\sigma_s = 17,7 \%$$

Offensichtlich liefert die räumliche Inhomogenität den deutlich größeren Beitrag zur gesamten Streuung.

## ANHANG C: Nachweis und Erkennungsgrenze

1) **Fehler 1.Art:** Die Hypothese  $H_0$  wird abgelehnt, obwohl sie richtig ist, d.h. man nimmt fälschlich an, daß die neuen Stichproben nicht aus der alten Grundgesamtheit  $G_0$  stammen, obwohl das in Wirklichkeit doch der Fall ist, also  $G_1 = G_0$ ; oder in unserem Beispiel: man nimmt irrtümlich an, daß eine neue Deposition stattgefunden hat, obwohl keine stattgefunden hat (falscher Nachweis). Daraus ergibt sich folgende erste Frage: Wie hoch muß eine zusätzliche Deposition mindestens sein, damit man diesen Fehler nicht macht, d.h. den Fehler, irrtümlich einen Effekt zu sehen, wo gar keiner ist.

Dieser Wert heißt **Erkennungsgrenze (EG)** zu einer vorgegebenen Irrtumswahrscheinlichkeit  $\alpha$ : Wenn eine Stichprobe diesen Wert überschreitet, ist die Wahrscheinlichkeit kleiner als  $\alpha$ , daß man sie irrtümlich für von  $G_0$  verschieden hält. Wenn also der Meßwert die EG übersteigt, ist es ausgeschlossen (im Sinne von  $\alpha$ ), daß man einen Scheineffekt gefunden hat. Liegt umgekehrt der Meßwert unter der EG, kann man nicht sicher sein, ob man einen Effekt gefunden hat.

2) **Fehler 2.Art:** Die Hypothese  $H_0$  wird akzeptiert, obwohl sie falsch ist, d.h. man nimmt fälschlich an, daß die neuen Stichproben doch aus der alten Grundgesamtheit  $G_0$  stammen, obwohl das in Wirklichkeit nicht der Fall ist, also  $G_1 \neq G_0$ ; oder in unserem Beispiel: man nimmt irrtümlich an, es hat keine neue Deposition stattgefunden, obwohl in Wirklichkeit doch zusätzliche Deposition vorhanden ist (falscher Nichtnachweis). Daraus folgt Frage 2: Wie hoch muß die zusätzliche Deposition sein, damit dieser Fehler, die Deposition nicht zu entdecken (= Fehler 2. Art) nicht begangen wird. Mit anderen Worten: Wie hoch muß die zusätzliche Deposition sein, damit sie mit vorgegebener Wahrscheinlichkeit nachgewiesen werden kann.

Dieser Wert heißt **Nachweisgrenze (NG)**: Wenn man eine Irrtumswahrscheinlichkeit  $\beta$  vorgibt, ist die NG die kleinste Alternativhypothese, für die man sicher sein kann (Irrtum unwahrscheinlicher als  $\beta$ ), daß ein Effekt (zusätzliche Deposition) nicht entgangen ist. Wenn man also einen Effekt bestimmter Größe entdecken können will, muß er größer als die NG sein, sonst läuft man Gefahr, ihn mit dem gegebenen Verfahren zu übersehen, oder anders gesagt: das Verfahren ist für den Zweck nicht geeignet, den Effekt sicher zu entdecken.

In unserem Fall sind nur einseitige Tests von Interesse ( $H_1 > H_0$ ). Der wahre Hintergrundwert sei mit:  $(\mu_0, \sigma)$  normalverteilt, der Schätzwert nach  $n_0$  Stichproben sei  $m_0$ , seine Standardabweichung  $s_0$ , die je nach Art der Probennahme verschieden zu berechnen ist:

$$P3: s_0 = \sigma / \sqrt{n_0},$$

$$P2: s_0 = \sigma / \sqrt{(\sigma^2 - \sigma_1^2)(1 - 1/n_0)}$$

Bei der späteren Messung wird mit  $n_1$  Stichproben der Mittelwert  $m_1$  gemessen, seine Streuung  $s_1$  ( $\sigma, n_1$ ) wie oben, d.h.  $\sigma$  wird à priori angenommen (aus der Krauthügelstatistik) und  $s_1$  nicht aus der SD der aktuellen Messung geschätzt.

Die Hypothese  $H_0$  lautet:  $\mu_1 = \mu_0$ ,

Die Alternativhypothese  $H_1$ :  $\mu_1 > \mu_0$ .

Wenn  $m_0$  und  $m_1$  normalverteilt sind, dann ist  $m_1 - m_0$  normalverteilt um  $\mu_1 - \mu_0$  (= 0 für  $H_0$ ) und mit

$$s := \sqrt{(s_0^2 + s_1^2)}.$$

Definitionen von EG und NG:

$$EG : \Leftrightarrow P_{H_0}(m_1 - m_0 > EG) = \alpha.$$

$$NG : \Leftrightarrow \text{kleinstes } (\mu_1 - \mu_0), \text{ für das } P_{H_1}(m_1 - m_0 < EG) = \beta,$$

dabei ist  $P_{H_0}$  die Wahrscheinlichkeit für die Bedingung im Argument, bei Zutreffen der Hypothese  $H_0$ .

Für die EG folgt unmittelbar mit  $x(\alpha)$  = Wert der Normalverteilung zur Irrtumswahrscheinlichkeit  $\alpha$ :

$$EG = x(\alpha) \cdot s$$

Berechnung der NG:  $m_1 - m_0$  ist normalverteilt um  $\mu_1 - \mu_0 > 0$  mit  $s$ . Für  $\mu_1 - \mu_0 = NG$  ist  $m_1 - m_0 = 0EG$ ; daraus folgt

$$\left| \frac{(m_1 - m_0) - (\mu_1 - \mu_0)}{s} \right| = \left| \frac{EG - NG}{s} \right| = x_{(\beta)}$$

$$NG = EG + x_{(\beta)} \cdot s = (x_{(\alpha)} + x_{(\beta)}) \cdot s$$

=NG des Erwartungswertes des Nettoeffektes (=Zuwachs der Deposition)

Damit man also sicher ist, daß ein gemessener Zuwachs (=Nettoeffekt) wirklich einer ist, muß er  $> EG$  sein; damit ein erwarteter Nettoeffekt wirklich erkennbar ist, muß er  $> NG$  sein.

Da in  $s$  die Größen  $\sigma$ ,  $\sigma_1$ ,  $n_0$  und  $n_1$  eingehen, sind EG und NG von der Art der Probenahme jeweils bei der Hintergrund- wie bei der Nachmessung abhängig. Folgende Kombinationen sollen betrachtet werden:

**Tab.C1: Für die Berechnung der Nachweis- und Erkennungsgrenze relevante Kombinationen von Hintergrundmessung und Nachmessung der Flächenkontamination.**

	Proben aus Fläche		
Hintergrundmessung	R3	R2≈R3 <sub>i</sub>	R2≈R3 <sub>i</sub>
Nachmessung	R3	R3	R2≈R3 <sub>i≠i</sub>
Methode	P3	P2a	P2b

Bei der Methode P2b werden die Proben von HG- und Nachmessung von verschiedenen Teilflächen der Gesamtfläche genommen.

Mit den Definitionen

$$X := (x(\alpha) + x(\beta)) \cdot s \text{ und } \tau := (\sigma_1/\sigma)^2 \text{ folgt für die NG:}$$

und den für unseren Fall gültigen Parametern

$$\sigma = SD_{(R3)}/AM_{(R3)} = 0.2156$$

$$\sigma_1 = SD_{(i,R3)}/AM_{(R3)} = 0.1883$$

$$\tau = 0.7622$$

$$\alpha = \beta = 0.05, x_{(\alpha)} = x_{(\beta)} = 1.6449$$

$$X = 0.7106$$

ergeben sich die folgenden Nachweisgrenzen für die verschiedenen Arten der Probenahme (Tab.C2):

**Tab.C2: Formeln zur Berechnung der Nachweisgrenzen für die einzelnen Methoden der Probenahme P2a, P2b und P3**

Probenahme	Nachweisgrenze
P3	$X \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n_1}}$
P2a	$X \sqrt{1 - \tau \left(1 - \frac{1}{n_0}\right) + \frac{1}{n_1}}$
P2b	$X \sqrt{2 - \tau \left(2 - \frac{1}{n_0} - \frac{1}{n_1}\right)}$

Die Funktionen für die Nachweisgrenze zeigen, daß sich auch für beliebig hohe Probenzahlen  $n_0$  und  $n_1$  die NG nicht beliebig tief drücken lassen, außer im Fall P3; aber auch dazu ist aber für Grund- und Nachmessung ein hoher Probenaufwand erforderlich.

In der folgenden Tabelle C3 sind einige Werte der NG zusammengestellt (für die gleichen Werte wie oben):

**Tab.C3: Numerische Werte der normierten Nachweisgrenzen für die einzelnen Methoden der Probenahme P2a, P2b und P3**

$n_0$	$n_1$	P3	P2a	P2b
1	1	1,005	1,005	1,005
1	10	0,745	0,745	0,816
10	1	0,745	0,816	0,816
10	10	0,318	0,457	0,563
1	$\infty$	0,711	0,711	0,791
$\infty$	$\infty$	0	0,347	0,490

Z.B. bedeutet der Wert 0.745, daß die NG um 74.5 % über dem Grundwert liegt. Es ist zu erkennen, daß eine vernünftige NG eigentlich nur mit der Methode P3 zu erreichen ist. Schon mit  $n_0 = n_1 = 10$  liegt die NG tiefer, als sie mit den Methoden P2a und P2b überhaupt erreichbar ist.

Unter der OC-Funktion (Operationscharakteristik, Power des Tests) versteht man die Funktion der Wahrscheinlichkeit  $1-p$  (2.Art) (=Wahrscheinlichkeit,  $H_0$  anzunehmen, obwohl das falsch ist) vom Wert  $y$  der Alternativhypothese. Für  $y=NG$  ergibt sich klarerweise  $p=\beta$ .

Aus:  $y - EG = s \cdot x_{(\beta)}$  folgt  $x_{(\beta)} = (y - EG)/s$  oder

$$OC: \beta(y) = \Phi((y - EG)/s) = \Phi(y/\sqrt{(s_0^2 + s_1^2)} - x_{(\alpha)})$$

mit  $\Phi_{(z)} =$  Integral der normierten Gaußfunktion von  $-\infty$  bis zum Argument  $z$ .

Bisher wurden alle Überlegungen auf die Fläche  $R_3=1$  ha und deren Untermengen  $R_2 \sim R_3$  bezogen. Auf  $R_2$  und  $R_1 \sim R_2$  lassen sich die Überlegungen nicht genau übertragen, da das Ergebnis des F-Tests gezeigt hat (Tab. 8b), daß die AM der Untermengen von  $R_2$  repräsentativ für  $R_2$  sind (im Gegensatz zur Situation bei  $R_3$ ), entsprechend ist  $\tau = \text{ca. } 1$ ; es gibt in diesem Fall also nur eine Methode P3. Für  $\tau > 1$  gehen  $NG_{(P2a)}$  und  $NG_{(P2b)} \rightarrow NG_{(P3)}$ . (Für  $\tau > 1$  ist  $s_0$  nicht definiert.)

#### Schlußfolgerungen:

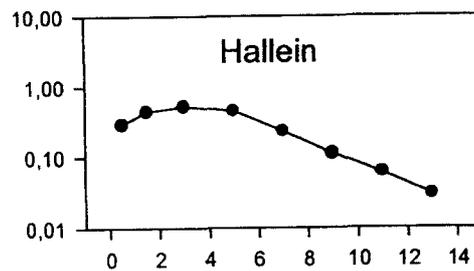
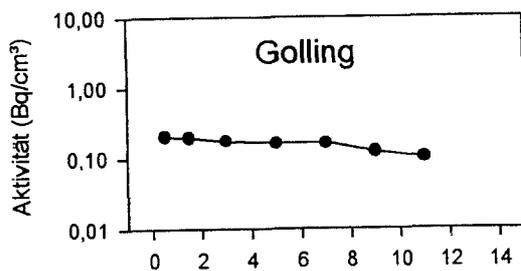
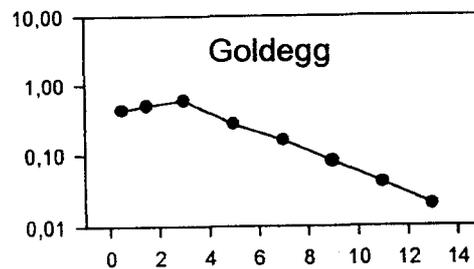
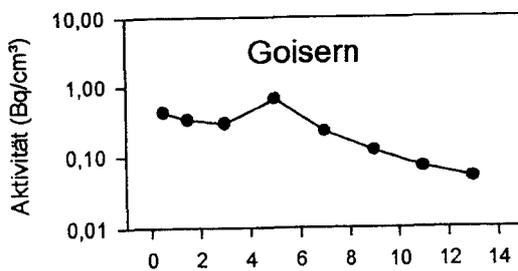
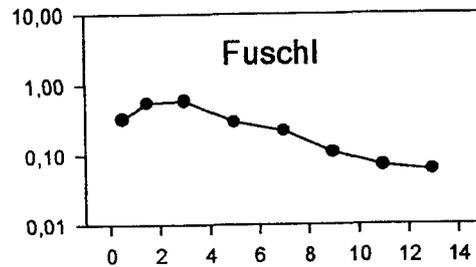
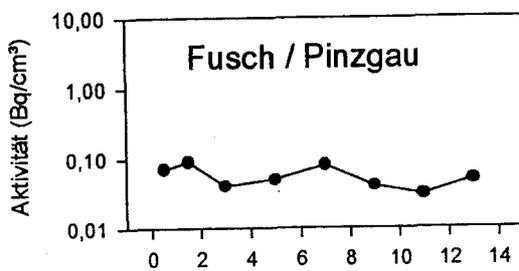
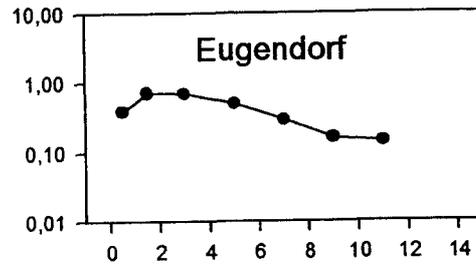
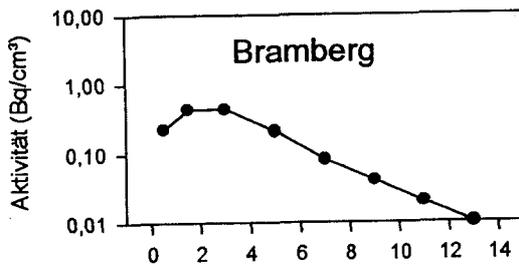
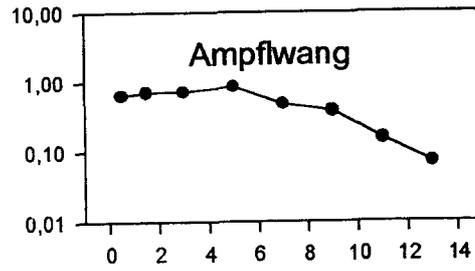
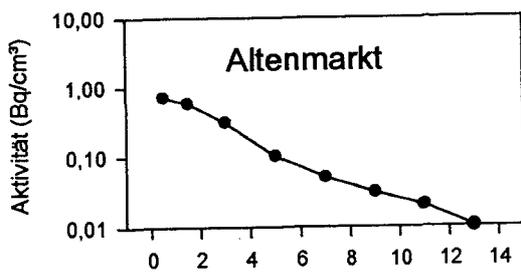
Es soll noch einmal betont werden, daß die Diskussion der Methoden P2a und P2b nur für die Fälle wichtig ist, in denen die neuen Stichproben (um neue Deposition zu entdecken) aus einer anderen Fläche stammen als die, aus denen der Grundwert von  $R_3$  bestimmt wurde; letztere stammen aus einer Fläche  $R_2$  oder  $R_3; < R_3$ . Werden Grundwert und spätere Stichproben aus der gleichen Fläche  $R_3$  ermittelt (Methode P3), erspart man sich diese Überlegung.

Aus diesen Überlegungen ist jedenfalls der Schluß zu ziehen, daß die späteren Messungen unbedingt über die gleiche Fläche verteilt genommen werden sollten wie die, aus denen der Grundwert bestimmt wurde, ansonsten muß man mit hoher NG rechnen, d.h. daß dann die Nachmessungen nicht sehr effizient hinsichtlich ihres Zweckes sind, der darin besteht, zusätzliche Depositionen zu entdecken.

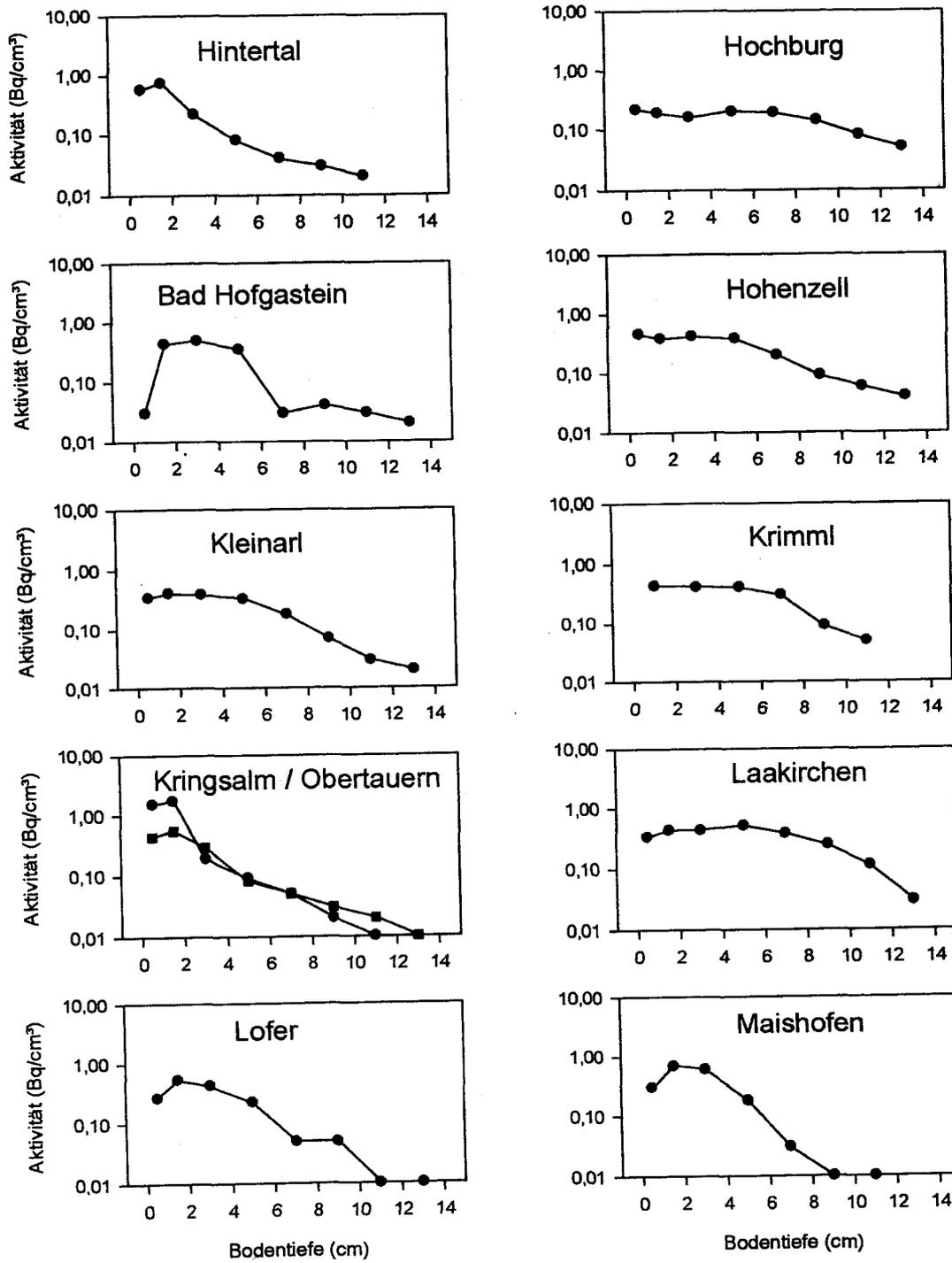
Außerdem sollten zu Grundwertbestimmung und Nachmessung die Mittelwerte aus möglichst vielen Stichproben (mindestens 10!) errechnet werden. Sogar in diesem Fall liegt die NG (5 % Irrtumsrisiko) bei über 30 % über dem Grundwert. Für niedrigere Irrtumswahrscheinlichkeit liegt die NG noch höher, z.B. bei + 60 % für  $p=0.1$  % ( $x(p)=3.1$ ).

Damit eine effiziente Methode der Art P3 aber gewährleistet ist, muß neben der genauen Lage der Fläche, aus der der Grundwert bestimmt wurde, auch ihre ungefähre Größe bekannt sein. Bei der Probennahme sollte das deshalb protokolliert werden. (Im UBA-Formular für die Bodenprobennahme gibt es deshalb eine entsprechende Rubrik.)

Bei Grundwerten, die mit nur einer Probe ermittelt wurden, liegt die NG bei mindestens + 71 %. Solche Flächen sollten für Nachprüfungen daher besser nicht verwendet werden.

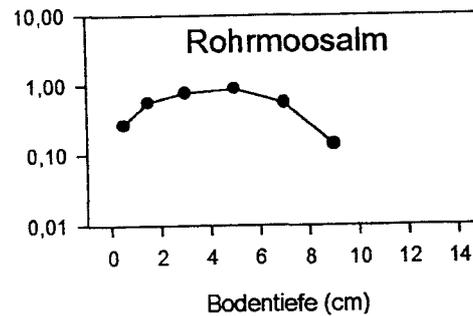
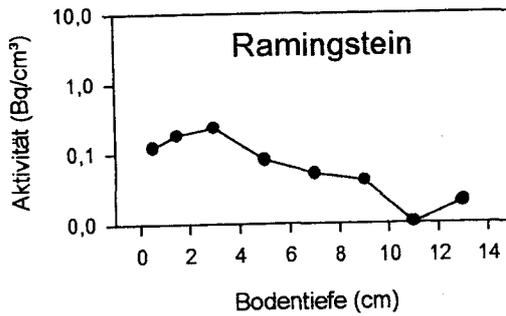
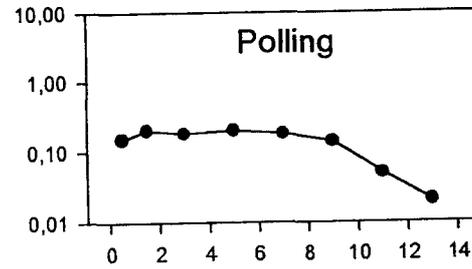
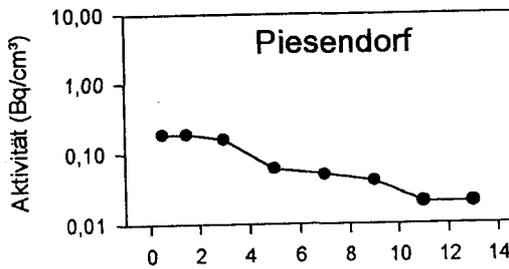
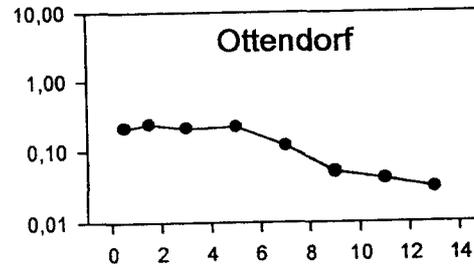
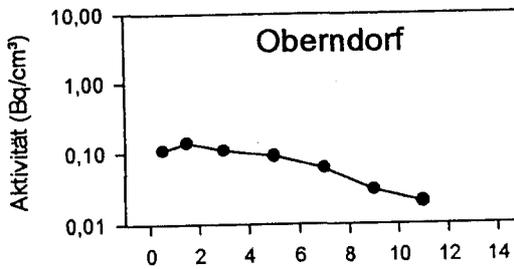
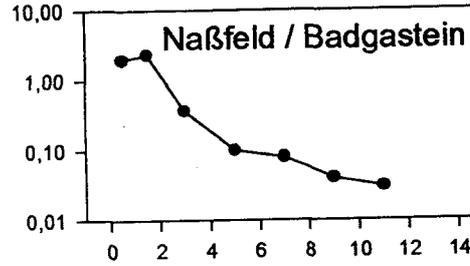
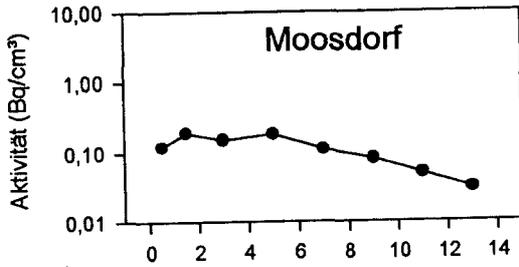
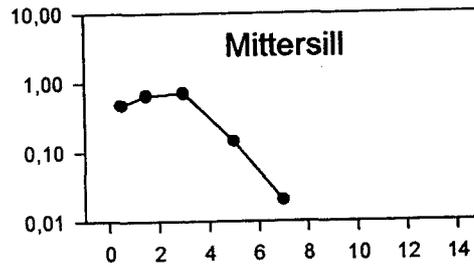
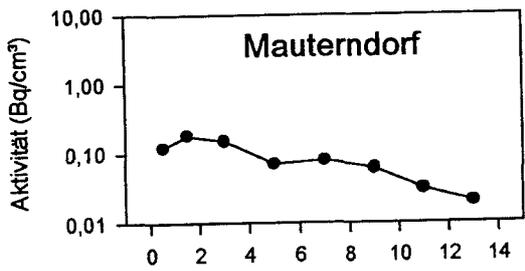


ANHANG D: Tiefenverteilungen für <sup>137</sup>Cs in den Bodenproben der Meßpunkte der Kontaminationsmessungen.



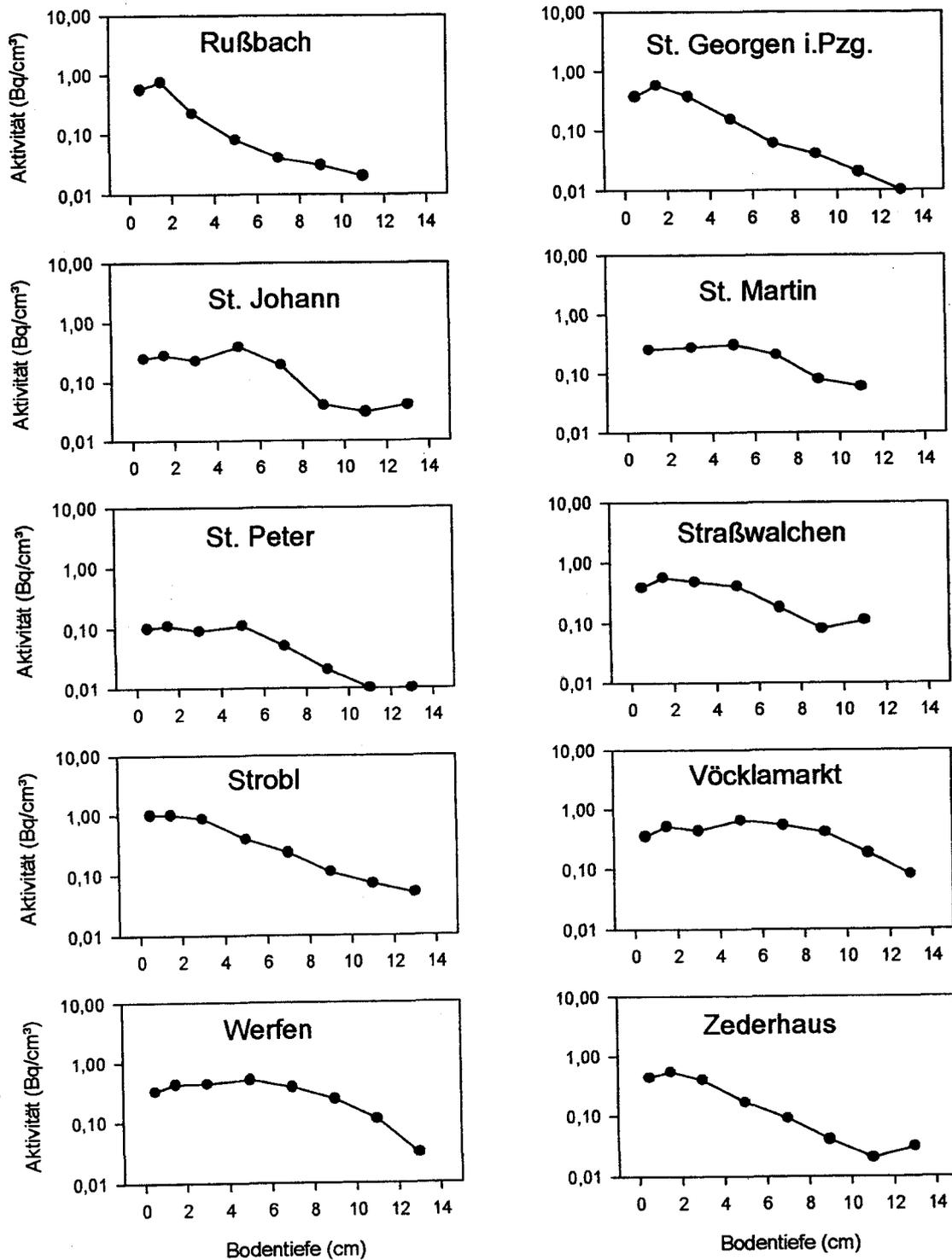
Fortsetzung 1

ANHANG D: Tiefenverteilungen für  $^{137}\text{Cs}$  in den Bodenproben der Meßpunkte der Kontaminationsmessungen.



Fortsetzung 2

ANHANG D: Tiefenverteilungen für <sup>137</sup>Cs in den Bodenproben der Meßpunkte der Kontaminationsmessungen.



Fortsetzung 3

ANHANG D: Tiefenverteilungen für  $^{137}\text{Cs}$  in den Bodenproben der Meßpunkte der Kontaminationsmessungen.

**ANHANG E: Photographische Aufnahme der Bodenproben von den einzelnen Meßpunkten der Kontaminationsmessungen.**





10cm St Peter



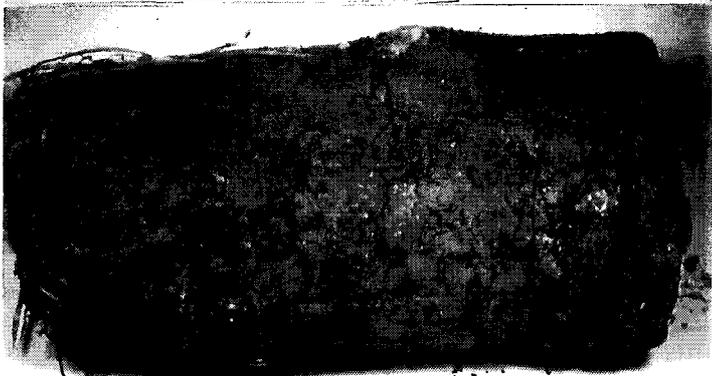
10cm Strobl



10cm Vöcklamarkt



10cm Werfen



10cm Zederhaus

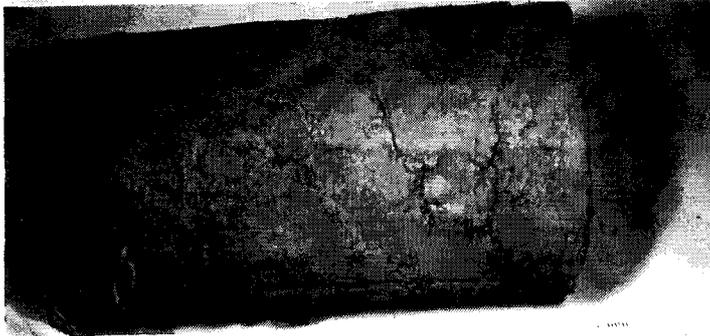




10cm Piesendorf



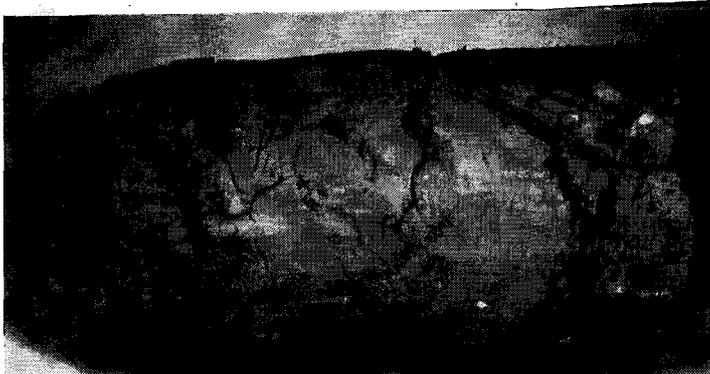
10cm Polling



10cm Ramingstein



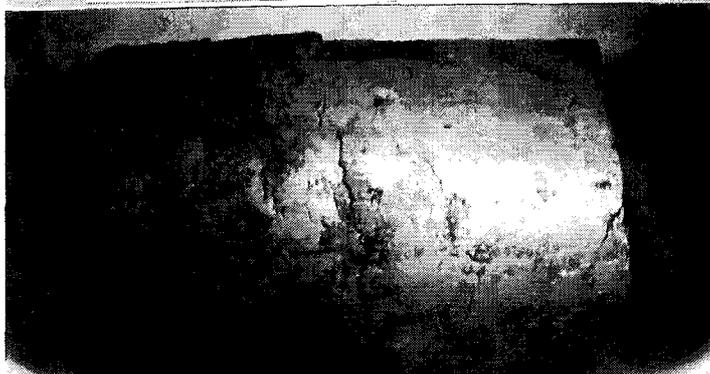
10cm Rohrmoos



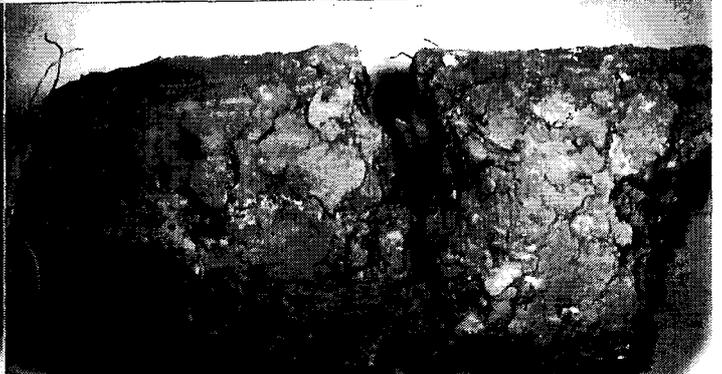
10cm Rußbach



10cm St Georgen



10cm St Johann



10cm St Martin





10cm Krimml



10cm Lofer



10cm Maishofen



10cm Mauterndorf



10cm Mittersill



10cm Moosdorf



10cm Oberndorf



10cm Ottendorf





10cm Goldegg



10cm Golling



10cm Hallein



10cm Hintertal



10cm Hochburg



10cm Hofgastein



10cm Hohenzell



10cm Kleinarl





10cm Krauthügel



10cm Altenmarkt



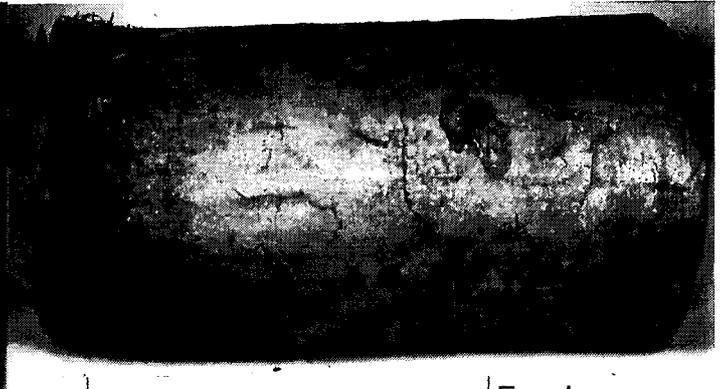
10cm Ampfelwang



10cm Bramberg



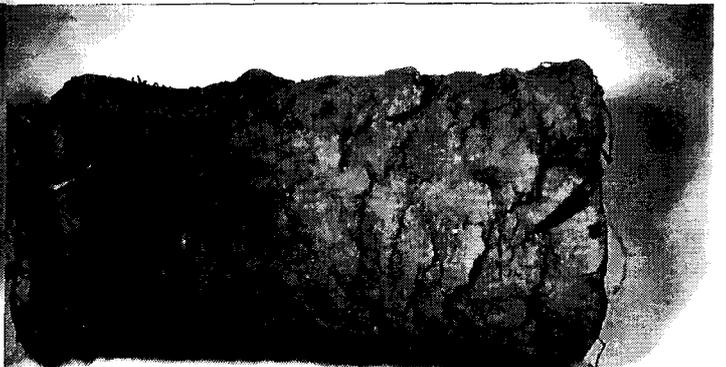
10cm Eugendorf



10cm Fusch



10cm Fuschl



10cm Bad Goisern

