

Abschätzung des attributablen Lungenkrebsrisikos in Deutschland durch Radon in Wohnungen

S. Menzler

A. Schaffrath-Rosario

H.E. Wichmann

L. Kreienbrock



BfS-26/19

Bitte beziehen Sie sich beim Zitieren dieses Dokuments immer auf folgende URN:

urn:nbn:de:0221-2019100719416

Unveränderte, vom Verfasser autorisierte digitale Version der 2006 im Verlag Ecomed Medizin erschienenen Druckausgabe

Zur Beachtung:

BfS-Berichte und BfS-Schriften können von den Internetseiten des Bundesamtes für Strahlenschutz unter <http://www.bfs.de> kostenlos als Volltexte heruntergeladen werden.

Salzgitter, Oktober 2019

Abschätzung des attributablen Lungenkrebsrisikos in Deutschland durch Radon in Wohnungen

S. Menzler

A. Schaffrath-Rosario

H.E. Wichmann

L. Kreienbrock

Vorwort

Die Auswirkungen der Radonbelastung in Wohnungen auf das Lungenkrebsrisiko wurden in Deutschland in den 1990er Jahren mit Förderung des Bundesamtes für Strahlenschutz im Rahmen von Fall-Kontroll-Studien intensiv untersucht. Die Studie in Westdeutschland (Förderkennzeichen St Sch 1066, 4074, 4074/1) umfasste 1 449 Fälle und 2 297 Kontrollen aus den Regionen Nordostbayern, Eifel, Hunsrück und Teile des Ruhrgebiets) (Wichmann et al. 1998, Kreienbrock et al. 2001). Zusätzlich wurde eine Studie in Ostdeutschland (Förderkennzeichen St Sch 4006, 4112) mit demselben Design durchgeführt. Sie umfasste 1 053 Lungenkrebspatienten und 1 667 Kontrollpersonen im Süden von Thüringen und Sachsen (Wichmann et al. 1999, Kreuzer et al. 2003). Schließlich wurden die Daten beider Studien (2 963 Fälle und 4 232 Kontrollen) für eine gemeinsame Auswertung gepoolt (Förderkennzeichen St Sch 4237) (Wichmann et al. 2005, Schaffrath Rosario et al. 2006).

Diese Studien liefern - ebenso wie die europäische Pooling-Studie (Darby et al. 2005, 2006), welche die deutschen Daten mit umfasst - eine Aussage zur Expositions-Wirkungs-Beziehung für das Lungenkrebsrisiko des Einzelnen in Abhängigkeit vom Jahresmittelwert der Radonkonzentration in der Wohnung. Um aber eine Abschätzung des Gesamtrisikos für die Bevölkerung zu erhalten, ist es erforderlich, das Attributivrisiko zu berechnen, welches sich aus dem relativen Risiko und der Verteilung der Radonbelastung in den Wohnungen in Deutschland ergibt. Die Berechnung des Attributivrisikos ist Gegenstand dieses Forschungsprojektes (Fördernummer St Sch 4422). Hierbei werden das Attributivrisiko und die auf die Radonbelastung zurückzuführenden Lungenkrebstodesfälle für die Bundesrepublik Deutschland und die einzelnen Bundesländer ermittelt. Zusätzlich wird grob abgeschätzt, wie sich Maßnahmen zur Reduktion der Radonbelastung auf die Vermeidung von Erkrankungensfällen auswirken.

Bei der Durchführung dieses Forschungsvorhabens haben wir von vielen Seiten Unterstützung erfahren. Für die Bereitstellung der deutschen Radon-Forschungs-Daten sowie weitergehender Informationen und Diskussionen zu dem Vorhaben bedanken wir uns bei Frau S. Hauptmann, Herrn R. Lehmann und Herrn W. Meyer vom Bundesamt für Strahlenschutz, Dienstsitz Berlin. Ein weiterer Dank geht an Herrn Dr. E. Unger vom Bayerischen Staatsministerium für Umwelt, Gesundheit und Verbraucherschutz, München, für die Bereitstellung zusätzlicher Radonmessdaten aus Bayern. Für die Überlassung der Daten zur Mortalität in Deutschland bedanken wir uns herzlich bei Herrn Dr. N. Becker, Deutsches Krebsforschungszentrum, Heidelberg. Herrn T. Lampert, Robert-Koch-Institut, Berlin, sei für die Überlassung der Daten zum Rauchverhalten gedankt.

Wir hoffen, dass mit dem vorliegenden Bericht eine weitere Basis geschaffen ist, eine Bewertung des Risikos von Radon in Innenräumen vorzunehmen.

Hannover und München, im September 2006

Susanne Menzler
Angelika Schaffrath Rosario
H.-Erich Wichmann
Lothar Kreienbrock

Zusammenfassung

Radon und Radonfolgeprodukte stellen das mit Abstand größte umweltbedingte Lungenkrebsrisiko dar. Hierfür liegt mittlerweile eine Vielzahl wissenschaftlicher Belege aus Studien bei Bergarbeitern und aus Untersuchungen in der Allgemeinbevölkerung in Deutschland, Österreich, Italien, Spanien, Tschechien, Schweden, Finnland, Großbritannien, Frankreich, aus den U.S.A. und Kanada sowie China vor. Aktuelle Forschungsergebnisse aus zwei großen gemeinsamen Untersuchungen in Europa und den U.S.A. legen nahe, dass ein linearer Zusammenhang ohne Schwellenwert zwischen der kumulativen Exposition mit Radon und dem Lungenkrebsrisiko besteht.

Die Konsequenzen einer Exposition mit Radon für eine gesamte Bevölkerung können durch das so genannte populationsattributable Risiko (PAR) beschrieben werden. Diese Größe ist der Anteil der auf die Exposition zurückführbaren Erkrankungen an allen Erkrankungen in der betrachteten Bevölkerung bzw. als der Anteil aller Krankheitsfälle, der durch die Elimination der Exposition vermieden werden kann. Im vorliegenden Untersuchungsvorhaben wurde diese Größe für die Bundesrepublik Deutschland insgesamt sowie bei hinreichender Datenqualität für die Bundesländer getrennt ermittelt. Diese Berechnungen lehnen sich an das generelle WHO-Konzept der Ermittlung des "Global Burden of Disease" an.

Im Ergebnis beträgt danach die mittlere Radonkonzentration 49 Bq/m^3 , und ca. 5% aller Lungenkrebserkrankungen in Deutschland sind der Radonbelastung in Wohnungen zuzuschreiben. Da pro Jahr in Deutschland ca. 37 700 Personen am Lungenkrebs versterben, macht dies somit eine Zahl von 1 896 Fällen aus, die auf Radon zurückzuführen sind. Diese Berechnung wurde noch weiter differenziert. Berücksichtigt man Angaben zum Rauchverhalten bei Männern und Frauen, dann sind dem Radon ca. 1 436 Männer und 478 Frauen mit Lungenkrebs zuzuordnen. Ferner wurde untersucht, wie sich das PAR in den unterschiedlichen Bundesländern darstellt. Dabei liegen beim PAR Thüringen (8.75%) und Sachsen (8.29%), Rheinland Pfalz (6.43%) und Bayern (6.24%) an der Spitze, während Bremen, Hamburg und Berlin am Ende liegen. Anders sehen die absoluten Zahlen aus. Bei diesen sind Nordrhein-Westfalen (447 Fälle) und Bayern (265 Fälle) am Stärksten betroffen.

Abschließend wurde die Frage untersucht, wie viele der Erkrankungsfälle durch Radon in Wohnungen durch geeignete Präventivmaßnahmen vermeidbar sind. Die Außenluftkonzentration von Radon beträgt in Deutschland nach Angaben des BfS durchschnittlich 9 Bq/m^3 . Das realistischste Szenario führt zu dem Ergebnis, dass pro Jahr 302 Erkrankungsfälle vermieden werden können, wenn ein Höchstwert von 100 Bq/m^3 nicht überschritten würde. Bei einem Höchstwert von 200 Bq/m^3 sind 143 und bei einem Höchstwert von 400 Bq/m^3 68 radonbedingte Erkrankungsfälle in Deutschland vermeidbar.

Auch wenn die durch Vorsorgemaßnahmen vermeidbare Zahl von Lungenkrebserkrankungen kleiner ist als früher angenommen, so ist dieses Risiko dennoch nach dem Rauchen und neben dem Passivrauchen das wichtigste Lungenkrebsrisiko für die deutsche Bevölkerung. Das größte Präventionspotential für Lungenkrebs liegt bekanntermaßen im Verzicht auf den Tabakkonsum. Ferner ist zu beachten, dass Radon bei Rauchern in Deutschland 1 737 Erkrankungsfälle verursacht, bei Nichtrauchern hingegen nur 159 Erkrankungsfälle. Daher lässt sich das radonbedingte Risiko auch durch Aufgeben des Rauchens deutlich verringern. Zusammengefasst ergibt sich somit ein wichtiges Präventionspotential für den Lungenkrebs sowohl durch Vermeiden der aktiven und passiven Tabakrauchexposition als auch durch Maßnahmen zur Reduktion der Radonbelastungen in Wohnungen.

Inhaltsverzeichnis

Vorwort	iii
Zusammenfassung	v
Inhaltsverzeichnis	vii
1. Einleitung	1
1.1. Epidemiologie des Lungenkrebses.....	1
1.2. Radon in Wohnräumen.....	2
1.3. Lungenkrebsrisiko durch Radon	4
1.3.1. Kanzerogene Wirkung von Radon	4
1.3.2. Epidemiologische Studien an Bergarbeitern	5
1.3.3. Epidemiologische Studien zu Radon in Wohnräumen.....	6
1.3.3.1. Deutsche Pooling-Studie zum Lungenkrebsrisiko durch Radon.....	8
1.3.3.2. Europäische Pooling-Studie zum Lungenkrebsrisiko durch Radon.....	10
1.3.3.3. Nordamerikanische Pooling-Studie zum Lungenkrebsrisiko durch Radon	12
1.3.4. Ökologische Korrelationsstudien	14
1.3.5. Abschließende Bewertung des Lungenkrebsrisikos durch Radon	16
1.4. Forschungsvorhaben "Populationsattributables Risiko durch Radon"	16
1.4.1. Ziele des Forschungsvorhabens	16
1.4.2. Struktur des Vorhabens	17
2. Material und Methoden	19
2.1. Radon in Wohnräumen in der Bundesrepublik Deutschland	19
2.1.1. Radonverteilung	19
2.1.2. Radonvergleichswerte, -verteilungen.....	19
2.2. Mortalitäts- und Bevölkerungsdaten	20
2.3. Rauchverhalten und Rauchrisiken.....	21
2.4. Expositionsrechnung	22
2.4.1. Korrektur der Exposition für Messunsicherheiten	22
2.5. Risikomodelle.....	24
2.5.1. Bergarbeiter-Modelle	24
2.5.2. Indoor-Modelle.....	27
2.6. Modelle zur Berechnung des attributablen Risikos.....	27
2.6.1. Berechnung des Lebenszeitrisikos	28
2.6.2. Berechnung von Konfidenzintervallen.....	30
2.6.3. Vereinfachte Abschätzung des attributablen Risikos.....	32
2.7. Software	32
3. Ergebnisse	33
4. Diskussion	37
4.1. Vergleich zu anderen Abschätzungen des attributablen Risikos	37
4.1.1. Risikomodelle aus Indoor- und Bergarbeiter- Studien.....	37
4.1.2. Auswirkung von Radonmessverteilung und Radonexpositionsverteilung.....	42
4.1.3. Attributivrisiken durch Sterbetafelmethode oder vereinfachter Ansatz.....	42
4.1.4. Vergleich der Ergebnisse aus verschiedenen Ländern.....	44

4.2.	Auswirkung der Begrenzung der Radon-Exposition auf die Bevölkerung	46
5.	Schlussfolgerung und Ausblick.....	49
Literatur	53
Anhang	59
A.1.	Epidemiologische Daten für Deutschland	61
A.1.1.	Daten zur Krebsmortalität.....	61
A.1.2.	Daten zum Rauchverhalten	70
A.2.	Erstellung der Radonverteilung für Deutschland.....	71
A.2.1.	Datengrundlage und -auswahl.....	71
A.2.2.	Datenaufbereitung.....	75
A.2.2.1.	Harmonisierung von Variablen.....	75
A.2.2.2.	Behandlung fehlender und ungültiger Werte	76
A.2.2.3.	Saisonkorrektur	78
A.2.3.	Zusammenfassung auf Wohnungsebene.....	80
A.2.4.	Auffüllen von gering besetzten Kreisen	81
A.2.5.	Radon-Karte für die Bundesrepublik Deutschland.....	84
A.2.6.	Gewichtung der Radonverteilung in Wohnungen.....	85
A.2.6.1.	Gewichtung nach Bevölkerung.....	85
A.2.6.2.	Einbeziehung von Baujahr und Etage.....	87
A.2.7.	Sensitivitätsanalyse ohne Kurzzeitmessungen.....	91
A.2.8.	Weitere ergänzende Tabellen zur Radonverteilung.....	92

1. Einleitung

1.1. Epidemiologie des Lungenkrebses

Lungenkrebs ist die führende Krebstodesursache bei Männern in der gesamten westlichen Welt. In Deutschland lag die altersstandardisierte Mortalitätsrate 1999 bei 62.3 Todesfällen durch Lungenkrebs pro 100 000 Männer und bei 15.0 Todesfällen durch Lungenkrebs pro 100 000 Frauen (RKI 2003). Die Zahl der Neuerkrankungen betrug 1999 etwa 32 000 Fälle bei Männern und ca. 10 000 Fälle bei Frauen. Während diese Zahl bei Männern seit 1990 in etwa konstant blieb, ist sie bei Frauen im Vergleich zu 1990 um 27% angestiegen. Die Lungenkrebsmortalität steigt mit dem Alter stark an; die meisten Todesfälle (nach absoluten Zahlen) treten in der Altersgruppe 60–74 Jahre auf (RKI 2003).

Die unterschiedlichen Lungenkrebsraten bei Männern und Frauen sind im Wesentlichen auf den Hauptrisikofaktor, das Rauchen, zurückzuführen. Das Zigarettenrauchen fand seit Beginn des 20. Jahrhunderts zunächst unter Männern, mit einigen Jahrzehnten Verzögerung dann auch unter Frauen weite Verbreitung. Mit einer Latenzzeit von etwa 20 Jahren folgte darauf ein enormer Anstieg der Lungenkrebsraten. Während dieser Trend bei Männern ein Plateau erreicht hat, befinden sich die Frauen in Deutschland noch in der Phase stark ansteigender Erkrankungsraten. Der Anteil der auf das Rauchen zurückzuführenden Lungenkrebsfälle unter Männern wird für die USA mit 90% angegeben (Alberg & Samet 2003) und weltweit mit 84% (Parkin & Sasco 1993, bezogen auf das Jahr 1980). Für Frauen in Deutschland wurde dieser Anteil unter Verwendung von Daten aus deutschen Studien zum Lungenkrebsrisiko (Wichmann et al. 1998, Wichmann et al. 1999) auf 60% für den Westen Deutschlands und auf 38% in Thüringen/Sachsen geschätzt (Agudo et al. 2000). Der Unterschied erklärt sich daraus, dass Frauen in Ostdeutschland in der Vergangenheit weniger geraucht haben als im Westen. Bei den Männern dagegen unterschied sich das Rauchverhalten im Osten wenig von dem im Westen (siehe auch RKI 1995).

Neben dem aktiven Rauchen zählen zu den Risikofaktoren für Lungenkrebs:

- Berufliche Kanzerogene: hierzu gehören Arsen, Asbest, Cadmium, Chrom, Nickel, Dichlordimethylether, polyzyklische aromatische Kohlenwasserstoffe, Radonexposition im Uranbergbau sowie in anderen Bergbaubereichen, Dieselmotorabgase u.a.
- Umweltfaktoren wie z.B. Radon in Wohnräumen, Passivrauchen und Kanzerogene in der Außenluft
- Ernährungsfaktoren
- genetische Empfänglichkeit

Eine aktuelle Übersicht zur Epidemiologie des Lungenkrebses findet sich bei Alberg & Samet (2003). Einen Überblick über Risikofaktoren des Lungenkrebses mit besonderer Berücksichtigung der Situation in Deutschland geben u.a. die Arbeiten Brüske-Hohlfeld et al. (1995), Pesch et al. (1995), Wichmann et al. (1991, 1998) und Jöckel et al. (1998). Einen Überblick über den Einfluss des aktiven Rauchens und des Passivrauchens auf die Entstehung von Lungenkrebs (und anderen Krankheiten) liefert eine aktuelle Monographie der IARC (IARC 2004).

1.2. Radon in Wohnräumen

Radon (Rn) ist ein natürliches radioaktives Edelgas, das überall in der Bodenluft und in der Außenluft vorkommt. Radongas ist farb-, geruch- und geschmacklos. Es trägt die Ordnungszahl 86 und umfasst eine Gruppe von 27 bekannten Isotopen mit den Massenzahlen 200 bis 226. Den bei weitem größten Anteil aller Radonisotope in der Luft bildet das Isotop Radon-222. Die international in der Literatur verwendete Bezeichnung "Radon" bezieht sich – wenn nicht besonders gekennzeichnet – auf dieses Isotop Radon-222.

Radon ist das einzige gasförmige Zerfallsprodukt der natürlichen Zerfallsreihe von Uran-238 und entsteht beim Zerfall des Ausgangsnuklids Radium-226. Die Höhe der Radonkonzentration in der Bodenluft ist abhängig von der geologischen Beschaffenheit des Gesteins und dem daraus resultierenden Gehalt an Uran-238 sowie von der Porosität des Bodens. Die Aktivitätskonzentration von Radon in Luft wird in der Einheit Becquerel pro Kubikmeter (Bq/m^3) angegeben. 1 Bq/m^3 entspricht einem radioaktiven Zerfall pro Sekunde und Kubikmeter Luft.

In Gebäuden ist die Radonkonzentration gegenüber der Außenluft meist deutlich erhöht. Durch undichte Stellen in Keller und Fundament kann Radongas aus dem Boden in das Gebäude eintreten. Beeinflusst wird dieser Vorgang von

- der geologisch und geophysikalisch bedingten Höhe der Radonkonzentration in der das Haus umgebenden Bodenluft (siehe z.B. Kemski et al. 1996);
- Art und Zustand der Gebäudeabdichtung gegenüber dem Untergrund (Vorhandensein eines Kellers oder einer festen Fundamentbodenplatte, Eintrittspforten wie z.B. Risse und Fugen, Abwasser- und Entlüftungsröhre, Rohr- und Kabeldurchführungen (siehe z.B. Keller 1992);
- Abgeschlossenheit des Kellers und der Treppenaufgänge;
- dem Druckgradienten zwischen Untergrund und Gebäudeinnenräumen, der wiederum von der Temperatur, barometrischen Druckunterschieden und den Windverhältnissen beeinflusst wird (siehe z.B. Porstendörfer et al. 1980, Gans et al. 1993).

Eine Radonexhalation aus Baustoffen führt in Deutschland nur in Ausnahmefällen zu erhöhten Radonkonzentrationen in Gebäuden, etwa durch Verwendung von radioaktiv kontaminiertem Haldenmaterial in Bergbaugebieten. Ebenfalls von untergeordneter Bedeutung in Deutschland ist in Wasser gelöstes bzw. bei der Verfeuerung von Kohle oder Erdgas freigesetztes Radon (Rühle 1994, BfS 2000).

Für die Radonkonzentration in Innenräumen spielt neben den Eintrittsquellen der Luftwechsel, d.h. Ventilation, Lüftung und Druckverhältnisse, eine entscheidende Rolle. Damit gewinnen Faktoren wie das Lüftungsverhalten der Bewohner und der Gebäudetyp, d.h. Umfang und Art der Isolierung des Hauses einen Einfluss auf die Höhe der Radonkonzentration. Innerhalb eines Gebäudes sind die Radonkonzentrationen nicht konstant. Im Keller ist die Konzentration in der Regel am höchsten und nimmt zu den oberen Stockwerken hin ab. Im Schlafzimmer finden sich wegen häufigeren Lüftens und der Lage in höheren Stockwerken meist niedrigere Konzentrationen als in den übrigen Wohnräumen. Eine ausführliche Darstellung über Entstehung, Vorkommen und Verteilung von Radon findet man z.B. bei Gerken et al. (1996) und Wichmann et al. (1998).

Repräsentative Ergebnisse über die Verteilung der Radonkonzentrationen in Innenräumen lagen für Deutschland als Ganzes bei Projektbeginn nicht vor. Bisherige Messkampagnen weisen aber ungefähr für die deutschen Verhältnisse auf eine Lognormalverteilung hin, d.h. einer großen Zahl von niedrig bis mittel belasteten Wohnungen steht eine kleine Anzahl hoch bis sehr hoch belasteter Wohnungen gegenüber (Schmier 1984). Hierbei ist insgesamt vor allem auch der geologische Hintergrund von Bedeutung. In einer Reihe von Projekten wurde daher für Deutschland die Karte des geogenen Radonpotentials erstellt (Kemski et al. 2001, siehe auch eine aktualisierte Version in Abbildung 1)

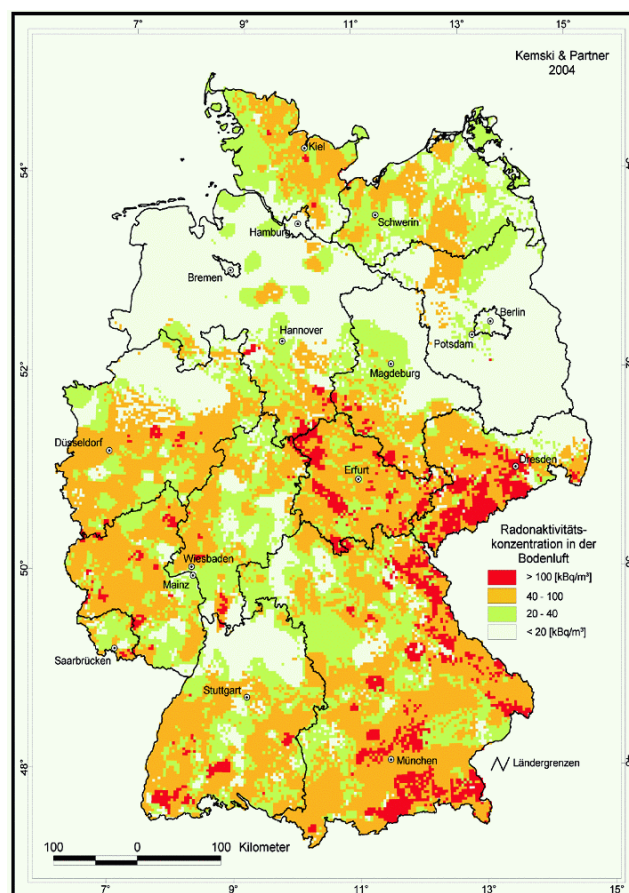


Abbildung 1: Karte der Radonaktivitätskonzentration in der Bodenluft; (Kemski & Partner: www.radon-info.de, Stand: 24. Mai 2005)

Die Karte des geogenen Radonpotentials erlaubt eine Einteilung in mehr oder weniger stark belastete Regionen, sie ist jedoch nicht zur Prognose der Radonkonzentration in einzelnen Häusern geeignet. Zum einen kann bereits der geologisch bedingte Radongehalt der Bodenluft starken kleinräumigen Schwankungen ausgesetzt sein (Kemski et al. 2001). Zum anderen wird die Höhe der Radonkonzentration in Innenräumen, wie oben dargelegt, von der Bauweise des Hauses und dem Lüftungsverhalten der Bewohner beeinflusst, so dass sich die Radonkonzentration auch in nahe beieinander liegenden Häusern bei gleicher geologischer Grundlage deutlich unterscheiden kann.

1.3. Lungenkrebsrisiko durch Radon

1.3.1. Kanzerogene Wirkung von Radon

Radon ist ein α -Strahler und zerfällt mit einer Halbwertszeit von 3.82 Tagen unter Abgabe von α -Teilchen (Heliumkernen). Von Bedeutung für die Strahlenexposition der Lunge ist nicht das Radongas selbst, das zum größten Teil wieder ausgeatmet wird, sondern seine kurzlebigen Zerfallsprodukte, vor allem die Schwermetall-Isotope Polonium-218 und Polonium-214, die ebenfalls α -Strahler sind (Hofmann 1998). Diese festen Zerfallsprodukte (Radonfolgeprodukte) können sich nach Inhalation auf dem Bronchialepithel ablagern und dort beim weiteren radioaktiven Zerfall die Zellen schädigen (ICRP 1987, Burkart 1989). Sie geben α -Teilchen ab, die eine hohe Ionisierungsdichte und damit eine höhere biologische Wirksamkeit aufweisen als β - oder γ -Strahlung und wahrscheinlich vermehrt zu komplexen, irreparablen DNA-Schäden führen (IARC 2001, NRC 1999). Bereits der Durchtritt eines einzigen α -Teilchens kann in einer Zelle zu permanenten Veränderungen der DNA führen (NRC 1999).

In Laborversuchen hat sich gezeigt, dass Radon und seine Zerfallsprodukte Mutationen, Chromosomenaberrationen und maligne Transformation von Zellen auslösen können (Jostes 1996). Chromosomenaberrationen und zytogenetische Veränderungen ließen sich auch bei Menschen nachweisen, die in Häusern mit hohen Radonkonzentrationen lebten (Östreicher et al. 2004, NRC 1988, Pohl-Rühling 1988, Pohl-Rühling et al. 1979, Bauchinger et al. 1994). Im Tierversuch konnten Bronchialkarzinome durch Inhalation von Radon induziert werden (IARC 2001, Cross 1994).

Ausschlaggebend für die kanzerogene Wirkung ist nicht direkt die Höhe der Radonkonzentration, sondern die freigesetzte α -Strahlungsenergie der inhalierten und auf dem Bronchialepithel abgelagerten Radonzerfallsprodukte. Das Verhältnis zwischen äußerer Radonexposition und der auf das Lungengewebe wirkenden Dosis wird als Dosisumwandlungsfaktor bezeichnet. Dieses Verhältnis wird von zahlreichen physikalischen und biologischen Faktoren beeinflusst (Hofmann 1998, ICRP 1987, Samet 1989). Zu den physikalischen Einflussfaktoren zählen:

- der Gleichgewichtsfaktor f , d.h. das Verhältnis von Radongas zu seinen Zerfallsprodukten im Vergleich zum radioaktiven Gleichgewicht (nach ICRP 1993 gilt für Wohnräume $f=0.4$);
- die Aerosolkonzentration und die Größenverteilung der Aerosole in der Raumluft;
- der Anteil der Radonzerfallsprodukte, der nicht an Aerosole angelagert ist (unattached fraction).

Zu den biologischen Einflussfaktoren zählen:

- Atemfrequenz und -tiefe;
- Art der Atmung (Mundatmung vs. Nasenatmung);
- physiologische Faktoren wie Dicke der Mukusschicht, individuelle Lungenmorphometrie.

Studien zum Lungenkrebsrisiko durch Radon am Menschen, die für die weiteren Betrachtungen verwendet werden, beruhen auf der Annahme, dass diese Faktoren im Mittel vergleichbar zwischen

den Studienteilnehmern und konstant über den untersuchten Expositionszeitraum sind. Damit ist die effektive Bronchialdosis proportional zur gemessenen äußeren Radonexposition (Wichmann et al. 1998). Die Risikostudien lassen sich dabei in drei Gruppen einteilen:

- epidemiologische Studien an radonexponierten Bergarbeitern und die daraus resultierende Extrapolation auf das Lungenkrebsrisiko durch Radon in Innenräumen;
- analytische epidemiologische Studien, die das Lungenkrebsrisiko direkt in Zusammenhang mit der Innenraumexposition an einzelnen Personen der Wohnbevölkerung quantifizieren und
- ökologische Korrelationsstudien, die auf (in der Regel räumlich) aggregierten, nicht-individuellen Daten beruhen.

1.3.2. Epidemiologische Studien an Bergarbeitern

Die ersten epidemiologischen Studien zum radonbedingten Lungenkrebsrisiko wurden an Bergarbeiter-Populationen vorgenommen, da im Unter-Tage-Bergbau sehr hohe Radonkonzentrationen auftreten können. Dies gilt vor allem für den Uranbergbau, wie er etwa in Sachsen und Thüringen von der Wismut AG in den Jahren 1945 bis 1989 betrieben wurde. Bei den Bergarbeitern des Erzgebirges wurde bereits von Paracelsus und Agricola im 16. Jahrhundert ein vermehrtes Auftreten von Lungenerkrankungen beobachtet. Im Grubenrevier von Schneeberg wurde ein besonders rasch zum Tode führender Krankheitsverlauf mit Husten, Auswurf und Atemnot beschrieben und als "Schneeberger Krankheit" bezeichnet. 1879 wurde diese Erkrankung als Lungenkrebs erkannt (Härtig & Hesse 1879) und nach Entdecken der Radioaktivität wurde schon von Müller (1913) ein Zusammenhang zwischen Strahlung und Lungenkrebs vermutet.

Die aktuellen Erkenntnisse über das radonbedingte Lungenkrebsrisiko bei Bergarbeitern entstammen einer großen gemeinsamen Analyse von elf weltweit durchgeführten Kohortenstudien aus sieben Ländern (China, Tschechische Republik, USA, Kanada, Schweden, Australien und Frankreich) (Lubin et al. 1997, Lubin et al. 1995a, Lubin et al. 1994). Die Ergebnisse sind im BEIR VI-Bericht (NRC 1999) ausführlich dargestellt und evaluiert und werden dort mit tierexperimentellen Studienergebnissen sowie Untersuchungen auf molekularer und zellulärer Ebene zusammengefasst. In die Analyse gingen Daten von ca. 68 000 Bergarbeitern ein, die durchschnittlich 5.7 Jahre im Bergbau beschäftigt waren und unter denen fast 2 700 Todesfälle durch Lungenkrebs auftraten. Die mittlere kumulative Radonbelastung lag bei 164 WLM (Working Level Months), was in etwa einer 20-jährigen Exposition in einem Wohnhaus bei 2 000 Bq/m³ (Darby & Hill 2003) oder einer 40-jährigen Exposition bei einer Konzentration von 1 000 Bq/m³ entspricht (zur Umrechnung von WLM in Bq/m³ siehe auch SSK 2002).

Das relative Lungenkrebsrisiko wurde als lineare Funktion der Radonbelastung ohne Annahme eines Schwellenwertes modelliert. Ein solches Modell ist grundsätzlich plausibel, da bereits der Durchtritt eines einzigen α -Teilchens die Zell-DNA dauerhaft schädigen kann; ein Schwellenwert kann jedoch nicht völlig ausgeschlossen werden (NRC 1999). Das relative Risiko nahm mit steigendem Alter ebenso ab wie für Expositionen, die zeitlich weiter zurücklagen. Das Alter bei Exposition hatte (bei Erwachsenen) keinen wichtigen Einfluss. Das relative Lungenkrebsrisiko war höher, wenn dieselbe kumulative Exposition sich über einen längeren Zeitraum bei entsprechend niedrigerer Expositionshöhe erstreckte. Dieser inverse Dosisrateneffekt ist jedoch für niedrige kumulative Expositionen, wie sie im Innenraumbereich auftreten, vermutlich nicht relevant, da bei niedrigen Expositionen die Wahrscheinlichkeit, dass eine Zelle mehrmals von einem α -Teilchen getrof-

fen wird, praktisch vernachlässigbar ist (Jostes 1996, NRC 1999). Die derzeit vom Bundesamt für Strahlenschutz durchgeführte Kohortenstudie an ehemaligen Beschäftigten der ostdeutschen Wismut AG (Kreuzer et al. 2002, Grosche et al. 2004), die allein fast 59 000 Personen umfasst, ist in den zusammenfassenden Analysen von Lubin et al. bzw. des BEIR nicht enthalten. Ebenfalls nicht enthalten sind die Daten einer Fall-Kontroll-Studie an ehemaligen Wismut-Beschäftigten (Brüske-Hohlfeld et al. 2004, Brüske-Hohlfeld et al. 2006).

Die Risikoeffizienten für Bergarbeiter lassen sich nicht direkt auf den Niedrig-Dosis-Bereich unter den Bedingungen eines Wohnhauses übertragen. Die Extrapolation hängt ab von Annahmen über die Aufenthaltszeit im Haus, das Gleichgewicht zwischen Radon und seinen Folgeprodukten und über den relevanten Expositionszeitraum. Zudem ist umstritten, inwieweit sich die Ergebnisse auf die Allgemeinbevölkerung übertragen lassen (IARC 2001), da in den Bergarbeiterkohorten nur erwachsene Männer untersucht werden (keine Frauen und Kinder), die einer anstrengenden körperlichen Tätigkeit nachgehen, zudem stärker rauchen als die Allgemeinbevölkerung und die zahlreichen weiteren Noxen ausgesetzt sind (Arsen, Dieselabgase, Silika, Staub). Darüber hinaus gibt es Unterschiede in der Aerosolkonzentration zwischen Grubenluft und Innenraumlufte. Im BEIR VI-Bericht wird jedoch die Schlussfolgerung gezogen, dass sich diese Effekte insgesamt gesehen ausgleichen. Es zeigt sich auch eine gute Übereinstimmung der aus den Bergarbeiter-Studien abgeleiteten Risikoschätzer zu den Studien zur Radonbelastung in Wohnhäusern in der Allgemeinbevölkerung.

1.3.3. Epidemiologische Studien zu Radon in Wohnräumen

Bislang sind weltweit mindestens 24 Studien zum Zusammenhang zwischen häuslicher Radonexposition und Lungenkrebsrisiko, die gewissen Mindestanforderungen genügen (individuelle Messung der Radonkonzentration in mindestens einer Wohnung und hinreichende Berücksichtigung von Confoundern), durchgeführt worden. Die 21 bereits publizierten Studien sind in Tabelle 1 dargestellt. Es handelt sich um fünf Studien in den USA und Kanada, 14 Studien in Europa und zwei Studien in China.

Tabelle 1: Übersicht über Studien zum Lungenkrebsrisiko durch häusliche Radonexposition

Region/Land	Publikation	Anzahl		Bemerkungen	Pooling
		Fälle	Kontr		
Shenyang, China	Blot et al. 1990	308	356	nur Frauen	
New Jersey, USA	Schoenberg et al. 1990, 1992	480	442	nur Frauen	Amerika
Stockholm, Schweden	Pershagen et al. 1992	201	378	nur Frauen	Europa
Schweden	Pershagen et al. 1994	1281	2576		Europa
Winnipeg, Kanada	Létourneau et al. 1994	738	738		Amerika
Missouri – I, USA	Alavanja et al. 1994	538	1183	nur Frauen, keine aktuellen Raucher	Amerika
Südfinnland	Ruosteenoja et al. 1996	164	331	nur Männer	Europa
Finnland	Auvinen et al. 1996, 1998	517	517	nur langjährige Einwohner der Region	Europa
Deutschland West*	Wichmann et al. 1998, 1999, Kreienbrock et al. 2001	1449	2297		Europa
Devon und Cornwall, Südwestengland	Darby et al. 1998	982	3185	nur langjährige Einwohner der Region	Europa
Deutschland Ost*	Wichmann et al. 1999, Kreuzer et al. 2003	1053	1667		Europa
Missouri – II, USA	Alavanja et al. 1999	512	553	nur Frauen, Glas-messungen	Amerika

Tabelle 1: Übersicht über Studien zum Lungenkrebsrisiko durch häusliche Radonexposition

Region/Land	Publikation	Anzahl		Bemerkungen	Pooling
		Fälle	Kontr		
Connecticut, USA	Sandler et al. 1999	963	949		Amerika
Utah-South Idaho, USA	Sandler et al. 1999	511	862		Amerika
Iowa, USA	Field et al. 2000	413	614	nur Frauen, lang-jährige Bewohner desselben Hauses	Amerika
Nieraucher in Schweden	Lagarde et al. 2001	258	487	nur Nieraucher	Europa
Pluton, Böhmen, Tschechische Republik	Tomásek et al. 2001	210	11794	Kohortenstudie	Europa
Trient, Italien	Pisa et al. 2001	138	210	nicht im EU-Pooling enthalten	
Galizien, Spanien	Barros-Dios et al. 2002	164	331		Europa
Imst, Tirol, Österreich	Oberaigner et al. 2002	194	198		Europa
Gansu, China	Wang et al. 2002	768	1659	Höhlenwohnungen nur langjährige Bewohner der Region	Europa
4 Regionen, Frankreich	Baysson et al. 2004	486	984	nur langjährige Bewohner der Region	Europa
Rom/Latium, Italien	Bohicchio et al. 2005	384	405	Bewohner der Region	Europa

* die Studie wurde in einer gemeinsamen zusammenfassenden Auswertung zusätzlich publiziert (Wichmann et al. 2005)

Die Ergebnisse der einzelnen Studien wurden an anderer Stelle (siehe z.B. Wichmann et al. 1998, Wichmann et al. 1999, Oberaigner et al. 2002) bereits im Detail erläutert. Die Studien führen auf Grund unterschiedlichen Studiendesigns, unterschiedlicher Formen der Expositionsquantifizierung und großer statistischer Schwankungen in den Risikoschätzern auch bei größeren Fallzahlen zu verschiedenen Ergebnissen, zeigen aber insgesamt deutlich einen Trend zu einem Exzess Relativen Risiko, das wesentlich größer als Null ist (siehe Abbildung 2).

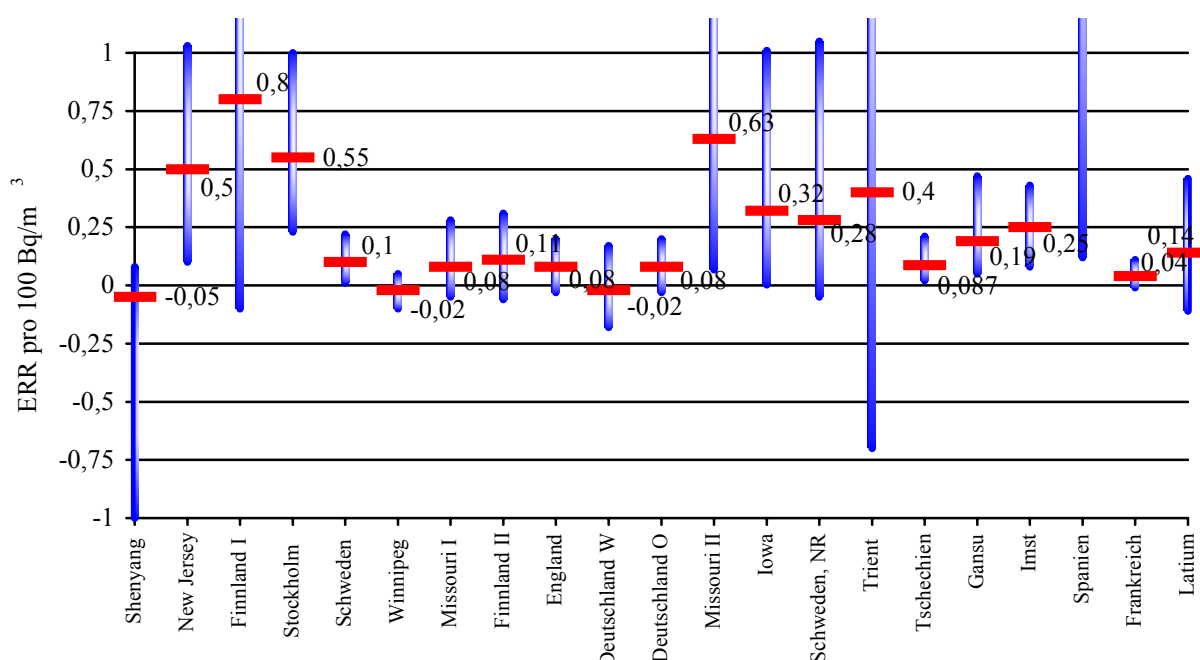


Abbildung 2: Geschätztes radonbedingtes Lungenkrebsrisiko in verschiedenen Studien (ERR = linearer Anstieg des relativen Risikos pro 100 Bq/m³)

Da eine gewisse Schwankung in den Studienergebnissen zu erwarten war und gegebenenfalls die statistische Power einzelner epidemiologischer Studien nicht ausreichend erschien, hat es schon

früh Bestrebungen gegeben, die vorliegenden Studien einer zusammenfassenden Auswertung zu unterziehen. Die Resultate der ersten acht abgeschlossenen Studien wurden in einer Meta-Analyse (anhand der publizierten Ergebnisse) gemeinsam ausgewertet (Lubin & Boice 1997). Für die beiden chinesischen Studien liegt eine gemeinsame Auswertung auf Ebene der Individualdaten vor (Lubin et al. 2004). Für die beiden deutschen Studien wurde eine gemeinsame Auswertung unter Ergänzung von weiteren Daten vorgelegt (Wichmann et al. 2005, Schaffrath et al. 2006). Daneben wurden in zwei großen internationalen Aktivitäten die Ergebnisse einzelner Studien zusammengefasst. Diese Pooling-Auswertungen validieren sämtliche bislang durchgeführten Einzelstudien und stellen derzeit die umfangreichsten und am Besten geprüften Daten zum Lungenkrebsrisiko durch Radon bei der Allgemeinbevölkerung dar.

1.3.3.1. Deutsche Pooling-Studie zum Lungenkrebsrisiko durch Radon

Die Deutsche Pooling-Studie (Wichmann et al. 2005, Schaffrath-Rosario et al. 2006) fasst die beiden in Deutschland durchgeführten Teilstudien zusammen (West: Wichmann et al. 1998, Kreienbrock et al. 2001; Ost: Wichmann et al. 1999, Kreuzer et al. 2003). Sie stellt weltweit einen der größten Datensätze zur Beurteilung des radonbedingten Lungenkrebsrisikos dar. Das Vorhaben wurde im Rahmen des UFOPLANs finanziert.

Die gemeinsame Auswertung umfasst 2 963 neu diagnostizierte Lungenkrebsfälle im Alter von 24–75 Jahren und eine Bevölkerungsstichprobe von 4 232 nicht an Lungenkrebs erkrankten Kontrollpersonen, die nach Alter, Geschlecht und geographischer Region den Fällen angeglichen wurden. Die Quantifizierung der Radonexposition beruht auf Radonmessungen mit α -Spur-Dosimetern im Wohn- und Schlafzimmer von Wohnungen, die von den Probanden in den letzten 5–35 Jahren bewohnt wurden. Die Messdauer betrug in der Regel ein Jahr, für kürzere Messungen wurden saisonale Korrekturfaktoren entwickelt. Das lebenslange Rauchverhalten sowie weitere Risikofaktoren des Bronchialkarzinoms wurden in einem ausführlichen persönlichen Interview erfasst.

Die Auswertung basiert auf der durchschnittlichen Radonexposition in den 5–35 Jahren vor Interview. 70 % dieses Zeitraums sind durch Messungen abgedeckt. Die mittlere Radonkonzentration liegt bei 50 Bq/m³ im Studiengebiet West und 75 Bq/m³ im Studiengebiet Ost. Die für Rauchen und berufliche Asbestexposition adjustierte Analyse zeigt einen Anstieg des relativen Lungenkrebsrisikos in Abhängigkeit von der Radonexposition, der jedoch nur für die höchste Expositions-kategorie statistische Signifikanz erreicht (siehe Tabelle 2; Abbildung 3). Das geschätzte relative Risiko für Expositionen von 50–80, 80–140 und > 140 Bq/m³ im Vergleich zur Referenzkategorie von 0–50 Bq/m³ beträgt 0.97 (95 %-Konfidenzintervall (KI) 0.85 bis 1.11), 1.06 (95 %-KI 0.87 bis 1.31) und 1.40 (95 %-KI 1.03 bis 1.89). In einem linearen Risikomodell wird das zusätzliche (exzess) relative Risiko ERR, d.h. der lineare Anstieg des relativen Lungenkrebsrisikos pro 100 Bq/m³, auf ERR = 0.10 geschätzt (95 %-KI -0.02 bis 0.30).

Für kleinzellige Bronchialkarzinome zeigt sich mit ERR = 0.29 (95 %-KI 0.04 bis 0.78) ein höheres relatives Risiko als für sonstige histopathologische Subtypen (ERR = 0.02, 95 %-KI -0.08 bis 0.22). Für die Schlafzimmerkonzentrationen ergibt sich mit einem ERR von 0.13 (95 %-KI 0.00 bis 0.33) ein höherer Risikoschätzer als für die Wohnzimmerkonzentrationen mit ERR = 0.04 (95 %-KI -0.02 bis 0.16). Systematische Unterschiede in der Höhe der Radonkonzentration in den beiden Räumen sind dabei bereits berücksichtigt.

Tabelle 2: Relatives Lungenkrebsrisiko durch Radon in der gepoolten (West + Ost) deutschen Auswertung (Quelle: Wichmann et al. 2005, Schaffrath-Rosario et al. 2006)

Mittlere Radonkonzentration in den 5–35 Jahren vor Interview in Bq/m ³	Anzahl Fälle / Kontrollen e)		Rohe Risikoschätzer c)		Adj. Risikoschätzer d)	
			Odds Ratio a) bzw. ERR b)	95%-Konfidenzintervall	Odds Ratio a) bzw. ERR b)	95%-Konfidenzintervall
≤ 50	1532	2177	1.00	Referenz	1.00	Referenz
50 – 80	997	1498	0.88	0.79, 0.99	0.97	0.85, 1.11
80 – 140	314	410	0.98	0.82, 1.17	1.06	0.87, 1.30
> 140	120	147	1.05	0.81, 1.36	1.40	1.03, 1.89
Gesamt	2963	4232				
linearer Anstieg des OR pro 100 Bq/m ³ b)			0.00	-0.03, 0.10	0.10	-0.02, 0.30

- a) Für die Kategorien wird das Odds Ratio OR angegeben, d.h. das relative Risiko im Vergleich zur Referenzkategorie (≤ 50 Bq/m³).
- b) Der lineare Anstieg des relativen Risikos wird durch das excess relative risk ERR angegeben.
- c) gematcht nach Altersgruppe, Geschlecht und Region
- d) zusätzlich adjustiert für Rauchen (log [Packungsjahre+1], Ex-Rauchen in Kategorien, Sonstige Raucher ja/nein) und Asbestexposition ja/nein
- e) Auswertepopulation: mind. eine Langzeitmessung in den 5–35 Jahren vor Interview
- f) nach Saisonkorrektur und Adjustierung für Wohnbedingungen; zeitgewichtetes Mittel aus Wohnraum- und Schlafraumkonzentration; Langzeitmessung, ggf. ersetzt durch korr. Kurzzeitmessung oder Mittel der Kontrollen
Mittlere Radonkonzentration in den Kategorien: 38, 62, 100 und 251 Bq/m³

In Analysen, die Unsicherheiten und Messungenauigkeiten bei der retrospektiven Quantifizierung der Radonexposition sowie in den Angaben zum Rauchverhalten berücksichtigen (zur allgemeinen Methodik siehe z.B. Tosteson et al. 1989, Armstrong 1990, 1998, Carroll et al. 1995, Michels 2001; Buzas et al. 2005; zu speziellen Anwendungen bei Radon-Studien siehe z.B. Lubin et al. 1995b, Lagarde et al. 1997, Reeves et al. 1998, Heid et al. 2002, Kreienbrock 2005), ergeben sich höhere Risikoschätzer von ERR = 0.15 bzw. ERR = 0.17 (95 %-KI -0.08 bis 0.54 bzw. -0.07 bis 0.58). Darüber hinaus wird die Interaktion zwischen Rauchen und Radon analysiert, wobei die Daten auf eine multiplikative Interaktion hindeuten, d.h. bei Rauchern und Nie- bzw. Ex-Rauchern konnte ein etwa gleich hohes relatives Risiko durch Radon festgestellt werden.

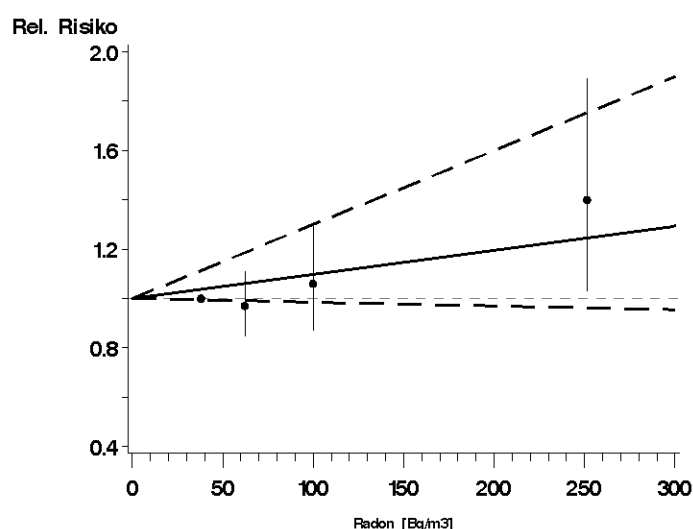


Abbildung 3: Radonbedingtes relatives Lungenkrebsrisiko: Adjustierte Risikoschätzer aus der gemeinsamen deutschen Auswertung West + Ost. Punkte = kategoriale Odds Ratios mit 95%-KI. Durchgezogene Linie = geschätztes relatives Risiko im linearen ERR-Modell, gestrichelte Linien = 95%-KI. (Quelle: Wichmann et al. 2005, Schaffrath-Rosario et al. 2006)

Eine Ausweitung der Expositionsquantifizierung unter Einschluss einer Abschätzung für die Radonexposition am Arbeitsplatz führt ebenfalls zu einem erhöhten Risikoschätzer. Da keine individuellen Messwerte für die Exposition am Arbeitsplatz vorliegen, ist dieser jedoch nur als orientierende Abschätzung zu interpretieren. Ebenso wie bei den Wohn-/Schlafraumanalysen spielen hier Tag-Nacht-Unterschiede in den Radonkonzentrationen eine Rolle.

Die gemeinsame Auswertung liefert deutliche, grenzwertig statistisch signifikante Hinweise auf einen Anstieg des Lungenkrebsrisikos in Abhängigkeit von der häuslichen Radonexposition in Deutschland. Eine präzisere Abschätzung des radonbedingten Lungenkrebsrisikos ergibt sich aus den gepoolten Auswertungen der europäischen und nordamerikanischen Radonstudien.

1.3.3.2. Europäische Pooling-Studie zum Lungenkrebsrisiko durch Radon

Die gemeinsame Auswertung europäischer Radonstudien umfasst dreizehn Studien aus neun Ländern (siehe Tabelle 1; Pooling = Europa). Mit Ausnahme der kleinen Studie aus Trient/Italien sind die Daten aus allen bekannten validierten Radonstudien in Europa an dieser Auswertung beteiligt. Die Studienkoordination und statistische Auswertung erfolgte an der Universität Oxford (Großbritannien) unter Leitung von Prof. Darby. Insgesamt gehen in diese Auswertung 7 148 Lungenkrebsfälle und 14 208 Kontrollpersonen ein. Das Projekt wurde teilweise durch das 4. und 5. Rahmenprogramm der Europäischen Kommission finanziert.

Die Analyse umfasst den Zeitraum 5–35 Jahre vor Interview. Radonmessungen wurden über mindestens ein halbes Jahr in den Wohnungen durchgeführt, die die Studienteilnehmer in diesem Zeitraum bewohnt hatten. Fehlende Messungen wurden durch regionale Mittelwerte unter den Kontrollen ersetzt. Die mittlere Radonkonzentration unter Kontrollen lag bei 97 Bq/m³. In der Analyse wurden in einem linearen Modell für das relative Lungenkrebsrisiko sowohl kategorielle Risikoschätzer als auch das zusätzliche relative Risiko ERR pro Erhöhung der Radonexposition um 100 Bq/m³ bestimmt. Die Faktoren Studie, Alter, Geschlecht, Region und Rauchverhalten (in 20 Kategorien) wurden als Stratifizierungsvariablen korrigierend im Modell berücksichtigt.

Sämtliche hier dargestellten Ergebnisse stammen aus der Veröffentlichung Darby et al. (2005). Weitergehende Analysen findet sich zudem in Darby et al. (2006).

Tabelle 3 zeigt für verschiedene Expositions-kategorien von Radon das zugehörige relative Risiko für Lungenkrebs mit Angabe des 95%-Konfidenzintervalls. Die Referenzkategorie kann aufgrund des deutlich größeren Studienumfangs kleiner gewählt werden als etwa in den deutschen Studien; sie umfasst hier den Bereich unter 25 Bq/m³. Sämtliche Expositions-kategorien zeigen ein erhöhtes Lungenkrebsrisiko im Vergleich zu dieser Referenzkategorie an. Die kategoriellen Risikoschätzer erreichen statistische Signifikanz mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 5% für die Kategorien 100–199 Bq/m³, 400–799 Bq/m³ und ≥ 800 Bq/m³ im Vergleich zur Referenzkategorie < 25 Bq/m³. Im linearen Risikomodell steigt das relative Lungenkrebsrisiko pro 100 Bq/m³ um ERR=0.08 an (95%-Konfidenzintervall 0.03 bis 0.16). Der Anstieg ist statistisch signifikant ($p=0.0007$). Nach einer Korrektur für die Unsicherheiten bei der Erhebung der Radonexposition erhöht sich dieser Risikoanstieg auf ERR=0.16 (95%-Konfidenzintervall 0.03 bis 0.31).

Tabelle 3: Relatives Lungenkrebsrisiko durch Radon in der gepoolten europäischen Auswertung, ohne Korrektur für Unsicherheiten bei der Erhebung der Radonexposition (Quelle: Darby et al. 2005)

Mittlere Radonkonzentration in den 5–35 Jahren vor Interview [Bq/m ³]	Mittelwert [Bq/m ³]	Anzahl		Adjustierte Risikoschätzer c)	
		Fälle	Kontrollen	Odds Ratio a) bzw. ERR b)	95%-Konfidenzintervall
< 25	17	566	1474	1.00	0.87, 1.15 d)
25 – 49	39	1999	3905	1.06	0.98, 1.15
50 – 99	71	2618	5033	1.03	0.96, 1.10
100 – 199	136	1296	2247	1.20	1.08, 1.32
200 – 399	273	434	936	1.18	0.99, 1.42
400 – 799	542	169	498	1.43	1.06, 1.92
≥ 800	1204	66	115	2.02	1.24, 3.31
Gesamt	104 (Fälle) 97 (Kontr.)	7148	14208		
linearer Anstieg des OR pro 100 Bq/m ³ b)				0.08	0.03, 0.16

- a) für die Kategorien wird das Odds Ratio OR angegeben, d.h. das relative Risiko im Vergleich zur Referenzkategorie (< 25 Bq/m³).
- b) der lineare Anstieg des relativen Risikos wird durch das excess relative risk ERR angegeben.
- c) gematcht nach Studie, Alter (5-Jahres-Gruppen), Geschlecht, Region und Rauchverhalten (in 20 Kategorien)
- d) Konfidenzintervalle berechnet nach der Methode der "floating relative risks" (Plummer 2004), daher wird auch für die Referenzkategorie ein Konfidenzintervall angegeben.

Eine grafische Darstellung der europäischen Pooling-Ergebnisse zeigt Abbildung 4. Die Abbildung macht deutlich, dass die vorliegenden europäischen Daten sehr gut mit einem linearen Risikomodelle ohne Annahme eines Schwellenwertes vereinbar sind. Dies zeigen auch formale Analysen des europäischen Datensatzes. Das Hinzufügen eines quadratischen Terms zur Expositions-Wirkungs-Beziehung führte nicht zu einer signifikanten Verbesserung der Modellanpassung. Auch wurden Risikomodelle angewandt, die davon ausgehen, dass bis zu einem bestimmten Schwellenwert kein Risiko und erst ab diesem Wert ein linearer Effekt auftritt. Keines dieser Modelle lieferte eine statistisch signifikant bessere Modellanpassung als ein lineares Modell ohne Schwellenwert. In diesen Modellen betrug die obere 95%-Konfidenzgrenze für einen möglichen Schwellenwert 150 Bq/m³. Weiterhin wurden die Risikoberechnungen eingeschränkt auf Probanden mit Radonkonzentrationen unterhalb von 200 Bq/m³. Auch bei dem so eingeschränkten Datensatz konnte eine statistisch signifikante Expositions-Wirkungs-Beziehung nachgewiesen werden.

Das Ergebnis der Pooling-Studie wird nicht durch eine einzelne Studie dominiert. In Sensitivitätsanalysen wurde jeweils eine Studie aus der Auswertung ausgeschlossen. Der Risikoschätzer variiert dabei nur zwischen ERR=0.075 und ERR=0.102.

Die gemeinsame europäische Auswertung liefert zudem keine klaren Hinweise darauf, dass das relative Risiko in Abhängigkeit vom Alter ($p=0.93$), vom Geschlecht ($p=0.19$) oder vom Rauchstatus ($p=0.98$) variiert. Eine additive Interaktion von Rauchstatus und Radonexposition kann jedoch abgelehnt werden ($p=0.05$). In der Gruppe der lebenslangen Nichtraucher (884 Fälle und 5418 Kontrollen) liegt das ERR pro 100 Bq/m³ bei 0.11 (95%-Konfidenzintervall 0.00 bis 0.28), bei Ex-Rauchern bei 0.08 (95%-Konfidenzintervall 0.00 bis 0.21) und bei aktuellen Rauchern bei 0.07 (95%-Konfidenzintervall -0.01 bis 0.22). Somit bewirkt Radon nach diesen Daten eine etwa gleich hohe Erhöhung des *relativen* Lungenkrebsrisikos bei Rauchern und Nichtrauchern. Da jedoch Raucher ein wesentlich höheres Ausgangsrisiko für Lungenkrebs haben, ist die *absolute* Höhe des radonbedingten Risikos bei Rauchern höher als bei Nichtrauchern. In Darby et al. (2005) wird exemplarisch das radonbedingte Lungenkrebsrisiko eines lebenslangen Nichtrauchers mit dem eines Rauchers von 15–24 Zigaretten pro Tag verglichen. Dabei werden folgende Annahmen zu Grunde

gelegt: (i) Ein aktueller Raucher von 15–24 Zigaretten pro Tag hat ein ca. 25-fach erhöhtes Lungenkrebsrisiko im Vergleich zu einem lebenslangen Nichtraucher. (ii) Das Lungenkrebsrisiko erhöht sich pro 100 Bq/m³ um 0.16 (Risikoschätzer nach Korrektur für Unsicherheiten in der Expositionserhebung). In der Gruppe der Raucher erhöht sich das absolute Risiko, bis zum 75. Lebensjahr an Lungenkrebs zu versterben, von 101 auf 216 Todesfälle pro 1000 Personen, wenn man eine Radonkonzentration von 0 Bq/m³ mit 800 Bq/m³ vergleicht. In der Gruppe der lebenslangen Nichtraucher steigt die Zahl der Todesfälle durch Lungenkrebs dagegen nur von 4 auf 9 pro 1000 Personen. Die Mehrheit der radoninduzierten Lungenkrebsfälle stellen deshalb Raucher dar.

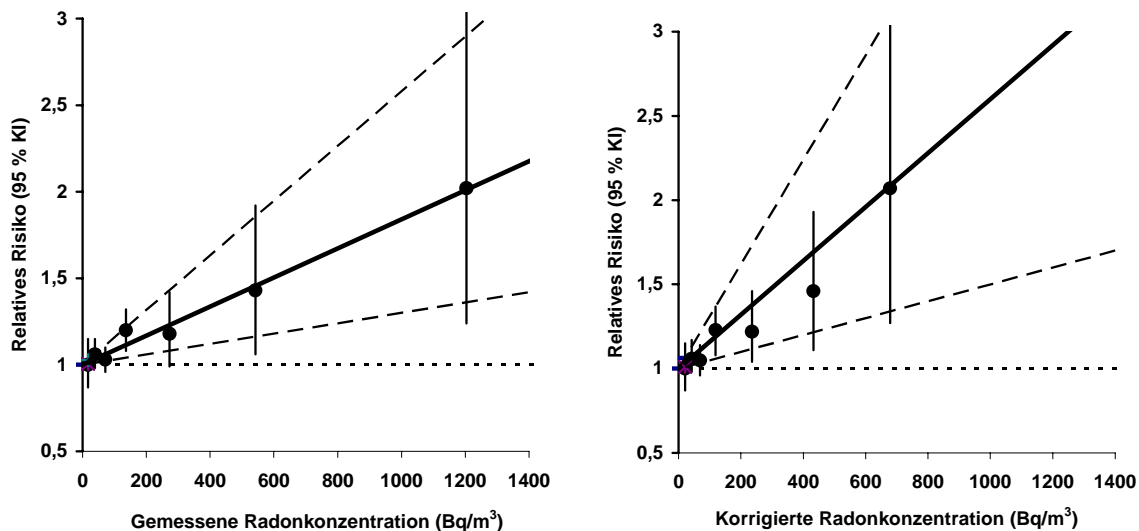


Abbildung 4: Relatives Lungenkrebsrisiko durch Radon in der gepoolten europäischen Auswertung. Links: ohne Berücksichtigung von Messunsicherheiten. Rechts: mit Berücksichtigung von Messunsicherheiten. (Quelle: Darby et al. 2005)

Statistisch auffällige Unterschiede gibt es in der europäischen Analyse in Abhängigkeit vom histologischen Zelltyp. So findet sich ein deutlich erhöhtes Risiko bei kleinzelligen Karzinomen.

1.3.3.3. Nordamerikanische Pooling-Studie zum Lungenkrebsrisiko durch Radon

In die gemeinsame Auswertung der nordamerikanischen Radonstudien (Krewski et al. 2005) gingen sieben Studien aus den USA und Kanada ein (siehe Tabelle 1; Pooling = Amerika). Die Studienkoordination und statistische Auswertung erfolgte am McLaughlin Centre for Population Health Risk Assessment, University of Ottawa, Ottawa, Ontario (Kanada) unter Leitung von Prof. Krewski. Insgesamt umfasst der nordamerikanische Datensatz für die gemeinsame Auswertung 3 662 histologisch oder zytologisch bestätigte Lungenkrebsfälle und 4 966 Kontrollen.

In der nordamerikanischen Auswertung werden die Radonkonzentrationen im Zeitfenster 5–30 Jahre vor Interview analysiert. Radonmessungen wurden in der Regel über die Dauer eines Jahres durchgeführt. Nur Messungen in den Wohnhäusern der Probanden werden in der Analyse berücksichtigt; die Messungen, die in der Iowa-Studie (Field et al. 2000) an Arbeitsplätzen und anderen Orten durchgeführt wurden, werden aus Gründen der Vergleichbarkeit in der gemeinsamen Auswertung außer Acht gelassen. Aus demselben Grund werden auch glasbasierte Messungen aus der Missouri-Studie (Alavanja et al. 1999) nicht in die Auswertung einbezogen. Fehlende Radonwerte wurden studienspezifisch ersetzt. Die mittleren Radonkonzentrationen in den Studien reichen von

25 Bq/m³ (New Jersey) zu 127 bzw. 131 Bq/m³ (Iowa bzw. Winnipeg). In den Analysen werden folgende Variablen in kategorisierter Form als Stratifizierungsvariablen berücksichtigt: Studie, Alter, Geschlecht, Anzahl Zigaretten pro Tag, Dauer des Zigarettenrauchens, Anzahl der Wohnungen in den letzten 5–30 Jahren und Zahl der Jahre, die durch Messungen abgedeckt sind. Es werden sowohl kategorielle Risikoschätzer bestimmt als auch der lineare Anstieg des relativen Lungenkrebsrisikos (excess relative risk ERR).

Tabelle 4: Relatives Lungenkrebsrisiko durch Radon in der gepoolten nordamerikanischen Auswertung, ohne Korrektur für Unsicherheiten bei der Erhebung der Radonexposition (Quelle: Krewski et al. 2005)

Mittlere Radonkonzentration in den 5–30 Jahren vor Interview in Bq/m ³	Anzahl		Adjustierte Risikoschätzer c)	
	Fälle	Kontrollen	Odds Ratio a) bzw. ERR b)	95%-Konfidenzintervall
< 25	832	934	1	Referenz
25 – 49	1021	1432	1.13	0.95, 1.35
50 – 74	669	1052	1.09	0.89, 1.34
75 – 99	349	501	1.16	0.91, 1.48
100 – 149	450	569	1.24	0.96, 1.60
150 – 199	163	228	1.22	0.87, 1.71
≥ 200	178	250	1.37	0.98, 1.92
Gesamt	3662	4966		
linearer Anstieg des OR pro 100 Bq/m ³ b)			0.11	0.00, 0.28

- a) Für die Kategorien wird das Odds Ratio OR angegeben, d.h. das relative Risiko im Vergleich zur Referenzkategorie (< 25 Bq/m³).
- b) Der lineare Anstieg des relativen Risikos wird durch das excess relative risk ERR angegeben.
- c) gematcht nach Studie, Alter (10-Jahres-Gruppen), Geschlecht, Anzahl Zigaretten pro Tag (kategorisiert), Dauer des Zigarettenrauchens (kategorisiert), Anzahl der Wohnungen in den letzten 5–30 Jahren (<3 vs. ≥3) und Anzahl der durch Langzeitmessungen abgedeckten Jahre (<20 vs. ≥20 Jahre)

Das Ergebnis der Auswertung zeigen Tabelle 4 sowie Abbildung 5. Alle kategoriellen Risikoschätzer sind größer als Eins und deuten damit auf einen Anstieg des Lungenkrebsrisikos durch Radon hin. Der lineare Anstieg pro 100 Bq/m³ liegt bei ERR=0.11 (95%-Konfidenzintervall 0.00 bis 0.28). Die kategoriellen Schätzer zeigen keine deutlichen Abweichungen von einer linearen Expositions-Wirkungs-Beziehung.

Die Risikoschätzer fallen höher aus, wenn die Auswertung sukzessive eingeschränkt wird auf Probanden, die mindestens 10, 15, 20 oder 25 Jahre durch Messungen abgedeckt haben und die nur ein oder zwei Häuser in den letzten 5–30 Jahren bewohnt haben (rechtes Bild in Abbildung 5, siehe Krewski et al. 2005). Für Probanden, die nur ein oder zwei Häuser bewohnt haben und für die mindestens 20 Jahre durch Langzeitmessungen abgedeckt sind, liegt der lineare Anstieg des relativen Lungenkrebsrisikos bei ERR=0.18 pro 100 Bq/m³ (95%-Konfidenzintervall 0.02 bis 0.43).

In der nordamerikanischen Auswertung ergeben sich keine Hinweise auf Heterogenität der Risikoschätzer in Abhängigkeit vom Geschlecht ($p=0.21$) oder dem Bildungsstand ($p=0.23$), jedoch ein leichter Hinweis auf ein mit dem Alter abnehmendes relatives Risiko ($p=0.09$). Das radonbedingte Lungenkrebsrisiko ist bei Rauchern und Nierauchern gleich hoch und hängt auch nicht von der Anzahl der gerauchten Zigaretten ($p=0.94$), der Dauer des Rauchens ($p=0.55$) oder der Dauer des Ex-Rauchens ($p=0.89$) ab.

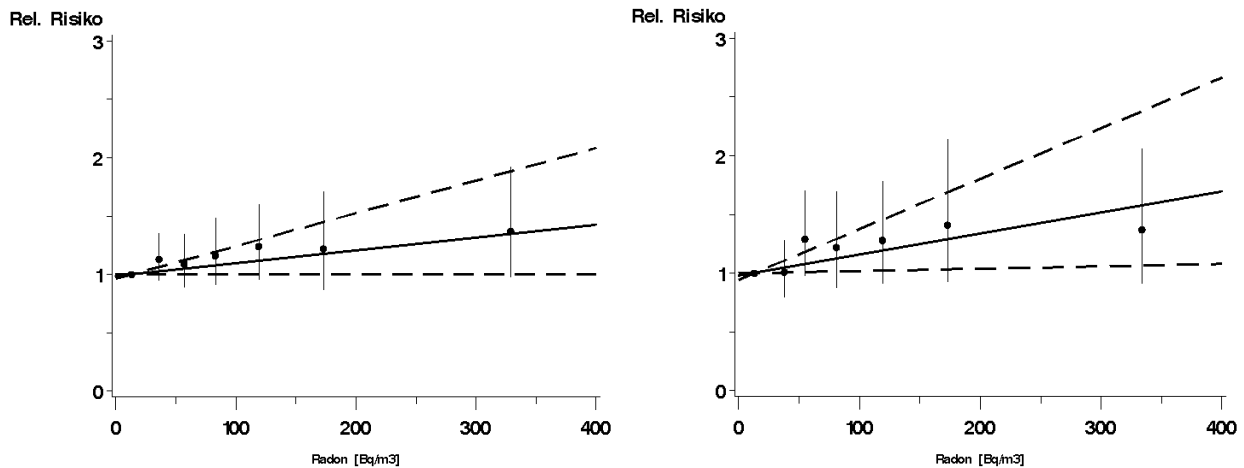


Abbildung 5: Relatives Lungenkrebsrisiko durch Radon in der gepoolten nordamerikanischen Auswertung. Links: ohne Berücksichtigung von Messunsicherheiten. Rechts: mit Berücksichtigung von Messunsicherheiten durch Einschränkung auf Probanden mit nur einem oder zwei bewohnten Häusern (Quelle: Krewski et al. 2005)

Auch in der nordamerikanischen Auswertung zeigt sich im Gesamtdatensatz der höchste Risikoschätzer für den Subtyp der kleinzelligen Bronchialkarzinome, jedoch mit deutlich überlappenden Konfidenzintervallen. Auch bestätigt sich dieses Ergebnis nicht bei Einschränkung auf die Probanden mit maximal zwei Häusern, für die mindestens 20 Jahre durch Radonmessungen abgedeckt sind. Für diesen eingeschränkten Datensatz liegt der Risikoschätzer für Adenokarzinome am höchsten.

Die nordamerikanischen Daten zeigen keine statistisch signifikanten Abweichungen von einer linearen Expositions-Wirkungs-Beziehung (Krewski et al. 2005). Schließt man die Iowa-Studie (Field et al. 2000) aus der Analyse aus, erniedrigt sich das geschätzte zusätzliche relative Risiko auf $ERR=0.04$; bei Ausschluss der Winnipeg-Studie (Létourneau et al. 1994) erhöht sich der Schätzer auf $ERR=0.15$.

1.3.4. Ökologische Korrelationsstudien

Ökologische Korrelationsstudien beruhen nicht auf individuellen Daten, sondern verwenden Informationen auf aggregierter Ebene, d.h. bezogen auf geographische Einheiten, z.B. Lungenkrebsmortalität auf Kreisebene im Vergleich zu mittleren Radonkonzentrationen auf Kreisebene. Derartige Studien sind relativ einfach durchzuführen im Vergleich zu aufwändigen Fall-Kontroll- oder Kohortenstudien, aber sie unterliegen zahlreichen methodischen Limitationen. Daher können sie nur zur Hypothesengenerierung dienen und erlauben keine kausale konfirmatorische Aussagen (Morgenstern 1995, WHO 1996, NRC 1999, Greenland 2001, Kreienbrock & Schach 2005).

Ein Problem der Korrelationsstudien liegt darin begründet, dass das Rauchverhalten als wichtigster Einflussfaktor auf das Lungenkrebsrisiko in aggregierten Analysen nicht adäquat berücksichtigt werden kann.

Die Möglichkeit zur Fehlinterpretation zeigt sich auch an entsprechend verfügbaren ökologischen Daten zur Lungenkrebsmortalität und der Belastung mit Radon in Innenräumen in der Bundesrepublik Deutschland (West). In Abbildung 6 ist jeweils aggregiert auf Regierungsbezirksebene die Lungenkrebssterblichkeit bei Frauen dargestellt. Wollte man aus (a) die Aussage ableiten, dass die Lungenkrebsmortalität nicht durch die Radonbelastung in Innenräumen verursacht sein kann, so

wäre dies ein "ökologischer Trugschluss". Die Erklärung liegt in (b): Das Rauchverhalten, das der entscheidende Risikofaktor für den Lungenkrebs ist, zeigt ein zum Radon gegenläufiges regionales Muster: erhöhte Radonkonzentrationen sind eher in ländlichen Gebieten anzutreffen, wo weniger geraucht wird als in den Städten mit ihren niedrigeren Radonkonzentrationen. Der Radoneffekt wird dann in der Analyse durch den starken Effekt des Rauchens überlagert.

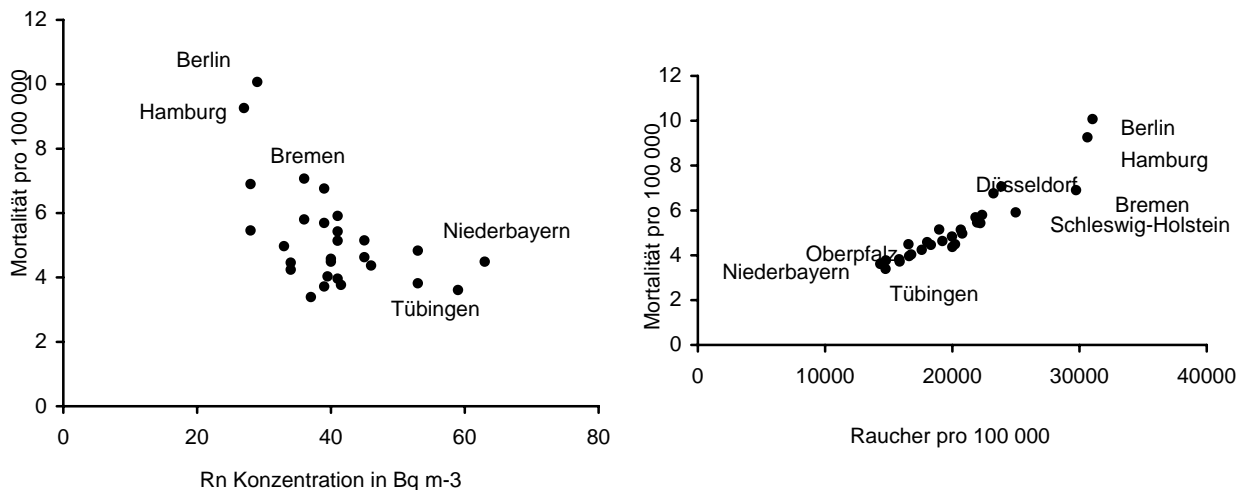


Abbildung 6: Lungenkrebssterblichkeit bei Frauen je 100 000 in Regierungsbezirken der Bundesrepublik Deutschland West (Quelle: Becker et al. 1984) im Vergleich zu (a) Radon in Wohnungen (Quelle: Schmier 1984) und (b) Raucheranteil bei Frauen in % (Quelle: Wichmann et al. 1991)

Auch eine ökologische Analyse, die für Rauchen auf aggregierter Ebene adjustiert, kann dieses Phänomen nicht beseitigen, da die Korrelation zwischen Radon und Rauchen *innerhalb* der untersuchten geographischen Einheiten in der Regel von Region zu Region schwankt; eine Berücksichtigung des Rauchverhaltens auf *individueller* Ebene ist somit unerlässlich (Lubin 2002). Ein weiteres Problem stellt die starke Schwankungsbreite der Radonkonzentrationen auch innerhalb kleiner geographischer Einheiten dar (Stidley & Samet 1993, NRC 1999). Der Rückschluss von der mittleren Radonkonzentration einer Region auf die individuelle Radonexposition ist daher mit großen Unsicherheiten und Verzerrungen behaftet. Dieses Phänomen wurde auch durch Lagarde & Pershagen (1999) an Hand von individuellen Daten, die im Nachhinein wiederum aggregiert wurden, eindrucksvoll bestätigt.

Eine Übersicht über ökologische Korrelationsstudien zum radonbedingten Lungenkrebsrisiko mit Diskussion der Fehlerquellen findet sich bei Stidley & Samet (1993). Diese Übersicht wurde im BEIR VI-Bericht (NRC 1999) ergänzt und umfasst dort insgesamt 19 Studien. Von diesen 19 Studien zeigen neun eine positive Assoziation zwischen Radon und Lungenkrebs, während in sechs Studien kein signifikanter Zusammenhang zwischen Radonexposition und Lungenkrebsrisiko zu erkennen ist. In vier Studien wurde eine negative Assoziation attestiert; diese muss aber aus den obigen Überlegungen eindeutig als eine Konsequenz des "ökologischen Trugschlusses" gewertet werden.

1.3.5. Abschließende Bewertung des Lungenkrebsrisikos durch Radon

Betrachtet man die mittlerweile vorliegenden Studienergebnisse diverser epidemiologischer Studien zum Lungenkrebsrisiko durch Radon insgesamt, so lässt sich ein eindeutiger Nachweis des radonbedingten Lungenkrebsrisikos wissenschaftlich nachhaltig begründen. Wesentlich stützt sich dieser nunmehr auf die internationalen Pooling-Aktivitäten (siehe Abschnitt 1.3.3). Insbesondere das europäische Pooling zeigt, dass eine lineare Expositions-Wirkungs-Beziehung angenommen werden kann. Pro 100 Bq/m³ korrigierter Radonexposition kann von einem Anstieg des relativen Risikos um relativ 16% ausgegangen werden. Argumente für ein Schwellenwertmodell wie auch für eine nicht-multiplikative Interaktion der gemeinsamen Wirkung von Radon und Rauchen liegen aus der Gesamtbetrachtung der Pooling-Studien nicht vor. Daher erscheint es wohl begründet, die Ergebnisse dieser Untersuchungen als beste derzeit verfügbare Risikoabschätzung für die Allgemeinbevölkerung anzunehmen.

1.4. Forschungsvorhaben "Populationsattributables Risiko durch Radon"

1.4.1. Ziele des Forschungsvorhabens

Mit den in Abschnitt 1.3 aufgeführten Arbeiten sind wesentliche Aspekte der Abschätzung des Lungenkrebsrisikos durch Radon in Innenräumen wissenschaftlich bearbeitet worden und eine Expositions-Wirkungs-Beziehung für die Wohnbevölkerung als wissenschaftlich belegt anzusehen.

Mit der Beschreibung der Risikofunktion ergibt sich daher die Frage, welche Konsequenzen die tatsächliche Exposition mit Radon für eine gesamte Bevölkerung hat. Die Schätzung attributabler Risiken kann Aussagen zum Anteil der durch Radon bedingten Lungenkrebsfälle bzw. zur Anzahl der auf Radon zurückführbaren Lungenkrebsfälle machen.

Das so genannte populationsattributable Risiko für eine Erkrankung, d.h. hier für das Bronchialkarzinom ist grundsätzlich definiert als Differenz der gesamten Erkrankungswahrscheinlichkeit zur Erkrankungswahrscheinlichkeit ohne Exposition bezogen auf die Gesamterkrankungswahrscheinlichkeit, d.h. durch

$$\text{PAR} = \frac{\text{Gesamtrisiko} - \text{Spontanrisiko}}{\text{Gesamtrisiko}} .$$

Das populationsattributable Risiko kann auch interpretiert werden als der Anteil der auf die Exposition zurückführbaren Erkrankungen an allen Erkrankungen in der betrachteten Bevölkerung bzw. als der Anteil aller Krankheitsfälle, der durch die Elimination der Exposition vermieden werden kann.

Das populationsattributable Risiko PAR erweist sich als sowohl vom relativen Risiko wie auch von der Wahrscheinlichkeit, exponiert zu sein, abhängig. Das PAR ist dann groß, wenn das relative Risiko und/oder die Expositionsprävalenz groß sind/ist. So kann der Anteil der auf die Exposition zurückführbaren Erkrankungen in der Population z.B. auch bei geringem relativen Risiko groß sein, wenn große Teile der Bevölkerung exponiert sind. Andererseits kann auch bei Risikofaktoren, die

eine starke Risikoerhöhung nach sich ziehen, ein kleines populationsattributables Risiko auftreten, wenn nur kleine Bevölkerungsanteile exponiert sind (vgl. z.B. Kreienbrock & Schach 2005).

Für die Betrachtung des populationsattributablen Radonrisikos ist vom ersten Fall auszugehen. Auch wenn das relative Risiko klein ist, so ist durch die im Prinzip vollständige Exposition der gesamten Bevölkerung von einem nicht vernachlässigbaren Anteil auszugehen. Dieser Anteil wird in Deutschland allerdings regional sehr unterschiedlich sein, denn sowohl die Exposition mit Radon wie auch die allgemeine Bevölkerungs- und die damit einhergehende Mortalitätsstruktur ist in Deutschland regional sehr verschieden.

Auf nationaler Ebene ist daher vor dem Hintergrund der nun entwickelten Risikomodelle sinnvoll, eine realistische regionale Abschätzung des populationsattributablen Risikos, also der Zahl der radonbedingten Lungenkrebsfälle, zu entwickeln.

Bisherige Abschätzungen gehen davon aus, dass ca. 7% der Lungenkrebsfälle in Westdeutschland auf Radon zurückzuführen sind, wobei die absoluten Zahlen unter Rauchern höher liegen als unter Nichtrauchern (Steindorf et al. 1995). Die Aktualisierung dieser Berechnung soll als Grundlage für die Entwicklung einer Strategie zum Risikomanagement dienen.

1.4.2. Struktur des Vorhabens

Für die Berechnung des populationsattributablen Risikos in Deutschland sind neben relativen Risikomodelle aus verschiedenen internationalen Studien, aus zusammenfassenden Bewertungen sowie unter Berücksichtigung des Rauchens die nachfolgenden Angaben in regional möglichst feiner Stratifizierung erforderlich

- Radonmessungen mit möglichst hoher Präzision
- Strukturen des Wohnraums
- Alters- und Mortalitätsstruktur der Bevölkerung
- Angaben zum Rauchverhalten der Bevölkerung.

Diese Angaben mussten im Rahmen des Untersuchungsvorhabens zunächst recherchiert und nach einem einheitlichen Datenschema zusammengestellt werden. Hierbei zeigte sich, dass vor allem auch die Zusammenstellung von Daten zur Radonsituation in Deutschland ein aufwändiger Prozess war, denn eine repräsentative "Radon-Datensatz Deutschland" existiert nicht, so dass Vorbereitungen hierzu im Rahmen des Vorhabens selbst zu treffen waren. Da diese Vorarbeiten eher als Grundlage der PAR-Berechnung zu werten sind, sind diese im Anhang A.1 zusammengestellt.

Das Kapitel 2. Material und Methoden stellt daher im Wesentlichen die Art und Weise der Modellrechnung vor, die zur Ermittlung eines populationsattributablen Risikos erforderlich sind. Hierbei werden sowohl die erforderlichen relativen Risikomodelle wie auch deren Integration in die Attributionsrechnung via der Methode der Sterbetafeln im Detail erläutert. In Kapitel 3. werden die Ergebnisse der Berechnungen zusammengestellt. Hierbei erfolgt sowohl eine Darstellung für Deutschland insgesamt wie auch für die einzelnen Bundesländer unter der Voraussetzung, dass eine ausreichende Informationsgrundlage für die Bundesländer zu Verfügung steht. In einem abschließenden Kapitel 4. werden die erhaltenen Ergebnisse vor dem Hintergrund bereits publizierter Ergebnisse für Deutschland aber auch in anderen Ländern diskutiert. Des Weiteren werden Überlegungen vor-

gestellt, die erläutern, welche Anzahl von Lungenkrebstoten in Deutschland vermeidbar wäre, wenn eine Sanierungsstrategie nach den bislang international wie national diskutierten Grenz-, Eingreif- oder Richtwerten umgesetzt wird. Der Bericht schließt mit einem Kapitel 5. Schlussfolgerung und Ausblick.

2. Material und Methoden

2.1. Radon in Wohnräumen in der Bundesrepublik Deutschland

2.1.1. Radonverteilung

Die Berechnung von attributiven Risiken basiert wesentlich auf der Kenntnis von Radonmessungen, genauer auf einer Verteilung der Radonexposition für die Bevölkerung. Da ein zentrales Monitoring-Programm für Radonmessungen in Deutschland nicht existiert, wurde für diese Untersuchung eine Radonverteilung verwendet, die auf Radonmessungen aus 18 durch das Bundesamt für Strahlenschutz zur Verfügung gestellten ausgewählten Forschungsstudien basiert. Nähere Angaben zur Bestimmung dieser Radonverteilung finden sich im Anhang A.2.

Sofern für einzelne Bundesländer stabile Verteilungsschätzungen vorliegen, werden im Folgenden entsprechende regionale Berechnungen durchgeführt. Die Schätzungen der Radonverteilungen in den Bundesländern Schleswig-Holstein, Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern und Sachsen-Anhalt beruhen allerdings zu einem relativ großen Teil auf ergänzten und damit geschätzten Werten, so dass hier keine bundeslandspezifischen Attributivrisiken angegeben werden können. Insgesamt weichen die Kennziffern der Radonverteilungen in diesen Bundesländern jedoch nicht von den Erwartungen, z.B. aufgrund von geologischen Kenntnissen, ab und fügen sich gut in das Gesamtbild in Deutschland ein.

2.1.2. Radonvergleichswerte, -verteilungen

Zur Beurteilung des Lungenkrebsrisikos durch Radon müssen Referenzwerte festgelegt werden, um den Anteil an Lungenkrebsfällen zu schätzen, der auf die häusliche Exposition mit Radon im Vergleich zum Referenzwert zurückzuführen ist. Ein Referenzwert von 0 Bq/m^3 würde zu einem attributiven Risiko führen, das den gesamten Anteil der Lungenkrebsfälle angibt, der auf Radon zurückzuführen ist und der durch eine vollständige Beseitigung zu vermeiden wäre. Als realistischer Vergleichswert empfiehlt sich die Verwendung der Außenluftkonzentration. Aus einem Messprogramm des Bundesamts für Strahlenschutz (W. Meyer, BfS, Standort Berlin, persönliche Mitteilung) kann für Deutschland durchschnittlich von einem Wert von 9 Bq/m^3 ausgegangen werden.

Um im Weiteren zudem das Ergebnis von Sanierungskampagnen abzuschätzen, werden auch künstliche Radonverteilungen als Referenzverteilungen betrachtet, die einen gesetzten Höchstwert nicht überschreiten. Als Höchstwerte werden

- $1\,000 \text{ Bq/m}^3$ (Grenzwert Schweiz)
 - 400 Bq/m^3 (Richtwert Europäische Union für bestehende Häuser)
 - 250 Bq/m^3 (Höchstwert des "Normalbereiches", SSK 1987)
 - 200 Bq/m^3 (Richtwert Europäische Union für Neubauten)
-

- 150 Bq/m³ (Richtwert US EPA)
- 100 Bq/m³ (Zielwert für Reduzierungsmaßnahmen gemäß Vorschlag des BMU)

gewählt.

Zur Beurteilung des Effekts von Sanierungen auf das Attributivrisiko werden drei Varianten des Sanierungserfolges für Wohnungen mit Radonmesswerten, die den jeweiligen Höchstwert überschreiten, untersucht:

- (1) Reduktion höherer Wohnungswerte auf den Außenluftwert
- (2) Reduktion höherer Wohnungswerte auf den jeweiligen Höchstwert
- (3) Reduktion höherer Wohnungswerte jeweils auf zufälligen Wert gemäß der Radonverteilung unterhalb des erlaubten Höchstwerts.

Im dritten Szenario werden aus den mittleren saisonkorrigierten Wohnungswerten die jeweiligen höheren Werte entfernt. Die Gewichte der verbleibenden Werte werden durch die Division mit der Summe der verbleibenden Gewichte wieder auf Eins normiert, so dass eine Radonverteilung entsteht, die keine Wahrscheinlichkeitsmasse oberhalb des vorgegebenen Höchstwerts besitzt. In den ersten beiden Szenarien wird der Anteil der Messungen, die über dem jeweiligen Höchstwert liegen, jeweils auf den Außenluft- bzw. den Maximalwert gesetzt, während die Gewichte der Werte unterhalb des Höchstwerts unverändert bleiben.

Ein attributables Risiko lässt sich nur dann berechnen, wenn in einer Radonverteilung tatsächlich eine Überschreitung des jeweiligen Wertes vorliegt und eine Verteilung nach Sanierung wie beschrieben konstruiert werden kann, sonst ist es auf Null zu setzen.

Zur Verkürzung der Rechenzeit werden die Gewichte gleicher, auf ganze Zahlen gerundeter Wohnungsmittel addiert, so dass sich die Verteilung nicht auf jeden einzelnen Wohnungswert stützt, sondern auf einer geringeren Anzahl von ganzzahligen Radonwerten mit einem entsprechenden Anteil beruht.

2.2. Mortalitäts- und Bevölkerungsdaten

Da für Deutschland insgesamt kein vollständiges Krebsregister existiert, welches die Betrachtung von Neuerkrankungen in der gesamten Bevölkerung ermöglicht, wird die Frage nach einem populationsattributablen Risiko auf die Mortalität bezogen. In die Berechnung des Attributivrisikos gehen daher altersspezifische Sterbeziffern ein, die sich als Quotient aus den Todeszahlen insgesamt bzw. durch Lungenkrebs und der mittleren Bevölkerung in einer bestimmten Altersschicht in einem Jahr berechnen lassen. Die Altersgruppen bestehen aus je fünf Jahren, die Kategorie der Ältesten umfasst diejenigen ab 85 Jahren.

Alle Angaben liegen kumuliert für die Jahre 1996–2000, getrennt nach Geschlecht und auf Kreisebene vor^{*)}. Zur Berechnung der Mortalitätsraten auf Bundeslandebene sowie für Deutschland werden die Angaben entsprechend zusammengefasst.

Zur Abschätzung der absoluten Anzahl der Radon-induzierten Todesfälle durch Lungenkrebs werden ebenfalls die kumulierten Angaben aus den Jahren 1996–2000 verwendet und ein Jahresmittel berechnet, so dass sich die absolute Anzahl der auf Radon zurückzuführenden Todesfälle durch Lungenkrebs auf ein Jahr bezieht.

In Tabelle 17 und Tabelle 18 im Anhang sind die mittleren absoluten Anzahlen der männlichen und weiblichen Bevölkerung und der Verstorbenen, aufgrund von Lungenkrebs und insgesamt, pro Jahr, getrennt nach Altersgruppen aufgeführt. Die altersspezifischen Sterbeziffern für Deutschland insgesamt und die Bundesländer finden sich im Anhang in Tabelle 19 bis Tabelle 31.

2.3. Rauchverhalten und Raucherisiken

Zur Berücksichtigung des Rauchens, auf das der größte Anteil der Lungenkrebstoten zurückzuführen ist, werden Angaben zum Rauchverhalten und relative Risiken für Lungenkrebs bei Rauchern in die Berechnungen einbezogen.

Für Deutschland stehen hierzu Angaben aus dem so genannten Gesundheitssurvey zum Rauchverhalten getrennt nach Geschlecht in mehreren Alterskategorien zur Verfügung (Quelle: Gepoolter Datensatz: Nationaler Untersuchungssurvey 1990–91 und Gesundheitssurvey Ost 1991–92, N=7 465)**). Es werden die ältesten gesamtdeutschen Angaben zum Rauchverhalten verwendet, um die Latenzzeit der Lungenkrebsentstehung durch Rauchen zu berücksichtigen (siehe Tabelle 34).

Die Bevölkerung wird in aktuelle Raucher, Ex-Raucher und Nieraucher in drei Altersgruppen gegliedert, wobei die hier angegebene untere Alterskategorie bei 25–39 Jahren liegt. Aus anderen Quellen, wie z.B. der Mikrozensusbefragung (Zusatzprogramm zur Gesundheit) zu den Rauchgewohnheiten des Statistischen Bundesamtes aus dem Jahr 1992, geht hervor, dass die Gruppe der 15–24jährigen nicht ausschließlich aus Nierauchern besteht. Es wird daher nach einer angenommenen Latenzzeit von 20 Jahren und einem Beginn des Rauchens mit 15 Jahren in den Berechnungen festgelegt, dass frühestens ab einem Alter von 35 Jahren ein durch Rauchen induzierter Lungenkrebs auftreten kann.

Relative Risiken für Lungenkrebs durch Rauchen werden der deutschen Radon-Studie (Schaffrath et al. 2006) entnommen, die für jemals rauchende Frauen ein Odds Ratio von 3.5 und für jemals rauchende Männer ein Odds Ratio von 16.6 jeweils im Vergleich zu Nierauchern angibt.

Des Weiteren wird ein multiplikativer Zusammenhang bezüglich des Lungenkrebsrisikos zwischen Rauchen und Radonexposition angenommen (siehe Abschnitt 1.3.3 bzw. Wichmann et al. 2005; Darby et al. 2005; Krewski et al. 2005). Eine andere Art des Zusammenhangs zwischen Rauchen und Radon ist nicht auszuschließen, zeigt sich jedoch in den erwähnten Studien nicht.

^{*)} für die Überlassung der Daten bedanken wir uns herzlich bei Herrn Dr. N. Becker, Deutsches Krebsforschungszentrum, Heidelberg

^{**)} für die Überlassung der Daten bedanken wir uns herzlich bei Herrn T. Lampert, Robert-Koch-Institut, Berlin

Bei der Modellierung des multiplikativen Zusammenhangs geht man davon aus, dass sich die beobachtete altersspezifischen Lungenkrebs-Sterberate $h_{1,k}$ in der Altersklasse k für Raucher und Nichtraucher zusammen wie folgt zusammensetzt:

$$h_{1,k} = \pi_k h_{1,k,s} + (1 - \pi_k) h_{1,k,ns} = \pi_k RR_s h_{1,k,ns} + (1 - \pi_k) h_{1,k,ns}$$

Dabei bezeichnen $h_{1,k,s}$ und $h_{1,k,ns}$ die Lungenkrebs-Sterberaten für Raucher und Nichtraucher, π_k den Anteil der Raucher in der entsprechenden Alterskategorie und RR_s das Lungenkrebs-Risiko für Raucher im Vergleich zu Nichtrauchern. Die altersspezifischen Sterbeziffern getrennt nach Raucherstatus ergeben sich durch Auflösen der obigen Gleichung nach $h_{1,k,ns}$ für Nichtraucher und durch $h_{1,k,s} = RR_s h_{1,k,ns}$ für Raucher für alle Altersklassen ab 35 Jahren. Für jüngere Jahrgänge unterscheiden sich die Sterberaten von Rauchern und Nichtrauchern aufgrund der angenommenen Latenzzeit nicht von der beobachteten gemeinsamen Sterberate $h_{1,k}$.

Um absolute Zahlen für Radon-induzierte Lungenkrebsfälle bei Rauchern und Nichtrauchern zu schätzen, wird ebenfalls der oben beschriebene Zusammenhang ausgenutzt, wobei die Mortalitätsraten dargestellt werden als Quotient aus Lungenkrebstoten N_{LK} und der mittleren Bevölkerung N für die Gesamtsterberate aufgrund von Lungenkrebs, h_1 , bzw. den entsprechenden Anzahlen für Nichtraucher N_{ns} und $N_{LK, ns}$. Die mittlere nicht rauchende Bevölkerung ergibt sich als Produkt des Anteils der Nichtraucher $(1 - \pi)$ und der Gesamtbevölkerung N . Die Anzahl der Lungenkrebsfälle bei Rauchern $N_{LK,s}$ ergibt sich aus der Differenz der Anzahl Lungenkrebsfälle insgesamt und der geschätzten Anzahl Lungenkrebsfälle bei Nichtrauchern:

$$\begin{aligned} \frac{N_{LK}}{N} &= (\pi RR_s + 1 - \pi) \frac{N_{LK,ns}}{(1 - \pi) N} \\ \Rightarrow N_{LK,ns} &= N_{LK} \left(1 + \frac{\pi}{1 - \pi} RR_s \right)^{-1}, \quad N_{LK,s} = N_{LK} - N_{LK,ns} \end{aligned}$$

Dies führt zu einer Aufteilung der männlichen Lungenkrebsfälle von 97.86% auf Raucher und 2.14% auf die Nichtraucher, während auf die rauchenden Frauen 73.57% der weiblichen Lungenkrebstodesfälle entfallen (s. Tabelle 32).

2.4. Expositionsrechnung

Die beschriebene Radonverteilung (siehe Anhang A.2. Erstellung der Radonverteilung für Deutschland) erfasst, trotz der Erhebung der Daten über einen Zeitraum von mehreren Jahren, eine Form des aktuellen Ist-Zustands der Radon-Belastung für die deutsche Bevölkerung an Stelle einer Exposition über viele Jahre. Um eine Radon-Exposition über die vergangenen Jahre zu berechnen, empfiehlt sich daher gemäß dem Vorgehen in den Indoor-Radon-Studien (Darby et al. 2005; Wichmann et al. 2005) eine Korrektur der Exposition, die die Schwankungen der Messungen und Verhaltensweisen der Bevölkerung berücksichtigt.

2.4.1. Korrektur der Exposition für Messunsicherheiten

Die Korrektur der Exposition für Messunsicherheiten erfolgt nach Lagarde et al. (1997) bzw. Darby et al. (2005). Dabei geht man davon aus, dass der wahre Radon-Wert Z in einem Haus lognormalverteilt ist mit den Parametern μ und σ^2 , und sich der beobachtete Radonwert X als Produkt aus Z

und einer Messunsicherheit ε ergibt. Diese Unsicherheit wird ebenfalls als lognormalverteilt mit Parametern 0 und s^2 angenommen. Die beobachteten Werte stammen somit aus einer Lognormalverteilung mit Parametern μ und $(s^2 + \sigma^2)$.

Für den Erwartungswert des wahren Messwerts bedingt auf den beobachteten Wert $X = x$ gilt:

$$E(Z | X = x) = x^c \cdot (\exp(\mu + \sigma^2 / 2))^{1-c}, \quad c = \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + s^2}.$$

Die beobachtete Varianz $\hat{\sigma}_{\log(Rn)}^2$ und der Mittelwert $\hat{\mu}_{\log(Rn)}$ der Radonverteilung auf der Log-Skala dienen als Schätzungen der Summe $(s^2 + \sigma^2)$ und von μ . Eine Schätzung für die Unsicherheitenvarianz ist der Median der Messunsicherheitsgrößen aus europäischen Radon-Studien ($\hat{s} = 0.37$). Durch Bildung des Erwartungswerts bedingt jeweils auf einen beobachteten Hausmittelwert erhält man die korrigierten Radonwerte X_{corr} , die in die Risikomodelle mit Berücksichtigung der Messunsicherheit eingesetzt werden

$$x_{\text{corr}} = x^\gamma \cdot (\exp(\hat{\mu}_{\log(Rn)}))^{1-\gamma} \cdot \exp(0.5 \cdot s^2 \cdot \gamma), \quad \gamma = 1 - \frac{s^2}{\hat{\sigma}_{\log(Rn)}^2}.$$

Das zum beobachteten Wert X gehörige Gewicht aus der Bevölkerungskorrektur überträgt sich auf den korrigierten Erwartungswert.

Wie in Abbildung 7 für die Radonverteilung Deutschlands zu sehen, führt die Korrektur der Messunsicherheit zu einer Verschiebung der Radon-Werte zur Mitte, d.h. sowohl sehr kleine als auch sehr große Messwerte werden zur Mitte verschoben.

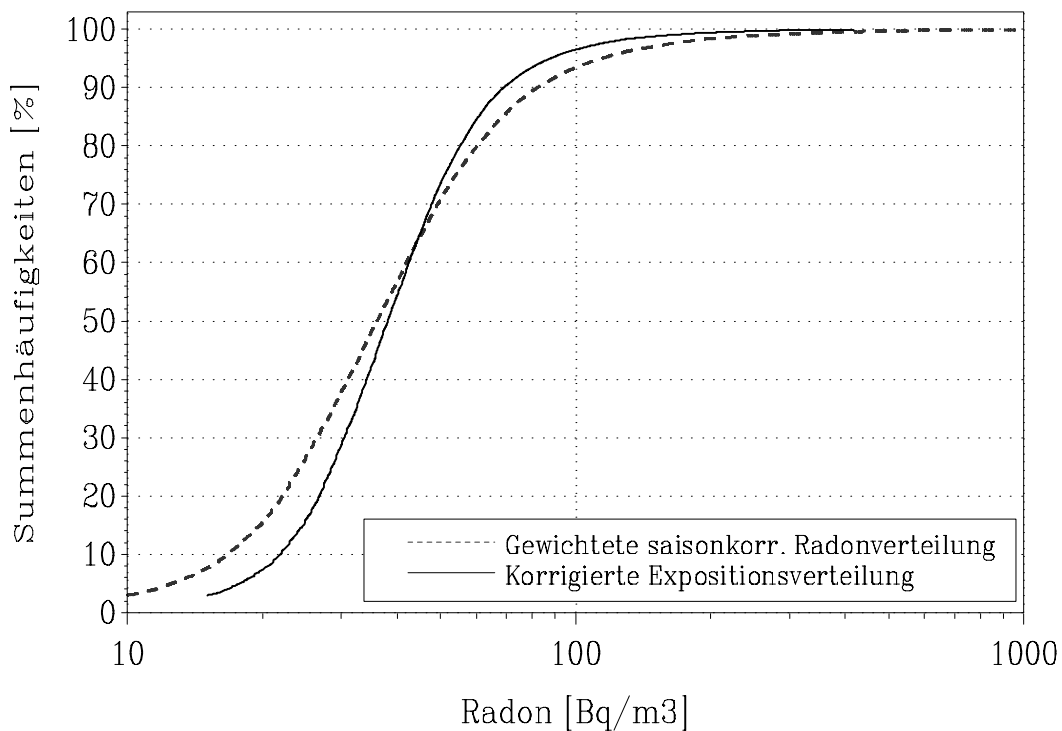


Abbildung 7: Saisonkorrigierte und bevölkerungsgewichtete Radonverteilung vor und nach Korrektur für Messunsicherheiten (korrigierte Expositionsverteilung), Deutschland

Die Veränderungen der arithmetischen und geometrischen Mittelwerte finden sich in Tabelle 5 für Deutschland und in Tabelle 54 im Anhang für die einzelnen Bundesländer. Die Korrektur der Exposition führt allgemein zu einer Erhöhung des geometrischen Mittels und einer Senkung des arithmetischen Mittels und der geometrischen Standardabweichung. Die Näherung der beiden Mittelwerte weist darauf hin, dass die korrigierte Expositionsverteilung weniger schief ist als die ursprüngliche Radonverteilung.

Tabelle 5: Kennwerte der saisonbereinigten, bevölkerungsgewichteten Radonverteilung vor und nach Korrektur für Messunsicherheiten in Bq/m³

Verteilung	N	AM	GM	Median	P95	MAX	Geom. Std.
Radonverteilung	32336	49	37	36	115	5085	2.02
korrigierte Expositionsverteilung	32336	44	39	38	88	1366	1.66

Um die in Abschnitt 2.1 beschriebenen Radonverteilungen nach erfolgreicher Sanierung zu verwenden, müssen der Minimalwert und die verschiedenen Maximalwerte ebenfalls entsprechend korrigiert werden.

Da in bisherigen Attributivrisiko-Berechnungen, die sich auf Bergarbeiter-Modelle beziehen, keine Korrektur vorgenommen wurde und auch Indoor-Modelle existieren, die ohne Korrektur für Messunsicherheiten erstellt wurden, werden auch im Folgenden sowohl Ergebnisse mit und ohne Korrektur präsentiert.

2.5. Risikomodelle

2.5.1. Bergarbeiter-Modelle

Erste Berechnungen von Attributivrisiken für die Wohnbevölkerung basieren auf den Ergebnissen gepoolter internationaler Bergarbeiter-Studien (SSK 1987; Lubin et al. 1997; Steindorf et al. 1995). Auch jüngere Berechnungen für die U.S.A. (US-EPA 2003) oder Kanada (Brand et al. 2005a, b) gehen wegen der erst kürzlich abgeschlossenen epidemiologischen Studien in Innenräumen noch von Risikomodelle aus Bergarbeiter-Studien aus. Daher werden im Rahmen der folgenden Berechnungen zur Schätzung des Lungenkrebsanteils durch Radon zum Vergleich auch Kalkulationen auf Grundlage der Modelle nach Lubin et al. (1997) durchgeführt. Diese Risikomodelle, die im BEIR VI Report (NRC 1999) behandelt werden und dort zur Berechnung von Attributivrisiken in den U.S.A. herangezogen werden, berücksichtigen neben der kumulierten in Abhängigkeit von der Zeit seit Exposition (TSE) gewichteten Radonexposition das Alter der Person in Jahren sowie entweder die Dauer der Exposition in Jahren oder die Konzentration in Working Levels als Einflussfaktoren.

In den Bergarbeiter-Modellen geht die Exposition in Form von Working Level Months w_t ein, die gemäß der Zeit seit Exposition mit einem Parameter θ_i gewichtet werden. Je länger eine Radonbelastung zurückliegt, umso weniger wirkt sie sich auf das Lungenkrebsrisiko aus.

Das relative Risiko des so genannten TSE-Age-Duration-Modells ergibt sich als:

$$rr = 1 + \beta_t \cdot (w_{5-14} + \theta_2 w_{15-24} + \theta_3 w_{25+}) \cdot \phi_{\text{age}} \cdot \gamma_{\text{dur}}$$

mit

$$\beta_t = 0.0055, \theta_2 = 0.72, \theta_3 = 0.44$$

$$\phi_{\text{age}} = \begin{cases} 1.00 & \text{Alter} < 55 \text{ Jahre} \\ 0.52 & \text{für } 55 \leq \text{Alter} < 65 \text{ Jahre} \\ 0.28 & \text{für } 65 \leq \text{Alter} < 75 \text{ Jahre} \\ 0.13 & 75 \text{ Jahre} \leq \text{Alter} \end{cases}$$

$$\gamma_{\text{dur}} = \begin{cases} 1.00 & \text{Dauer} < 5 \text{ Jahre} \\ 2.78 & 5 \leq \text{Dauer} < 15 \text{ Jahre} \\ 4.42 & \text{für } 15 \leq \text{Dauer} < 25 \text{ Jahre} \\ 6.62 & 25 \leq \text{Dauer} < 35 \text{ Jahre} \\ 10.2 & 35 \text{ Jahre} \leq \text{Dauer} \end{cases}$$

Das TSE-Age-Concentration-Modell ergibt sich durch Verwendung der Konzentration der Belastung anstelle der Dauer, hat aber grundsätzlich eine analoge Struktur.

$$rr = 1 + \beta_t \cdot (w_{5-14} + \theta_2 w_{15-24} + \theta_3 w_{25+}) \cdot \phi_{\text{age}} \cdot \gamma_{\text{conc}}$$

mit

$$\beta_t = 0.0768, \theta_2 = 0.78, \theta_3 = 0.51$$

$$\phi_{\text{age}} = \begin{cases} 1.00 & \text{Alter} < 55 \text{ Jahre} \\ 0.57 & \text{für } 55 \leq \text{Alter} < 65 \text{ Jahre} \\ 0.29 & \text{für } 65 \leq \text{Alter} < 75 \text{ Jahre} \\ 0.09 & 75 \text{ Jahre} \leq \text{Alter} \end{cases}$$

$$\gamma_{\text{conc}} = \begin{cases} 1.00 & \text{Konzentration} < 0.5 \text{ WL} \\ 0.49 & 0.5 \leq \text{Konzentration} < 1.0 \text{ WL} \\ 0.37 & \text{für } 1.0 \leq \text{Konzentration} < 3.0 \text{ WL} \\ 0.32 & \text{für } 3.0 \leq \text{Konzentration} < 5.0 \text{ WL} \\ 0.17 & 5.0 \leq \text{Konzentration} < 15 \text{ WL} \\ 0.11 & 15 \text{ WL} \leq \text{Konzentration} \end{cases}$$

Aus dem TSE-Age-Duration-Modell lässt sich aus dem Anstieg des Werts von γ_{dur} bei steigender Dauer entnehmen, dass eine längere Expositionszeit bei der selben gewichteten Exposition zu einem höheren Risiko führt, was für die Übertragung auf die normale Bevölkerung von Bedeutung ist, die zwar eine relativ geringe Radonexposition erfährt, diese allerdings über die gesamte Lebenszeit.

Bei der Umsetzung des Modells auf die häusliche Radonbelastung geht das Alter mehrfach ein, da es als Altersangabe selbst sowie zur Bestimmung der Zeit seit Exposition, die maßgebend für die Gewichtung der Radonbelastung ist, und der Expositionsdauer, die dem um fünf Jahre verminderten Alter entspricht, verwendet wird. Die Reduktion des Alters um fünf Jahre ergibt sich aus der Annahme, dass die vergangenen fünf Jahre von heute aus gesehen nicht für das Entstehen eines Lungenkrebses verantwortlich sind. Ein analoges Vorgehen findet sich auch im Bericht der US-EPA (2003).

Die Einheit der gemessenen Radonwerte in den Wohnräumen lautet Bq/m^3 . Zur Ermittlung einer Exposition in Working Level Month, wie sie in den Bergarbeiter-Modellen von Lubin et al. (1997) gefordert ist, werden die Parameter wie bei Steindorf et al. (1995) festgelegt:

- Anteil der Zeit des Aufenthalts in Wohnung $a = 0.65$
- Gleichgewichtsfaktor $f = 0.45$.

Der K-Faktor wird zum einen analog zu den Berechnungen von Steindorf et al. (1995):

- Definition des K-Faktors, gemäß Alter: Kinder unter 10 Jahre: $\text{KF} = 0.8$, ab 10 Jahre: $\text{KF} = 0.7$,

zum anderen wie in jüngeren Publikationen gewählt:

- Definition des K-Faktors, unabhängig vom Alter: $\text{KF} = 1$.

Die Exposition, die ein Produkt aus einem Zeitraum und einer Konzentration ist, wird mit Hilfe der jeweiligen Radonmessung und des Alters der exponierten Person ermittelt. Dabei wird gemäß des gewählten Modells bezüglich der Zeit seit Exposition, die sich ebenfalls durch das Alter ergibt, gewichtet. Für die jeweils 0–5, 5–15, 15–25 und über 25 Jahre zurückliegenden Expositionszeiträume gelten je nach Modell unterschiedliche Gewichtungen ($\theta_0 = 0$, $\theta_1 = 1$, θ_2 , θ_3).

Dabei müssen jedoch bei Verwendung des altersabhängigen K-Faktors die ersten 10 Lebensjahre mit einem K-Faktor von 0.8, alle weiteren mit einem K-Faktor von 0.7 gewichtet werden.

Jahre, die zwischen 5 und 15 Jahren zurückliegen, erhalten das Gewicht θ_1 , Jahre, die zwischen 15 und 25 Jahren zurückliegen, das Gewicht θ_2 und Jahre, die über 25 Jahre zurückliegen, werden mit θ_3 gewichtet. So geht etwa bei einem 55jährigen die Radonbelastung der letzten 5 Jahre nicht ein, da aus diesen Jahren wegen des Latenzzeitraums kein Effekt zu erwarten ist. Seine ersten 10 Lebensjahre liegen in diesem letzten Bereich. Für einen 55jährigen ergibt sich somit bei lebenslanger, konstanter Belastung mit $X \text{ Bq/m}^3$ die gewichtete Exposition unter Berücksichtigung des K-Faktors zu:

$$1/72 \cdot f \cdot a \cdot X \cdot ((0 \cdot 5 + \theta_1 \cdot 10 + \theta_2 \cdot 10 + \theta_3 \cdot 20) \cdot 0.7 + \theta_3 \cdot 10 \cdot 0.8)$$

Beträgt der K-Faktor den konstanten Wert 1, verkürzt sich die Expositionsrechnung auf:

$$1/72 \cdot f \cdot a \cdot X \cdot (0 \cdot 5 + \theta_1 \cdot 10 + \theta_2 \cdot 10 + \theta_3 \cdot 30).$$

Da es sich bei den Altersangaben um 5-Jahres-Intervalle handelt, muss für diese Zeitspanne eine Expositionsdauer festgesetzt werden. Im Folgenden wird die Intervallmitte verwendet, d.h. z.B. Personen zwischen 40 und 45 Jahren werden wie 42.5jährige behandelt.

Für das Modell mit Konzentration muss eine Umrechnung der Belastung von Bq/m^3 in WL vorgenommen werden ($1\text{WL} \hat{=} 1 \text{ Bq/m}^3 \cdot f / 3700$). Aufgrund der im Vergleich zu den Belastungen der Bergarbeiter geringen Radon-Konzentration in Wohnräumen wird nur selten eine andere als die erste Konzentrationskategorie ($< 0.5 \text{ WL}$) erreicht und somit meist der Parameter γ_{conc} gleich Eins gewählt.

2.5.2. Indoor-Modelle

Als Hauptmodell zur Schätzung des populationsattributablen Risikos werden die Ergebnisse der europäischen Pooling-Studie zu Radon in Wohnräumen von Darby et al. (2005) verwendet.

Durch eine geschichtete Analyse lässt sich das Risikomodell unabhängig von Einflussgrößen wie Alter, Geschlecht, Raucherstatus oder Asbestexposition am Arbeitsplatz darstellen als:

$$rr(x) = 1 + \beta x, \quad \beta = 0.00084.$$

Dabei steht x für die zeitgewichtete mittlere Exposition in den zurückliegenden 5–35 Jahren, die sich aus der Radonkonzentration und der Wohndauer in den entsprechenden Wohnungen ergibt.

Mit Hilfe der geschätzten Variabilität der Messungen in einer Wohnung wurden die gemessenen Radonwerte in der Studienpopulation korrigiert und analog ein Risikomodell erstellt, das zu einer deutlichen Erhöhung des Relativen Risikos führte:

$$rr(x_{\text{corr}}) = 1 + \beta x_{\text{corr}}, \quad \beta = 0.0016.$$

Eine 30jährige mittlere Radonexposition von 100 Bq/m^3 führt somit zu einer Erhöhung des relativen Risikos um 16%.

Bei Personen, die jünger als 35 Jahre sind und daher keine 30jährige Exposition aufweisen, wird die zeitgewichtete Exposition in den nachfolgenden Berechnungen für beide Modelle anteilig bestimmt, indem die mehr als 5 Jahre zurückliegenden Jahre auf 30 Jahre bezogen werden und mit der entsprechenden Radon-Konzentration multipliziert werden: $x \cdot (\text{Alter} - 5) / 30$.

2.6. Modelle zur Berechnung des attributablen Risikos

Die methodische Grundlage zur Berechnung eines populationsattributablen Risikos liefern die Sterbetafelmethoden nach Chiang (1968) (siehe auch Steindorf et al. 1995).

Das attributable Risiko durch Lungenkrebs ergibt sich aus dem Vergleich des Lungenkrebsrisikos I in einer exponierten Population mit dem in einer Population nach Elimination der Exposition (I_0), bezogen auf das Lungenkrebsrisiko in der exponierten Population.

$$AR = \frac{I - I_0}{I} = \frac{\int R(X)f(X)dX - R(0)}{\int R(X)f(X)dX} = \frac{\int (RR(X) - 1)f(X)dX}{\int RR(X)f(X)dX}.$$

Das Gesamtlungenkrebsrisiko I einer Population, die einer mit Dichte $f(X)$ verteilten stetigen Exposition X ausgesetzt ist, berechnet sich als Erwartungswert bzgl. X über das Lebenszeitrisiko $R(X)$ bei einer lebenslänglichen Exposition in Höhe von X .

Das Relative Lebenszeitrisiko $RR(X) = R(X) / R(0)$ ergibt sich als Quotient der Lebenszeitrisiken bei Exposition X und ohne Exposition. Da eine Radon-Konzentration von 0 Bq/m^3 unrealistisch ist, wird als Grundexposition ein Außenluftwert angesetzt, so dass in obiger Formel das Grundrisiko $R(0)$ durch $R(X_0)$ ersetzt wird.

Die Veränderung des Lungenkrebsrisikos I bei einer Veränderung der Verteilung der Exposition, z.B. durch Beschränkung auf einen maximalen Radonwert, so dass die neue Verteilung durch die Dichte $g(X)$ definiert ist, ergibt sich zu

$$AR(f, g) = \frac{I - I_g}{I} = \frac{\int R(X)f(X)dX - \int R(X)g(X)dX}{\int R(X)f(X)dX}.$$

Die Integrale werden bei Steindorf et al. (1995) durch die Summe über die Risiken für Perzentilmittel einer theoretischen Lognormalverteilung mit $f(X) = 1\%$ ersetzt. Es ist jedoch auch eine direkte Verwendung einer empirischen Verteilung möglich:

$$AR(f, g) = \frac{I - I_g}{I} = \frac{\sum_{i=1}^W R(X_i) \cdot \omega_i - \sum_{i=1}^{W^*} R(X_i^*) \cdot \omega_i^*}{\sum_{i=1}^W R(X_i) \cdot \omega_i},$$

$$AR = \frac{I - I_0}{I} = \frac{\sum_{i=1}^W R(X_i) \cdot \omega_i - R(X_0)}{\sum_{i=1}^W R(X_i) \cdot \omega_i},$$

wobei ω_i und ω_i^* die Gewichte der Radon-Messwerte X_i bzw. X_i^* aus einer empirischen Radonverteilung und W bzw. W^* die Anzahlen der eingehenden Messwerte sind. $R(X_0)$ gibt das Lebenszeitrisiko unter einer konstanten Vergleichsexposition X_0 an, zum Beispiel dem Außenluftwert.

2.6.1. Berechnung des Lebenszeitrisikos

Die Auswertung erfolgt für Männer und Frauen getrennt, so dass in den folgenden Formeln zusätzlich ein Index für Geschlecht ergänzt werden kann. Ebenso kann mit den Lungenkrebs-Sterberaten von männlichen oder weiblichen Rauchern und Nichtrauchern gerechnet werden (siehe Kapitel 2.3).

Ausgangspunkt sind die altersspezifischen Todesraten gesamt h_k und aufgrund von Lungenkrebs $h_{1,k}$, $k = 1, \dots, K$, in der Bevölkerung, wobei K die Anzahl der Altersgruppen angibt. Eine Altersgruppe, die durch das Altersintervall $[a_k, a_{k+1})$, mit $a_{K+1} = \infty$, definiert ist, umfasst bis auf die letzte Altersgruppe im Folgenden immer fünf Lebensjahre.

Die altersspezifische Sterberate aufgrund anderer Todesursachen als Lungenkrebs, die als nicht durch die Radon-Exposition beeinflusst vorausgesetzt wird, ergibt sich durch

$$h_{2,k} = h_k - h_{1,k}, \quad k = 1, \dots, K.$$

Das Lebenszeitrisiko $R(X)$ bei einer Radonbelastung von $X \text{ Bq/m}^3$ wird nach Steindorf & Becher (1994) bestimmt.

Mit einem Relativen Risiko Modell $rr(X)$ wie in Kapitel 2.5 werden die altersspezifische Lungenkrebsrate sowie die Gesamtsterberate der exponierten Bevölkerung wie folgt geschätzt:

$$h_{1,k}^* = h_{1,k} \cdot rr(X)$$

$$h_k^* = h_{1,k}^* + h_{2,k}$$

Aufgrund des im Vergleich zum Rauchen geringen erwarteten Attributivrisikos wird als Baseline Todesrate die der Gesamtbevölkerung verwendet (NRC 1999).

Das Lebenszeitrisko $R(X)$ wird über bedingte Wahrscheinlichkeiten innerhalb eines Altersintervalls an Lungenkrebs (Ereignis D) zu sterben berechnet, vorausgesetzt die untere Altersintervallgrenze wurde erreicht (Überlebenszeit $T \geq a_k$):

$$R(X) = \sum_{k=1}^K P(D \text{ im Intervall } [a_k, a_{k+1}) | T \geq a_k) \prod_{j=1}^{k-1} (1 - P(a_j \leq T < a_{j+1} | T \geq a_j))$$

$$= \sum_{k=1}^K P(D \text{ im Intervall } [a_k, a_{k+1}) | a_k \leq T < a_{k+1}) \cdot P(a_k \leq T < a_{k+1} | T \geq a_k) \cdot \prod_{j=1}^{k-1} (1 - P(a_j \leq T < a_{j+1} | T \geq a_j)).$$

Die geschätzte Wahrscheinlichkeit im Altersintervall $[a_k, a_{k+1})$ an Lungenkrebs zu sterben, vorausgesetzt, der Tod tritt in diesem Intervall ein, ergibt sich als Quotient der entsprechenden Sterberaten $h_{1,k}^* / h_k^*$.

Im Weiteren muss $q_k = P(a_k \leq T < a_{k+1} | T \geq a_k)$, die Wahrscheinlichkeit im Intervall $[a_k, a_{k+1})$ zu sterben, sofern das Alter a_k erreicht wurde, bestimmt werden. Dabei wird $q_K = 1$ definiert, da das Ereignis, im Intervall der Ältesten $[a_K, \infty)$ nach Erreichen der Altersgrenze a_K zu sterben, ein sicheres Ereignis ist und somit die Wahrscheinlichkeit 1 besitzt. Es ist zu beachten, dass es sich bei den Sterberaten h_k nicht um Wahrscheinlichkeiten handelt, so dass für 5-Jahres Intervalle und mit den noch zu schätzenden mittleren anteiligen Überlebenszeiten f_k^* im entsprechenden Altersintervall folgt:

$$\hat{q}_k = P(a_k \leq T < a_{k+1} | T \geq a_k) = \frac{5 \cdot h_k^*}{1 + 5 \cdot (1 - f_k^*) \cdot h_k^*}.$$

Eine Möglichkeit die mittlere anteilige Überlebenszeit f_k^* zu schätzen ist die gemäß dem Vorgehen im BEIR IV Report (NRC 1999):

$$f_k^* = 1 + \frac{1}{5 \cdot h_k^*} - \frac{1}{1 - \exp(-5 \cdot h_k^*)}.$$

Diese Funktion in den Gesamtsterberaten fällt von der oberen Grenze 0.5 für $h_k^* \rightarrow 0$ monoton bis zu einem Wert nahe 0.2 bei $h_k^*=1$. Es wird somit angenommen, dass alle Personen, die im Verlauf eines 5-Jahres Intervall sterben, im Durchschnitt in der ersten Hälfte der 5 Jahre sterben.

Das geschätzte Lebenszeitrisko an Lungenkrebs zu sterben bei einer Exposition von X lässt sich somit berechnen als:

$$\hat{R}(X) = \sum_{k=1}^K \frac{h_{1,k}^*}{h_k^*} \cdot \hat{q}_k \cdot \prod_{j=1}^{k-1} (1 - \hat{q}_j).$$

In Tabelle 33 sind die Lebenszeitriskos für ausgewählte Radonexpositionen (9, 100, 200, 250, 400, 1 000 Bq/m³) gemäß des Europäischen Pooling-Modells und das Basislebenszeitrisiko bei 0 Bq/m³ für Deutschland, getrennt nach Rauchstatus und Geschlecht, dargestellt. So beträgt z.B. bei einer lebenslangen Exposition von 400 Bq/m³ die Wahrscheinlichkeit, im Verlaufe des gesamten Lebens an Lungenkrebs zu versterben bei Männern 10.14%. Für die Exposition mit 0 Bq/m³ hängt diese Wahrscheinlichkeit ausschließlich von den beobachteten altersspezifischen Sterbeziffern und nicht vom Risikomodell ab. Die altersspezifischen Sterbeziffern für Raucher und Nichtraucher werden wie in Abschnitt 2.3 beschrieben erstellt.

So ergeben sich beispielsweise für rauchende Männer bei Expositionen von 0, 100, bzw. 1 000 Bq/m³ die folgenden Lebenszeitriskos: 7.8, 8.97 bzw. 18.59%, während die Lebenszeitriskos für männliche Nichtraucher bei den ausgewählten Expositionen bei 0.5, 0.58 und 1.29% liegen. Für rauchende Frauen liegen die entsprechenden Lebenszeitriskos wegen der anderen Rauchgewohnheiten und beruflichen Expositionen mit 3.68, 4.25 und 9.23% deutlich niedriger als bei den Männern.

Durch die gewichtete Summe der Lebenszeitriskos bei den in der Bevölkerung auftretenden Expositionen erhält man das mittlere Lebenszeitrisiko in der Population.

2.6.2. Berechnung von Konfidenzintervallen

Bei der Berechnung von Konfidenzintervallen wird angenommen, dass sich die Unsicherheit allein aus der Unsicherheit bezüglich der geschätzten Modellparameter aus $rr(X)$ ergibt. Die Parameter gehen so in die Berechnung des Attributivrisikos ein, dass eine einfache Berechnung der Varianz als Funktion des attributablen Risikos in den Parametern nicht erfolgen kann.

Bei der Berechnung von Konfidenzintervallen wird daher vorausgesetzt, dass die geschätzte Kovarianzmatrix bzw. die Standardabweichungen der Parameter gegeben sind. Aufgrund der Eigenschaften von Maximum-Likelihood-Schätzern kann die Verteilung der Parameter-Schätzer (zum Teil logarithmierte Parameter aus den angegebenen Risiko-Modellen) als asymptotische multivariate Normalverteilung angenommen werden. Mit Hilfe einer Monte-Carlo-Simulation wird die Verteilung des Attributivrisikos in Abhängigkeit von der Verteilung der Parameterschätzer bestimmt.

Sei allgemein $\hat{\xi}$ der p -dimensionale Vektor der Parameterschätzer und \hat{V} die geschätzte $(p \times p)$ -Kovarianzmatrix, so kann mit Hilfe eines Zufallsvektors x , der aus einer Normalverteilung mit Erwartungswert 0_n und Einheitsmatrix als Kovarianzmatrix stammt, ein mit $\hat{\xi}$ und \hat{V} verteilter Zufallsvektor y ermittelt werden durch:

$$y = \hat{V}^{1/2} x + \hat{\xi}.$$

Dem BEIR VI Report können die Kovarianzmatrizen für die Parametervektoren des TSE-Age-Duration-Modells und des TSE-Age-Concentration-Modells entnommen werden, so ist beispielsweise für den Parametervektor des TSE-Age-Duration-Modells:

$$\hat{\mu} = (\log(\beta), \theta_{15-24}, \theta_{25+}, \log(\phi_{55-64}), \log(\phi_{65-74}), \log(\phi_{75+}), \log(\gamma_{5-14}), \log(\gamma_{15-24}), \log(\gamma_{25-34}), \log(\gamma_{35+}))$$

$$= (-5.20, 0.72, 0.44, -0.65, -1.29, -2.07, 1.02, 1.49, 1.89, 2.32)$$

die Kovarianzmatrix in Tabelle 6 wiedergegeben.

Durch Multiplikation eines mittels Zufallsgenerator erzeugten normalverteilten Vektors mit Erwartungswert 0 und Einheitsmatrix als Kovarianzmatrix, also unabhängigen Einträgen im Zufallsvektor, mit der wie oben beschrieben transformierten Kovarianzmatrix erhält man eine Realisierung aus einer multivariaten Normalverteilung mit der gewünschten Kovarianzstruktur. Durch anschließende Addition des Erwartungswertes $\hat{\mu}$ ergibt sich eine Realisierung aus der Verteilung des Parameterschätzers mit Erwartungswert $\hat{\mu}$ und der gewünschten Kovarianzstruktur. Verwendet man diese Realisierung zur Berechnung eines attributablen Risikos, so ist der erhaltene Wert eine Realisierung aus der Verteilung des Schätzers des attributablen Risikos.

Tabelle 6: Kovarianzmatrix des TSE-Age-Duration-Modells: Varianzen auf der Hauptdiagonalen, Kovarianzen oberhalb bzw. unterhalb der Hauptdiagonalen (alle Werte mit 100 multipliziert)

	$\log(\beta)$	θ_{15-24}	θ_{25+}	$\log(\phi_{55-64})$	$\log(\phi_{65-74})$	$\log(\phi_{75+})$	$\log(\gamma_{5-14})$	$\log(\gamma_{15-24})$	$\log(\gamma_{25-34})$	$\log(\gamma_{35+})$
$\log(\beta)$	7.98	-0.30	-0.01	-2.07	-2.16	-2.43	-5.06	-5.56	-5.66	-5.65
θ_{15-24}	-0.30	0.98	0.25	-0.11	-0.20	-0.24	-0.21	-0.39	-0.40	-0.37
θ_{25+}	-0.01	0.25	0.44	-0.21	-0.39	-0.59	-0.14	-0.23	-0.15	-0.12
$\log(\phi_{55-64})$	-2.07	-0.11	-0.21	4.32	2.10	2.15	0.31	0.31	0.20	-0.15
$\log(\phi_{65-74})$	-2.16	-0.20	-0.39	2.10	9.60	2.43	0.37	0.54	0.45	0.18
$\log(\phi_{75+})$	-2.43	-0.24	-0.59	2.15	2.43	95.37	0.54	0.93	0.83	0.65
$\log(\gamma_{5-14})$	-5.06	-0.21	-0.14	0.31	0.37	0.54	4.60	4.67	4.73	4.76
$\log(\gamma_{15-24})$	-5.56	-0.39	-0.23	0.31	0.54	0.93	4.67	5.94	5.60	5.61
$\log(\gamma_{25-34})$	-5.66	-0.40	-0.15	0.20	0.45	0.83	4.73	5.60	6.75	6.03
$\log(\gamma_{35+})$	-5.65	-0.37	-0.12	-0.15	0.18	0.65	4.76	5.61	6.03	7.26

Mit wiederholter zufälliger Generierung von Parameterschätzern und anschließender Berechnung des attributablen Risikos erhält man die Verteilung des geschätzten attributablen Risikos. Aus 1 000 ermittelten attributablen Risiken lassen sich mit Hilfe der $\alpha/2$ - und $(1-\alpha/2)$ -Quantile der geschätzten Verteilung $(1-\alpha)$ -Konfidenzintervalle bestimmen.

Bei der Berechnung der Konfidenzintervalle im Indoor-Modell genügt die Generierung von Werten aus einer eindimensionalen Standardnormalverteilung. Die Transformation ergibt sich als Multiplikation mit der Standardabweichung und der Addition des Erwartungswertes bzw. der Realisierung des Parameterschätzers β . Die Standardabweichungen der logarithmierten Parameterschätzer aus der europäischen Pooling-Studie lassen sich aus den Konfidenzintervallen für den Parameter β des ursprünglichen sowie des korrigierten Modells ableiten:

Tabelle 7: Parameterschätzer und Standardabweichung der Risiko-Modelle aus der europäischen Pooling-Studie (Darby et al. 2005)

Europ. Pooling-Modell	$\log(\hat{\beta})$	$\hat{\sigma}(\log(\hat{\beta}))$
Ursprünglich	-2.477	0.525
Korrigiert für Messunsicherheit	-1.833	0.593

2.6.3. Vereinfachte Abschätzung des attributablen Risikos

In der europäischen Pooling-Studie wird eine stark vereinfachte Attributivrisiko-Schätzung für Europa mit 9% nach dem Modell mit Korrektur für Messunsicherheiten angegeben.

Darby et al. (2005) gehen dabei vor dem Hintergrund einer in ihrer Gesamtheit exponierten Bevölkerung davon aus, dass das populationsattributable Risiko in einer Bevölkerung in erster Näherung mit dem attributablen Risiko der (durchschnittlich) Exponierten gleichzusetzen ist, und berücksichtigen daher keine altersspezifischen Sterbeziffern und keine empirische Verteilungsfunktion, sondern wenden lediglich das relative Risiko aus dem Indoor-Modell auf den unkorrigierten Radonmittelwert einer Bevölkerung an. Dadurch wird als Referenzbelastung implizit ein Wert von 0 Bq/m³ verwendet.

Für einen Mittelwert m in einer Bevölkerung ergibt sich so eine Schätzung des attributablen Risikos analog zu Darby et al. (2005) (siehe z.B. auch Kreienbrock & Schach 2005) zu

$$AR_{\text{einfach}} = \frac{rr(m)-1}{rr(m)} = \frac{0.0016m}{1+0.0016m}.$$

Dieses attributable Risiko (der durchschnittlich Exponierten) wird jeweils mit den geschätzten Lungenkrebszahlen bei Rauchern und Nichtrauchern multipliziert.

2.7. Software

Alle beschriebenen Verfahren wurden mit Hilfe des Softwarepakets SAS, Version 9.1 für Windows, vorwiegend mit dem Modul IML programmiert und durchgeführt.

3. Ergebnisse

Im Folgenden werden die Ergebnisse der Modellrechnungen zur Ermittlung eines populationsattributablen Risikos gemäß Abschnitt 2.6 für Deutschland insgesamt sowie für jedes einzelne Bundesland aufgeführt. Das Gesamt-Attributivrisiko (siehe Tabelle 8) wird getrennt für Männer und Frauen bestimmt.

Tabelle 8: Attributable Risiken für Lungenkrebs in Deutschland durch Radon in Wohnungen im Vergleich zur Außenluft von 9 Bq/m^3 . Berechnung nach korrigiertem europäischen Pooling-Modell mit korrigierter Radonverteilung, getrennt nach Geschlecht und ohne Trennung nach Rauchstatus

Geschlecht	Rauchstatus	AR in %	Untere	Obere	Mittlere jährl. Anzahl Lungenkrebs- Todesfälle durch Radon	Untere	Obere
			95%-KI Grenze	95%-KI Grenze		95%-KI Grenze	95%-KI Grenze
Männer	keine Trennung	5.02	1.72	12.61	1436	494	3605
Frauen	keine Trennung	5.21	1.79	13.13	478	164	1204

Insgesamt werden in Deutschland bei Männern und Frauen zusammen ca. 37 700 Todesfälle durch Lungenkrebs pro Jahr berichtet (Quelle: DKFZ, Daten der Jahre 1996-2000). Bei einer mittleren häuslichen Radonbelastung in Deutschland von 37 Bq/m^3 (geometrischer Mittelwert) bzw. 49 Bq/m^3 (arithmetischer Mittelwert, jeweils der saisonkorrigierten und nach Bevölkerungsstruktur gewichteten Radonverteilung; siehe Tabelle 5) lassen sich ungefähr 5.02% der männlichen Lungenkrebsfälle auf die Belastung mit Radon in Innenräumen zurückführen. Das 95%-Konfidenzintervall zu diesem populationsattributablen Risiko für Männer ist durch die Werte 1.72% und 12.61% gegeben.

Rechnet man diese Anteile auf die Anzahlen um, so ergibt sich für Männer, dass von insgesamt ca. 28.600 Lungenkrebstodesfällen 1 436 auf die Exposition gegenüber Radon in Wohnungen zurückführbar sind (95%-Konfidenzintervall 494 – 3605). Für Frauen gilt, dass von den ca. 9.200 insgesamt in Deutschland gemeldeten Lungenkrebstodesfällen 5.21%, d.h. 478 Fälle auf Radon zurückzuführen sind. Die entsprechenden 95%-Konfidenzintervalle lauten 1.79 – 13.13% bzw. 164 – 1204 absolute Fälle.

Berücksichtigt man bei der Bestimmung der attributablen Risiken, ob es sich um (jemals) Raucher oder Nieraucher handelt, so erhält man die Aufstellung gemäß Tabelle 9.

Tabelle 9: Attributable Risiken für Lungenkrebs in Deutschland durch Radon in Wohnungen im Vergleich zur Außenluft von 9 Bq/m^3 . Berechnung nach korrigiertem europäischen Pooling-Modell mit korrigierter Radonverteilung, getrennt nach Geschlecht und Rauchstatus

Geschlecht	Rauchstatus	AR in %	Untere	Obere	Mittlere jährl. Anzahl Lungenkrebs- Todesfälle durch Radon	Untere	Obere
			95%-KI Grenze	95%-KI Grenze		95%-KI Grenze	95%-KI Grenze
Männer	Nieraucher	5.24	1.80	13.22	32	11	81
Männer	Raucher	4.96	1.71	12.45	1390	478	3484
Frauen	Nieraucher	5.23	1.80	13.19	127	44	320
Frauen	Raucher	5.15	1.77	12.95	347	119	874
Gesamt		5.02			1896		

Insgesamt wird durch Summenbildung über die rauchenden und nicht rauchenden Fälle eine absolute Zahl von 1 896 Lungenkrebstodesfällen ermittelt, die in Deutschland auf die häusliche Exposition mit Radon zurückzuführen sind. Dies entspricht einem Anteil von 5.02% aller Lungenkrebstodes-

fälle in Deutschland. Durch die unterstellte multiplikative Interaktion zwischen dem Rauchverhalten und der Radonexposition sind die attributablen Risiken zwischen männlichen und weiblichen Rauchern und Nierauchern mit Werten zwischen 4.96% und 5.24% nahezu identisch. Daher wird in den nachfolgenden Betrachtungen nicht mehr zwischen diesen Kategorien unterschieden und aus Gründen der übersichtlicheren Darstellung ausschließlich nur Berechnungen unabhängig vom Rauchverhalten präsentiert.

Tabelle 10: Attributable Risiken für Lungenkrebs in Deutschland durch Radon in Wohnungen im Vergleich zur Außenluft von 9 Bq/m^3 . Berechnung nach korrigiertem europäischen Pooling-Modell mit korrigierter Radonverteilung, getrennt nach Bundesland, keine Trennung nach Raucherstatus

Bundesland	AR in %	Untere 95%-KI Grenze	Obere 95%-KI Grenze	Mittlere jährl. Anzahl Lungenkrebs- Todesfälle durch Radon	Untere 95%-KI Grenze	Obere 95%-KI Grenze
Männer						
Schleswig-Holstein	×	×	×	×	×	×
Hamburg	3.02	1.02	7.87	20	7	52
Niedersachsen	3.40	1.15	8.80	94	32	243
Bremen	2.27	0.76	5.99	7	2	18
Nordrhein-Westfalen	4.31	1.47	10.96	329	113	837
Hessen	4.97	1.71	12.53	96	33	241
Rheinland-Pfalz	6.36	2.21	15.65	98	34	241
Baden-Württemberg	4.79	1.64	12.09	127	44	322
Bayern	6.19	2.14	15.26	200	69	492
Saarland	4.84	1.66	12.21	25	9	63
Berlin	3.28	1.11	8.50	34	12	89
Brandenburg	×	×	×	×	×	×
Mecklenburg-Vorpommern	×	×	×	×	×	×
Sachsen	8.21	2.90	19.44	129	46	306
Sachsen-Anhalt	×	×	×	×	×	×
Thüringen	8.67	3.07	20.43	76	27	179
Frauen						
Schleswig-Holstein	×	×	×	×	×	×
Hamburg	3.13	1.06	8.16	10	3	25
Niedersachsen	3.52	1.19	9.13	31	10	80
Bremen	2.35	0.79	6.23	3	1	8
Nordrhein-Westfalen	4.50	1.54	11.48	117	40	298
Hessen	5.14	1.76	12.96	32	11	80
Rheinland-Pfalz	6.62	2.30	16.32	29	10	71
Baden-Württemberg	4.92	1.68	12.46	42	14	106
Bayern	6.37	2.20	15.76	66	23	162
Saarland	5.07	1.74	12.80	8	3	19
Berlin	3.38	1.14	8.78	18	6	47
Brandenburg	×	×	×	×	×	×
Mecklenburg-Vorpommern	×	×	×	×	×	×
Sachsen	8.58	3.02	20.49	30	10	71
Sachsen-Anhalt	×	×	×	×	×	×
Thüringen	9.05	3.19	21.46	17	6	41

× – keine Berechnung aufgrund zu geringer Information zur Radonbelastung (siehe Anhang A.2)

Da die Radonexposition der Bevölkerung lokal sehr unterschiedlich ist, erfolgt zudem eine Aufteilung der Berechnung des attributablen Risikos nach den einzelnen Bundesländern (siehe Tabelle 10). Eine Berichterstattung für ein Bundesland erfolgt allerdings nur dann, wenn bei der Generierung einer repräsentativen Verteilung der Radon-Exposition der Wohnbevölkerung eine ausreichende Qualität der Aussage unterstellt werden kann. Da für die Bundesländer Schleswig-Holstein, Mecklenburg-Vorpommern, Brandenburg und Sachsen-Anhalt nur sehr wenige Radon-Messungen vorliegen und daher der Datensatz dort erheblich auf ergänzten Werten beruht (siehe Anhang

A.2.4), werden im Folgenden für diese Bundesländer keine Aussagen zum attributablen Risiko getroffen.

Die zum Teil sehr unterschiedlichen durchschnittlichen Belastungen in den Bundesländern führen in der regionalen Betrachtung auch zu einem unterschiedlichen populationsattributablen Risiko. Da zudem auch die Bevölkerungsstruktur in den Ländern unterschiedlich ist, wirkt sich dies unterschiedlich auf die regionale insgesamt auf Radon zurückführbare Anzahl von Lungenkrebstoten aus.

Im Vergleich zum insgesamt für Deutschland zu berechnenden Anteil von 5.02% für die auf Radon zurückführbaren Lungenkrebsfälle sind die Anteile in den Bundesländern Thüringen (Männer 8.67%; Frauen 9.05%), Sachsen (Männer 8.21%; Frauen 8.58%), Rheinland-Pfalz (Männer 6.36%; Frauen 6.62%) und Bayern (Männer 6.19%; Frauen 6.37%) höher. Dagegen sind erwartungsgemäß die Anteile in den Stadtstaaten Bremen (Männer 2.27%; Frauen 2.35%), Hamburg (Männer 3.02%; Frauen 3.13%) und Berlin (Männer 3.28%; Frauen 3.38%) sowie in Niedersachsen (Männer 3.4% Frauen 3.52%) niedriger als der Durchschnitt. Bezieht man zudem die Größe der Bevölkerung bzw. die generelle Mortalität an Lungenkrebs mit in die Betrachtung ein, so ergibt sich über die Bundesländer ein entsprechendes heterogenes Bild.

Tabelle 11: Summe der absoluten Anzahlen an Lungenkrebs-Todesfällen in Deutschland für Männer und Frauen und attributable Risiken (AR) durch Radon in Wohnungen im Vergleich zur Außenluft von 9 Bq/m^3 . Berechnung nach korrigiertem europäischen Pooling-Modell mit korrigierter Radonverteilung, getrennt nach Bundesland, keine Trennung nach Raucherstatus

Bundesland	AR ^{*)} in %	Mittlere jährl. Anzahl Lungenkrebs- Todesfälle durch Radon
Schleswig-Holstein	×	×
Hamburg	3.06	29
Niedersachsen	3.43	125
Bremen	2.30	10
Nordrhein-Westfalen	4.36	447
Hessen	5.02	127
Rheinland-Pfalz	6.43	127
Baden-Württemberg	4.82	169
Bayern	6.24	265
Saarland	4.90	33
Berlin	3.32	53
Brandenburg	×	×
Mecklenburg-Vorpommern	×	×
Sachsen	8.29	159
Sachsen-Anhalt	×	×
Thüringen	8.75	93
Deutschland gesamt	5.02	1896

× keine Berechnung aufgrund zu geringer Information zur Radonbelastung (siehe Anhang A.2)

^{*)} Attributivrisiko berechnet als Summe der auf Radon zurückzuführenden Lungenkrebstodesfälle bei Männern und Frauen (Tabelle 10), bezogen auf die durchschnittliche jährliche Anzahl an Lungenkrebstodesfällen insgesamt

4. Diskussion

Insgesamt zeigen die Berechnungen aus Kapitel 3, dass in Deutschland 1 896 oder 5.02% der Lungenkrebstodesfälle auf die Exposition der Bevölkerung gegenüber Radon in Innenräumen zurückzuführen sind. Damit muss Radon in Innenräumen neben dem Passivrauchen als der wichtigste umweltbezogene Risikofaktor für das Krebsgeschehen in Deutschland angesehen werden.

Die Ergebnisse der vorgelegten Rechenmodelle basieren auf einer Reihe plausibler wissenschaftlicher Annahmen, sind aber als durchschnittliche Zahlen für die gesamte Bevölkerung zu interpretieren, so dass nicht im Einzelfall gesagt werden kann, ob eine individuell aufgetretene Lungenkrebs-erkrankung auf Radon zurückzuführen ist.

In einer früheren Untersuchung (Steindorf et al. 1995) wurde für Deutschland ein höheres populationsattributables Risiko mit 7.0% für Männer und 7.3% für Frauen angegeben. Dabei bezogen sich diese Zahlen auf die Situation im Westen Deutschlands auf ein Risikomodell, das aus Bergarbeiterstudien abgeleitet wurde sowie anderer leicht abweichender Annahmen im Vergleich zu den hier vorgelegten Berechnungen. Auch eine erste Bewertung seitens der Deutschen Strahlenschutzkommission (SSK 1987) ging mit einem durchschnittlichen Wert von 8% der Lungenkrebsfälle von einem höheren attributablen Risiko aus.

Im Folgenden sollen daher an diese Berechnungen geknüpften Annahmen sowie die methodischen Vorgehensweisen näher betrachtet werden, und insbesondere untersucht werden, ob gegebenenfalls die Modifikation der Annahmen oder auch die in der wissenschaftlichen Literatur dokumentierte Vorgehensweise in den früheren deutschen Untersuchungen wie auch in anderen Ländern nachhaltig zu einem anderen Ergebnis führen würden (siehe Abschnitt 4.1). Vor diesem Hintergrund soll zudem untersucht werden, inwiefern die hiermit vorgelegten Berechnungen auch für Optionen zum Risikomanagement bezüglich der Radon-Problematik nutzbar sind (siehe Abschnitt 4.2).

4.1. Vergleich zu anderen Abschätzungen des attributablen Risikos

4.1.1. Risikomodelle aus Indoor- und Bergarbeiter- Studien

Seit der Vorlage der Berichte des amerikanischen National Research Council "Health Risks of Radon and other Internally Deposited Alpha-Emitters", "BEIR IV" und "BEIR VI" im Jahre 1988 und 1999 haben die Wirkungen der Exposition mit Radon in Innenräumen auf die Wohnbevölkerung eine größere Aufmerksamkeit in wissenschaftlichen Untersuchungen, bei administrativen Handlungen sowie in der Bevölkerung selbst gefunden. Neben der möglichst genauen Untersuchung einer Expositions-Wirkungs-Beziehung wurden daher bereits früh erste Abschätzungen des attributablen Risikos in diversen Bevölkerungen vorgenommen.

Da bis vor einigen Jahren nur wenige Studien in Innenräumen durchgeführt wurden und die Konsolidierung dieser Studien erst kürzlich erfolgte (siehe Abschnitt 1.3.3) gingen bei den Abschätzungen des attributablen Risikos zunächst stets Risikomodelle ein, die auf Studien bei Bergarbeitern beruhten, und bei denen Extrapolationen auf die Wohnbevölkerung vorgenommen wurden. Die Radon-Exposition der Wohnbevölkerung wurde hierbei meist aus Messprogrammen einer passiven Über-

wachung abgeleitet; in einigen Untersuchungen standen repräsentative Daten zur Exposition der Bevölkerung zur Verfügung.

Wie in Abschnitt 2.5 bereits ausgeführt, unterscheidet sich das verwendete lineare Risikomodell ohne Schwellenwert mit multiplikativer Interaktion zum Rauchen und Berücksichtigung von Messungenauigkeiten bei der Expositionsbestimmung von denjenigen, die in anderen Untersuchungen zur Bestimmung des attributablen Risikos verwendet wurden. So sind als Risikomodelle grundsätzlich auch weitere Innenraummodelle denkbar, z.B. das

- europäische Pooling-Modell ohne Korrektur für Messunsicherheit.

Daneben werden meist zwei Versionen von Bergarbeitermodellen benutzt, d.h. das

- TSE-Age-Duration-Modell mit gemessener Radonverteilung und das
- TSE-Age-Concentration-Modell mit gemessener Radonverteilung.

Kennzeichnend für epidemiologische Studien in Innenräumen ist, dass für die Ermittlung einer Expositionsgröße Radonmessdaten verwendet werden, die aus Wohnungen stammen, die in einem definierten Zeitraum vor Auftreten des Lungenkrebses bewohnt wurden. Aus logistischen Gründen (Zugang zu Wohnungen, Recherchierbarkeit der Adressangaben etc.) wird hierfür meist ein Zeitfenster von fünf bis zu 25 und mehr Jahren vor Interview gewählt (siehe z.B. Kreienbrock 2005). Aus diesem Grunde berücksichtigen die Risikomodelle aus epidemiologischen Fall-Kontroll-Studien jeweils nur Größen, die die Radonexposition in einem definierten Zeitfenster enthalten. Für die europäische Pooling-Studie, wurde für diesen Zeitraum fünf bis 35 Jahre gewählt. Nur Expositionen aus diesem Zeitraum gehen bei der Ermittlung des Lungenkrebsrisikos ein, alle anderen Expositionen früherer Jahre bleiben unberücksichtigt.

Im Gegensatz dazu wird bei Extrapolation der Risikomodelle von Bergarbeiterstudien auf die Wohnbevölkerung ein Radonrisiko über das ganze Leben zugeordnet. Insofern unterscheiden sich diese Modelle bezüglich der Gewichtung von Expositionszeiten, so dass weitere Modifikationen von Bergarbeitermodellen sinnvoll erscheinen (siehe ähnliche Modifikationen auch bei US EPA 2003), z.B. ein

- modifiziertes TSE-Age-Duration-Modell, mit Gewicht $\theta_{35+} = 0$ für TSE über 35 Jahre mit gemessener Radonverteilung, ein
- modifiziertes TSE-Age-Concentration-Modell, mit Gewicht $\theta_{35+} = 0$ für TSE über 35 Jahre mit gemessener Radonverteilung, ein
- modifiziertes TSE-Age-Duration-Modell, mit Gewicht $\theta_{35+} = 0$ für TSE über 35 Jahre mit Expositionsverteilung oder ein
- modifiziertes TSE-Age-Concentration-Modell, mit Gewicht $\theta_{35+} = 0$ für TSE über 35 Jahre mit Expositionsverteilung.

Diese hier aufgeführten Risikomodelle bzw. deren Modifikationen führen durchaus zu einer unterschiedlichen Bewertung des Radon-Risikos, was etwa durch Anwendung dieser Risikomodelle auf die Altersstruktur in einem Land dokumentiert werden kann. Abbildung 8 zeigt z.B. das zusätzliche (Exzess) relative Risiko ERR berechnet aus Modellen nach BEIR VI bzw. der europäischen Pooling-Studie bei 100 Bq/m^3 .

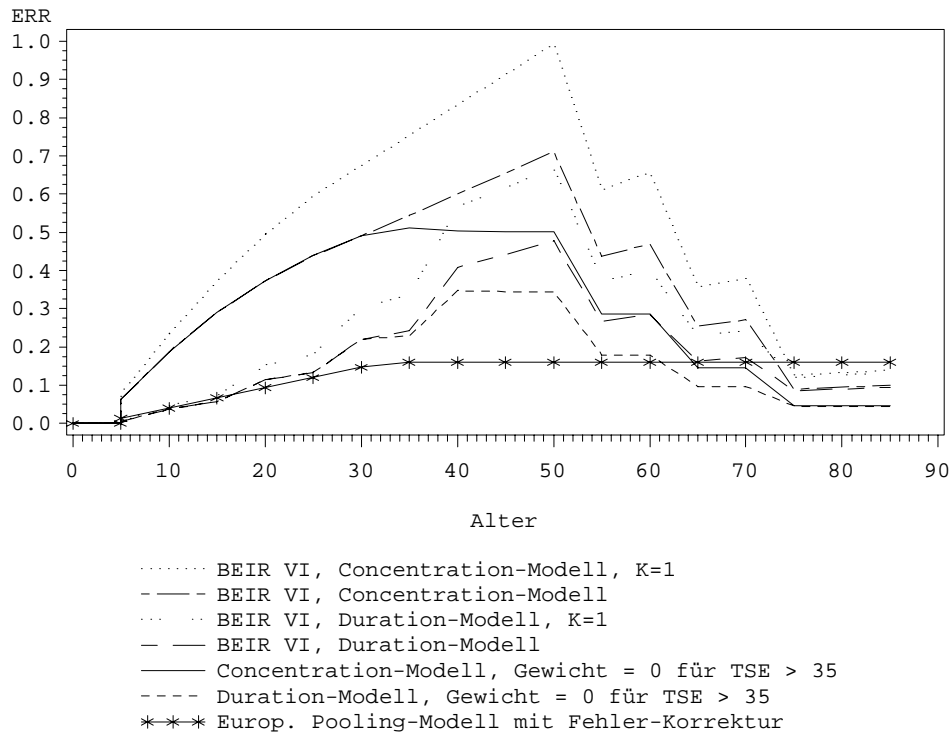


Abbildung 8: Excess Relative Risiken nach BEIR VI (Uranbergarbeiterstudien) und europäischem Pooling (Innenraumstudien): Beispiel für die lebenslange Exposition seit Geburt gegenüber 100 Bq/m^3 Radon in Wohnungen.

In Abbildung 8 wird deutlich, dass die Risikomodelle aus Bergarbeiter-Studien und aus Studien in Innenräumen zu ganz unterschiedlichen Formen der Abhängigkeit des Exzess Relativen Risikos im Altersverlauf führen. Während das Risiko im europäischen Pooling-Modell ab Erreichen des Alters von 35 Jahren mit einer in die Risikoberechnung eingehenden Exposition von 30 Jahren konstant ist, variiert das Risiko in den Bergarbeitermodellen deutlich über das Alter hinweg. Bis zu einem Alter von ungefähr 75 liegen die Risiken aus den Bergarbeiterstudien deutlich über dem Risiko des Indoor-Modells, insbesondere im Altersbereich zwischen 35 und 55, ab dem der Unterschied in der Bewertung der Expositionszeit zum Tragen kommt. Durch eine Beschränkung der Expositionszeit auf die zurückliegenden 5 – 35 Jahre erreicht man eine Absenkung in diesem Bereich und eine Annäherung der Risikomodelle, dennoch liegen die Risiken der modifizierten Bergarbeiter-Modelle weiterhin meist über dem konstanten Indoor-Modell-Risiko. Dieser grundsätzliche Effekt wird auch deutlich, wenn man die altersspezifischen Sterbeziffern (siehe Abbildung 9) in Deutschland für verschiedene Risikomodelle betrachtet. Auch hier führen die Modelle aus Bergarbeiterstudien in fast allen Altersbereichen zu einer höheren Einschätzung der Mortalität.

Insgesamt legen diese Darstellungen nahe, dass auch die Schätzungen des Attributivrisikos, die ausschließlich auf unkorrigierten Bergarbeitermodellen beruhen, zu einer Überschätzung der Anzahl der auf Radon zurückführbaren Lungenkrebskrankungen führen müssen.

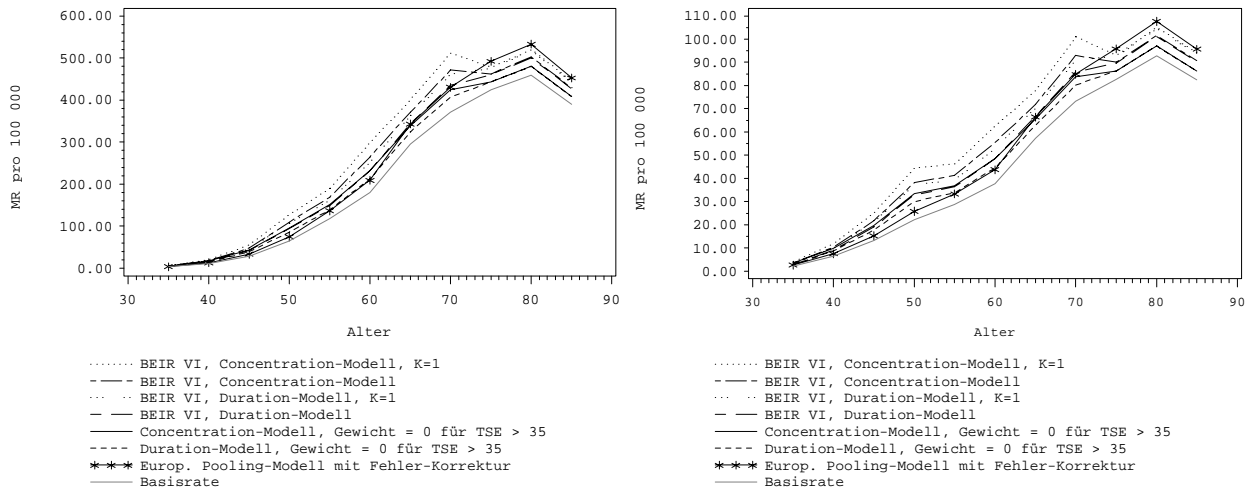


Abbildung 9: Altersspezifische Sterbeziffern für deutsche Männer (links) und Frauen (rechts; jeweils Basisrate der Sterbeziffer und unter Exposition von 100 Bq/m³)

Im Gegensatz dazu kann erwartet werden, dass eine Berechnung mit einem unkorrigierten linearen Modell aus der Pooling-Studie zu einer Unterschätzung dieser Anzahlen führen, die vor allem durch die Unterschätzung des wahren Risikos wegen der Nichtberücksichtigung der Messunsicherheit bei der Expositionsbestimmung auftritt (measurement error bias; siehe z.B. Tosteson et al. 1989, Armstrong 1990, 1998, Carroll et al. 1995, Michels 2001).

Führt man eine Berechnung des attributablen Risikos für Deutschland nach den oben vorgestellten diversen Modellen bzw. deren Modifikationen durch, so wirkt sich dies auf die Bestimmung der entsprechenden Größen auch tatsächlich aus. Tabelle 12 zeigt dies, wobei zur übersichtlicheren Darstellung der sich ergebenden Unterschiede und Gemeinsamkeiten der alternativen Modellrechnungen die Ergebnisse ausschließlich für die männliche Bevölkerung ohne Berücksichtigung des Rauchverhaltens angegeben werden.

Grundsätzlich zeigen die Berechnungen des attributablen Risikos bei der Voraussetzung anderer Risikomodelle ein weites Spektrum von Ergebnissen zwischen einem Anteil von 3,05% (unkorrigiertes Indoor-Modell) bis zu einem Anteil von 11,97% (TSE-Age-Concentration-Modell). Dabei ist grundsätzlich festzustellen, dass Bergarbeitermodelle zu höheren berechneten Werten führen als die Modelle, die aus den Studien in Innenräumen abgeleitet werden. Hierbei führen Modelle, die auf dem TSE-Age-Concentration-Ansatz beruhen, zu generell höheren Abschätzungen bezüglich des attributablen Risikos als die TSE-Age-Duration-Modelle.

Somit kann in einem ersten Schritt die vermeintliche Diskrepanz der Ergebnisse der SSK (1987) sowie von Steindorf et al. (1995) zu den im Rahmen dieses Berichts vorgelegten Ergebnissen durchaus mit der Wahl des Risikomodells begründet werden. Hierbei ist u.a. zu bedenken, dass die ursprünglichen Berechnungen für Deutschland keinerlei Korrektur für Messunsicherheiten berücksichtigt haben, so dass der Unterschied zu den bisherigen Ergebnissen eigentlich noch deutlicher bewertet werden muss.

Tabelle 12: Ermittlung von attributablen Risiken für Lungenkrebs durch Radon in Wohnungen über verschiedene Modelle des relativen Risikos (Population: Männer ohne Trennung nach Rauchstatus, Vergleichswert Außenluft von 9 Bq/m³)

Modell	Verteilung	K-Faktor	AR in %	Untere 95%-KI Grenze	Obere 95%-KI Grenze
Risikomodelle aus Indoor-Studien					
Europäische Indoor-Studie, korrigiert (Referenzmodell)	mit Korrektur für Exposition		5.02	1.72	12.61
Europäische Indoor-Studie, unkorrigiert	ohne Korrektur für Exposition		3.05	1.16	7.18
Risikomodelle aus Bergarbeiter-Studien gemäß BEIR-VI-Report					
TSE-Age-Duration-Modell, BEIR VI	ohne Korrektur für Exposition	0.8 bzw. 0.7	6.30	4.99	12.48
TSE-Age-Duration-Modell, BEIR VI	ohne Korrektur für Exposition	1	8.54	6.82	16.34
TSE-Age-Concentration-Modell, BEIR VI	ohne Korrektur für Exposition	0.8 bzw. 0.7	8.97	6.06	14.61
TSE-Age-Concentration-Modell, BEIR VI	ohne Korrektur für Exposition	1	11.97	8.21	18.94
modifizierte Risikomodelle aus Bergarbeiter-Studien					
TSE-Age-Duration-Modell, Gewicht 0 für TSE über 35 Jahre	ohne Korrektur für Exposition	0.8 bzw. 0.7	4.03	3.21	7.72
TSE-Age-Duration-Modell, Gewicht 0 für TSE über 35 Jahre	mit Korrektur für Exposition	0.8 bzw. 0.7	3.61	2.86	6.97
TSE-Age-Duration-Modell, Gewicht 0 für TSE über 35 Jahre	mit Korrektur für Exposition	1	5.05	4.02	9.57
TSE-Age-Concentration-Modell, Gewicht 0 für TSE über 35 Jahre	ohne Korrektur für Exposition	0.8 bzw. 0.7	5.70	3.75	9.87
TSE-Age-Concentration-Modell, Gewicht 0 für TSE über 35 Jahre	mit Korrektur für Exposition	0.8 bzw. 0.7	5.12	3.35	8.94
TSE-Age-Concentration-Modell, Gewicht 0 für TSE über 35 Jahre	mit Korrektur für Exposition	1	7.11	4.70	12.14

Die generelle Überschätzung des attributablen Risikos bei Verwendung von Modellen aus den Bergarbeiterstudien wird insbesondere auch unterstützt, wenn die Modifikation von Uranbergarbeitermodellen (siehe Seite 38) betrachtet wird. Hier kann argumentiert werden, dass Uranbergarbeitermodelle das relative Risiko so modellieren, dass man annehmen kann, dass sich das Lungenkrebsrisiko nach Exposition ca. alle zehn Jahre halbiert (siehe z.B. ähnliche Betrachtungen bei Jacobi et al. 1992, US EPA 2003, Brüske-Hohlfeld et al. 2005). Damit kann ein Gewicht von Null ab dem Jahr 35 seit Exposition eine heuristisch durchaus plausible Modifikation der Modelle nach BEIR VI darstellen. Ein so modifiziertes TSE-Age-Concentration-Modell ist dabei als ein eher geeignetes Modell anzusehen, denn im Gegensatz zu den TSE-Age-Duration-Modellen muss hierbei die Anpassung der zeitlichen Abhängigkeiten nicht mehrfach (TSE = Zeit seit Exposition und, Duration = Dauer) berücksichtigt werden.

Generell zeigen daher auch sämtliche so modifizierten Modelle wesentlich geringere attributable Risiken als die unter Verwendung der Risikomodelle gemäß BEIR VI. Zudem fällt durch die Korrektur für Messunsicherheiten bei der Expositionsermittlung das attributable Risiko bei den Bergarbeitermodellen weiter ab, denn die Korrektur führt zu einer Verringerung der durchschnittlichen Belastung der Bevölkerung, da wegen der schiefen Verteilung relativ mehr hohe Werte nach unten zu korrigieren sind als geringe Werte nach oben zu korrigieren sind (siehe Tabelle 5).

Betrachtet man somit das TSE-Age-Concentration-Modell mit einer Gewichtung von Null für Expositionen von mehr als 35 Jahren und mit Berücksichtigung der Unsicherheit bei der Expositionsquantifizierung als eine plausible heuristische Modifikation der klassischen Risikomodelle bei Bergarbeitern, so ist der hiermit ermittelbare attributive Anteil von 5.12% sehr nah an dem Wert von

5.02%, der bei Verwendung des korrigierten Pooling-Modells ermittelt wurde und stützt damit die in Kapitel 3 berichteten Ergebnisse.

4.1.2. Auswirkung von Radonmessverteilung und Radonexpositionsverteilung

Bei den früheren Aussagen zum attributablen Risiko von Radon in Deutschland wurde der Aspekt der Radonverteilung ausschließlich für den Westen Deutschlands berücksichtigt. Die Empfehlung der Strahlenschutzkommission (SSK 1987) ging dabei im Wesentlichen von Messungen aus, die im Rahmen eines annähernd repräsentativen Verfahrens in fast 6 000 Wohnungen in Deutschland gewonnen wurden (Schmier 1984). Steindorf et al. (1995) legten die Gültigkeit einer log-Normalverteilung zu Grunde, deren Parameter aus dem Messprogramm in den 6 000 Wohnungen generiert wurden.

Diese Radon-Daten, die als Studie Nr. 1 in die hier vorgelegten Berechnungen eingegangen sind, ermitteln unkorrigiert einen arithmetischen Mittelwert von 48 Bq/m^3 und einen geometrischen Mittelwert wie einen Median von 39 Bq/m^3 (siehe auch Tabelle 46 im Anhang A.2). Die Vervollständigung der Daten gemäß des Verfahrens im Anhang A.2 führt mit einem arithmetischen Mittelwert von 49 Bq/m^3 , einem geometrischen Mittelwert von 37 Bq/m^3 und einem Median von 36 Bq/m^3 zu unwesentlich veränderten Kennzahlen, so dass unterschiedliche Werte bei der Berechnung des attributablen Risikos in Deutschland primär auf Annahmen über das verwendete relative Risikomodell beruhen als auf Unterschieden, die durch die neu ermittelte Radon-Verteilung hervorgerufen werden.

4.1.3. Attributivrisiken durch Sterbetafelmethode oder vereinfachter Ansatz

Bei der Ermittlung der Ergebnisse in Kapitel 3 wurde das Attributivrisiko mittels der Sterbetafelmethode nach Chiang (1968) berechnet. Hierbei geht die Struktur der Bevölkerung bzw. deren Sterbeverhalten exakt ein, so dass numerisch aufwändige Verfahren zur Ermittlung der Resultate erforderlich sind. Des Weiteren setzt die Methode entsprechende Daten über die Mortalität in der Bevölkerung voraus. Diese Daten konnten für Deutschland insgesamt und regionalisiert nach Bundesländern zur Verfügung gestellt werden.

Weiterhin setzt die Methode die Kenntnis einer exakten Radonverteilung oder zumindest die Annahme einer solchen Verteilung voraus (siehe z.B. die Annahme einer log-Normalverteilung bei Steindorf et al. 1995). Eine möglichst repräsentative Verteilung der Radonexpositionen wurde aus Angaben unterschiedlicher Untersuchungen exklusiv für dieses Vorhaben zusammengestellt (siehe Anhang A.2).

Hierbei wurde ein Rechenansatz verfolgt, wie dieser beispielsweise auch von der Weltgesundheitsorganisation WHO im Rahmen des allgemeinen Konzepts des "Global Burden of Disease" empfohlen wird (siehe z.B. Prüss-Üstun et al. 2003; Brand et al. 2005 a, b).

In vielen Situationen liegen solche Informationen im Detail aber nicht vor: Vielmehr kann dann häufig nur eine Basisrate von Verstorbenen angegeben werden. Gleiches gilt zudem oft auch für die Exposition, die nur in Form einer "mittleren Belastung" vorliegt.

In diesen Fällen kann auch vereinfacht angenommen werden, dass das populationsattributable Risiko durch das attributable Risiko der (durchschnittlich) Exponierten erfolgen kann, da man die ge-

samte Population als durchschnittlich exponiert unterstellt (siehe Abschnitt 2.6.3; vgl. Darby et al. 2004; Kreienbrock & Schach 2005). Diese Berechnung ist wegen der fehlenden Berücksichtigung der Populations- und Mortalitätsstruktur bzw. wegen der fehlenden Kenntnisse über die exakte Verteilung des Risikofaktors allerdings grob und kann nur einen ersten orientierenden Charakter haben.

In der europäischen Pooling-Studie wird basierend auf einer mittleren Radonbelastung für Europa von 59 Bq/m^3 eine solche orientierende Größe des Attributiven Risikos für Lungenkrebs durch Radon von 9% angegeben (Darby et al. 2005). Im Vergleich zu den hier berechneten Werten fällt dies vergleichsweise hoch aus. Dies zeigt auch die Tabelle 13, in der die Ergebnisse zusammengestellt sind, wenn man die vereinfachte Methode auf die Radon-Daten in Deutschland anwendet. Unterstellt man somit die sehr grobe Rechnung wie bei Darby et al. (2005), so würde man von einem Anteil von 7.27% der in Deutschland dem Radon zuzuschreibenden Lungenkrebstoten ausgehen müssen.

Tabelle 13: Attributive Risiken (AR) nach vereinfachtem Ansatz (analog zu Darby et al. 2005) gemäß dem korrigierten Europäischen Pooling-Modell in Abhängigkeit vom gewählten Rn-Verteilungsmittel

Mittelwertstyp	Radon in Bq/m^3	AR in %	Tote durch Lungenkrebs bei Nierrauchern durch Radon		Tote durch Lungenkrebs bei Rauchern durch Radon	
			Männer	Frauen	Männer	Frauen
Gewichteter saisonkorr. AM	49	7.27	44	176	2033	490
Gewichteter saisonkorr. GM	37	5.58	34	135	1563	377
Für Messunsicherheit korr. AM	44	6.57	40	159	1839	444
Für Messunsicherheit korr. GM	39	5.87	36	142	1643	396

Neben der grundsätzlich groben Abschätzung und der damit einhergehenden Ungenauigkeit dieser Angabe, unterscheidet sich die einfache Methode vor allem auch durch die Wahl der "Nullexposition", die bei der groben Abschätzung mit 0 Bq/m^3 unterstellt wird. Diese artifizielle Annahme muss formal zu einem höheren attributablen Risiko führen. Tabelle 14 stellt daher die Ergebnisse bezüglich der in dieser Untersuchung durchgeführten Betrachtung nochmals vor dem gleichen Hintergrund einer "Nullexposition" von 0 Bq/m^3 zusammen. Hier ist zu erkennen, dass sich das ursprünglich berichtete attributable Risiko von 5.02% auf 6.31% erhöht. Vergleicht man diesen Wert nicht mit dem nicht für Messunsicherheit korrigierten Wert aus Tabelle 13 sondern mit dem, der sich aus Kenntnis der Korrektur ergibt, so ist dieser mit 6.57% sehr nah an diesem ermittelten Wert.

Tabelle 14: Attributable Risiken (AR) für Deutschland nach Indoor-Modellen, Population: Männer ohne Trennung nach Rauchstatus im Vergleich zu einer „Nullexposition“ von 0 Bq/m^3

Modell	Verteilung	AR in %	Untere	Obere
			95%-KI Grenze	95%-KI Grenze
Europäische Indoor-Studie, korrigiert	mit Korrektur für Exposition	6.31	2.17	15.87
Europäische Indoor-Studie, unkorrigiert	ohne Korrektur für Exposition	3.74	1.43	8.83

Damit ist insgesamt festzustellen, dass die vereinfachte Berechnung grundsätzlich zu einer Überschätzung des attributablen Risikos führt, da hierbei implizit von einer unrealistischen "Nullexposition" von 0 Bq/m^3 ausgegangen wird. Werden zudem statistische Kennzahlen aus einem unkorrigierten Messprogramm von Radon verwendet, so führt dies zu einer weiteren Überschätzung des attributablen Risikos führt.

4.1.4. Vergleich der Ergebnisse aus verschiedenen Ländern

Im Rahmen nationaler Berichterstattungen (vgl. z.B. US EPA 2003), im Zusammenhang mit der Publikation von Risikostudien (vgl. z.B. Darby et al. 2001) und insbesondere bei der zusammenfassenden Bewertung von Studien (vgl. z.B. NRC 1999) wurden seit Mitte der 80er Jahre des vorigen Jahrhunderts Abschätzungen des populationsattributablen Risikos für Radon vorgelegt. Eine Übersicht von Berechnungsergebnissen zu den attributablen Risiken von Radon in Innenräumen in verschiedenen Ländern ist in Tabelle 15 zusammengestellt.

Tabelle 15: Lungenkrebs-Attributivrisiko durch Radon für die Wohnbevölkerung in verschiedenen Ländern (Quelle: Einzelnachweise)

Land	mittlere Radon-Belastung in Bq/m ³	verwendetes Risikomodell	Attributives Risiko in %	Quelle	Bemerkungen
U.S.A.	GM: 34	BEIR IV	♂: 8.1	BEIR IV (NRC 1988)	
U.S.A.	GM: 34	BEIR IV	13 (7-24)	Lubin & Boice 1989	Verteilung: Lognormal
U.S.A.	GM: 34	Lubin et al. 1994	9-14	Lubin et al. 1994	Angabe je nach Population Konfidenzintervalle Faktor 2 - 2.5:
U.S.A.	Median: 24.3	Lin ERR < 100 WLM Lin ERR < 50 WLM	♂: 7.8 ♂: 10.9	Lubin et al. 1997	Verteilung: Lognormal
U.S.A.	Median: 24;8	TSE-age-concentration	♀: 15.3 ♂: 14.1	BEIR VI (NRC 1999)	Referenzexp: 0 Bq/m ³ Verteilung: Lognormal Rauchadjustierung
U.S.A.	Median: 25 AM: 46.3	TSE-age-duration Kombination aus BEIR VI-Modellen	♀: 8.7 ♂: 9.9 14.4	US EPA 2003	Basierend auf Mittelwert
Kanada	GM: 11.2	BEIR VI: TSE-age-concentration	7.8	Brand et al. 2005	Verteilung: Lognormal
Europa	55	Lin ERR, adj.	9	Darby et al. 2005	Referenzexp.: 0 Bq/m ³ Basierend auf Mittelwert
Schweden	GM: 60.5 AM: 106.5	Lin ERR	16	Lagarde 2001	Kombination aus additivem und multiplikativem Effekt für Rauchen und Radon
U.K.	20	BEIR VI	6.5	Darby et al. 2001	Submultiplikative Interaktion Rauchen und Radon
Frankreich	GM: 53	TSE-age-concentration	11.6	Catelinois 2004	
Schweiz	GM: 51	Lin ERR Lin ERR, adj.	4.2 8.5	Menzler, Kreienbrock 2005	Referenzexp.: 10 Bq/m ³ Verteilung: empirisch
Deutschland	Median: 40 AM: 50	BEIR IV	4-12	SSK 1987	
Deutschland	GM: 40 AM: 49	Lubin et al. 1994	♀: 7.3 (1-34) ♂: 7 (2-27)	Steindorf et al. 1995	Referenzexp.: 7.5 Bq/m ³ Verteilung: Lognormal
Deutschland	AM: 49 GM: 37	Lin ERR, adj.	5.0	diese Studie (Referenzmodell)	Referenzexp.: 9 Bq/m ³ Verteilung: empirisch

Auch bei der Übersicht in Tabelle 15 ist, wie in Abschnitt 4.1.1 bereits dokumentiert, eine große Variation von Ergebnissen festzustellen, die generell dazu führen, dass attributable Risiken, die mit Hilfe von Risikomodellen aus Bergarbeiter-Studien ermittelt wurden, grundsätzlich zu höheren Angaben führen als alternative Rechenmodelle. Den höchsten Anteil durch Radon induzierter Bronchialkarzinome berichtet der BEIR VI Report (NRC 1999) mit 15.3% für Frauen und 14.1% für Männer in den U.S.A.. Hierbei wird von Radonmessungen ausgegangen, die im geometrischen Mittelwert 24.8 Bq/m^3 betragen. Der bislang geringste Anteil eines populationsattributablen Risikos in einer Bevölkerung in einer Industrienation wird mit 6.5% von Darby et al. (2001) für England berichtet. Diese Berechnung geht von einer mittleren Konzentration von Radon von 20 Bq/m^3 aus. Der in der hier vorgelegten Untersuchung berichtete Wert von 5.02% ist damit nochmals geringer, obwohl die Radon-Exposition in Deutschland als deutlich höher einzustufen ist als im Vereinigten Königreich.

Grundsätzlich gilt, dass der Anteil auf Radon zurückführbarer Erkrankungen zwar mit der durchschnittlichen Exposition der Wohnbevölkerung ansteigt. Es fällt jedoch bei den Untersuchungsergebnissen auf, dass dieser Zusammenhang über die Studien nicht sehr strikt ist. Vor allem die ersten Modellrechnungen, die auf Risikomodellen bei Bergarbeiterstudien beruhen, zeigen dabei eine auffällige Inkonsistenz (siehe Abbildung 10).

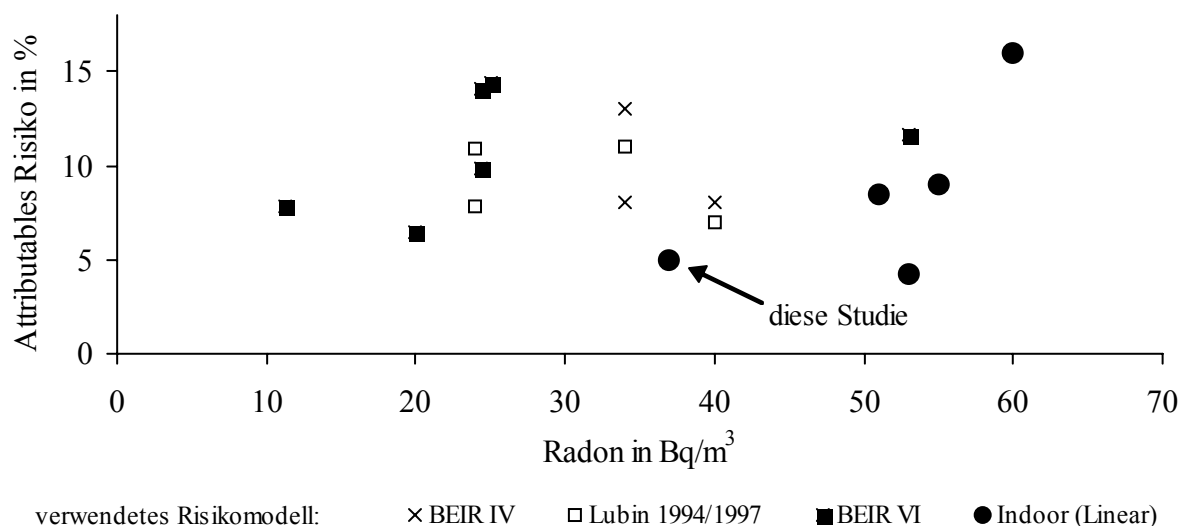


Abbildung 10: Lungenkrebs-Attributivrisiko durch Radon für die Wohnbevölkerung in % in verschiedenen Ländern von der berichteten mittleren Radonbelastung der Wohnbevölkerung in Bq/m^3 (Quelle: Einzelnachweis; siehe Tabelle 15)

Die Ursachen für diese vermeintliche inhaltliche Inkonsistenz sind vor allem in den unterschiedlichen Methoden der Modellrechnungen bzw. insbesondere bei Bergarbeiterstudien der eingegangenen Modellparameter, wie sie in den vorherigen Abschnitten 4.1.1, 4.1.2 und 4.1.3 begründet wurden, zu sehen. Bei der überwiegenden Zahl der bisher vorliegenden Ergebnisse wurde als Risikomodell ein Modell, das aus Bergarbeiterstudien abgeleitet wurde, verwendet (NRC 1988; SSK 1987; Lubin & Boice 1989; Steindorf et al. 1995; Lubin et al. 1997; NRC 1999; Darby et al. 2001; US EPA 2003; Catelinois 2004; Brand et al. 2005a, b). Lineare Risikomodelle (Lagarde 2001; Menzler & Kreienbrock 2005) oder einfache Modelle (Darby et al. 2005) wurden weniger häufig eingesetzt.

Als Eingangsparameter wurde im Regelfall keine empirische Verteilung der Radonexposition verwendet, sondern es gingen üblicherweise Annahmen über eine log-Normalverteilung der Radonex-

position der Bevölkerung ein. Hierbei wurden zudem unterschiedliche Werte für die unbelastete Bevölkerung gesetzt. Berücksichtigt man zudem, dass sich die Bevölkerungs- und Mortalitätsstrukturen in den einzelnen Ländern unterscheiden, so erscheint die Inkonsistenz bisheriger Modellrechnungen eher einen Grad der Verfahrensheterogenität darzustellen und die in Kapitel 3 berichteten Ergebnisse für Deutschland können hierin eingeordnet werden.

Es ist zu vermuten, dass bisherige Abschätzungen in anderen Ländern auch nach unten zu korrigieren sind, falls an Stelle von Risikomodellen aus Bergarbeiterstudien die Risikomodelle aus Studien in Innenräumen zur Anwendung kommen. Dies bestätigt neben der von Menzler & Kreienbrock (2005) vorgelegten Untersuchung für die Schweiz auch die davon unabhängige Untersuchung in Frankreich (Catelinois 2004).

4.2. Auswirkung der Begrenzung der Radon-Exposition auf die Bevölkerung

Die errechneten Anzahlen von Patienten mit Lungenkrebs, die auf Radon zurückgehen, können so interpretiert werden, dass sie den Todesfällen entsprechen, die vermieden werden könnten, wenn die Radonexposition der Bevölkerung bis auf die angenommene "Nullexposition" von 9 Bq/m^3 reduziert werden könnte. Damit kann diese Methodik auch direkt zu einer Abschätzung für die Auswirkungen möglicher Strategien des Risikomanagement verwendet werden.

Zur Evaluation solcher Strategien werden im Folgenden attributable Risiken berechnet, die sich aus dem Vergleich der ursprünglichen (korrigierten) Expositionsverteilung mit einer (korrigierten) Expositionsverteilung ergeben. Diese Situation geht von der theoretischen Überlegung aus, dass es gelingen könnte, die Radon-Exposition so zu reduzieren, dass vorgegebene Höchstwerte nicht überschritten werden.

Lubin et al. (1994) sprechen in diesem Zusammenhang von so genannten "effektiven attributablen Risiken" und schlagen grundsätzlich drei mögliche Alternativen zum Umgang mit solchen Höchstwerten vor:

- Szenario 1: Reduktion der hohen Wohnungswerte auf den Außenluftwert
- Szenario 2: Reduktion der hohen Wohnungswerte auf den jeweiligen Maximalwert
- Szenario 3: Reduktion auf zufälligen Wert gemäß der Radonverteilung unterhalb des jeweils erlaubten Maximalwerts.

Betrachtet man diese Überlegungen vor allem vor dem Hintergrund, dass diese Höchstwerte als Grenz-, Richt- oder Zielwerte bzw. "action level" mit dem Ziel der Sanierung von hoch belasteten Häusern interpretiert werden können, so erscheint vor allem die letzte Strategie von Interesse, denn die vormals hoch belasteten Häuser sollten nach der Sanierung einen Messwert unterhalb des Höchstwertes aufweisen. Eine Kappung der Verteilung bei einem Höchstwert, wie im Folgenden durchgeführt, und entsprechender Normierung der Verteilung bildet damit ein mögliches Ergebnis einer solchen Sanierungsstrategie ab.

Durch die beschriebenen drei Szenarien lassen sich bei Vorgabe eines Höchstwerts künstliche Radonverteilungen erstellen, die bei der Abschätzung des Ergebnisses von Sanierungskampagnen als Referenzverteilungen dienen. Als solche Höchstwerte werden

- 1 000 Bq/m³ (Grenzwert Schweiz)
- 400 Bq/m³ (Richtwert Europäische Union für bestehende Häuser)
- 250 Bq/m³ (Höchstwert des Normalbereiches, SSK 1987)
- 200 Bq/m³ (Richtwert Europäische Union für Neubauten)
- 150 Bq/m³ (Richtwert US EPA)
- 100 Bq/m³ (Zielwert für Reduzierungsmaßnahmen gemäß Vorschlag des BMU, Meyer zu Rheda 2005)

gewählt.

In Tabelle 16 sind die populationsattributablen Risiken durch Radon in Deutschland sowie die assoziierten Todesfälle durch Lungenkrebs für die oben aufgeführten unterschiedlichen Höchstwerte für die Radonverteilung für Männer und Frauen zusammen dargestellt.

Tabelle 16: Attributable Risiken gesamt (Summe männliche und weibliche Raucher und Nichtraucher), Effekte von Sanierungserfolgen: (Vermeidbare Anzahl Fälle jeweils bezogen auf eine mittlere jährliche Anzahl Todesfälle durch Lungenkrebs von 37 744 (=100%))

Höchstwert in Bq/m ³	Sanierungs- szenario ^{*)}	AR in %	Anzahl vermeidbarer Lungenkrebs-Todesfälle in einem Jahr (insgesamt)
0	Elimination	6.31	2381
9	Außenluft	5.02	1896
100	1	1.03	389
	2	0.41	157
	3	0.80	302
150	1	0.63	239
	2	0.25	94
	3	0.52	197
200	1	0.44	167
	2	0.18	66
	3	0.38	143
250	1	0.35	132
	2	0.13	50
	3	0.31	115
400	1	0.20	75
	2	0.07	26
	3	0.18	68
1000	1	0.06	21
	2	0.02	6
	3	0.05	20

^{*)} Elimination: berechnet auf der (theoretischen) Annahme, dass eine Reduktion der Radon-Exposition auf 0 Bq/m³ für die gesamte Bevölkerung möglich sei; Szenario 1: alle Werte über dem Höchstwert werden auf den Außenluftwert von 9 Bq/m³ saniert; Szenario 2: alle Werte über dem Höchstwert werden auf den Höchstwert saniert; Szenario 3: alle Werte über dem Höchstwert verteilen sich gemäß der Verteilung unter dem Höchstwert

Es wird deutlich, dass der überwiegende Anteil der attributablen Lungenkrebsfälle in Bereichen geringerer Radon-Konzentration auftritt. Als realistisches Ergebnis von Sanierungsstrategien ist

Szenario 3 anzusehen, bei dem Werte, die den vorgegebenen Höchstwert überschreiten, zufällig auf einen Wert unterhalb des Höchstwerts gesetzt werden.

Zusammenfassend ergibt sich, dass von den insgesamt etwa 37 700 jährlichen Todesfällen durch Lungenkrebs 1 896 auf Radon zurückführbar sind. Hiervon könnten 302 Fälle vermieden werden, wenn als Höchstwert 100 Bq/m^3 erreicht würde, d.h. wenn alle höher belasteten Wohnungen erfolgreich saniert würden. Dies entspricht ca. 15.9% aller durch Radon verursachten Lungenkrebsfälle in Deutschland. Der von der EU vorgegebene Richtwert von 200 Bq/m^3 könnte zu einer Verminderung der absoluten Todesfälle durch Lungenkrebs um 143 führen, bezogen auf die durch Radon verursachten Lungenkrebstodesfälle ist dies eine relativen Reduzierung um 7.5%. Ein zulässiger Wert von maximal 400 Bq/m^3 ließe die Anzahl Radon-induzierter Lungenkrebstodesfälle um 3.59% (68 Fälle absolut) sinken.

5. Schlussfolgerung und Ausblick

Radon und Radonfolgeprodukte stellen das mit Abstand größte umweltbedingte Lungenkrebsrisiko dar. Hierfür liegt mittlerweile eine Vielzahl wissenschaftlicher Belege aus Studien bei Bergarbeitern und aus Untersuchungen in der Allgemeinbevölkerung in Deutschland, Österreich, Italien, Spanien, Tschechien, Schweden, Finnland, Großbritannien, Frankreich, aus den U.S.A. und Kanada sowie China vor. Die deutsche Radonstudie ist mit 2 963 Fälle und 4 232 Kontrollen weltweit die größte Einzelstudie zum Zusammenhang zwischen Radon in Wohnungen und dem Auftreten von Lungenkrebs. Im Rahmen dieser Studie wurden Einzelmessungen von Radon in Wohnungen durchgeführt, und es wurden neben den Messungen Angaben über Umbaumaßnahmen, Lüftungsgewohnheiten aber auch Aufenthaltszeiten in der jetzigen und in früheren Wohnungen erfasst. Damit ist die deutsche Radonstudie eine sehr gute Ausgangslage für die Bestimmung des Risikos durch Radon in der deutschen Bevölkerung. Dieses bevölkerungsbezogene Risiko wird als populationsattributables Risiko (PAR) bezeichnet und gibt an, wie viele der auftretenden Lungenkrebstodesfälle in Deutschland statistisch dem Radon in Wohnungen zugeordnet werden können.

Zur ausreichend genauen Bestimmung des PAR ist aber die deutsche Radonstudie allein nicht ausreichend. Sie liefert zwar Aussagen zum relativen Lungenkrebsrisiko in Abhängigkeit von der Höhe der Radonbelastung, die als Ausgangspunkt der Berechnung des PAR benötigt werden, das gefundene zusätzliche relative Risiko (excess relative risk, ERR) ist aber statistisch noch vergleichsweise ungenau. Deshalb erscheint es sinnvoller, das Ergebnis der europäischen Pooling-Studie als Ausgangspunkt zu nehmen, die 7 148 Fälle und 14 208 Kontrollen umfasst und die deutschen Daten mit einschließt. Diese Studie liefert wegen der größeren statistischen Power eindeutiger Schätzungen für das ERR und erlaubt es zudem, für Ungenauigkeiten bei der Radonmessung zu korrigieren. Das Hauptergebnis dieser Studie ergibt für das ERR eine lineare Expositions-Wirkungs-Beziehung durch den Nullpunkt mit einer Steigung, die einem Anstieg der ERR um 16% pro 100 Bq/m³ korrigierter Exposition entspricht.

Zur Berechnung des PAR für Deutschland reicht es des Weiteren nicht aus, die Messwerte der deutschen Radonstudie zu betrachten, denn diese fand nur in den Wohnungen von Fällen und Kontrollen in einigen Teilen der Bundesrepublik statt (Süden von Thüringen und Sachsen, Nordostbayern, Eifel, Hunsrück und Teile des Ruhrgebiets), so dass diese Werte allein nicht repräsentativ für die Belastung der deutschen Bevölkerung sind. Da ein solches Messprogramm bislang nicht durchgeführt wurde, wurden für das hier durchgeführte Vorhaben beim BfS vorhandene Daten aus diversen (Forschungs-) Messprogrammen des Bundes und der Länder zur Verfügung gestellt, um damit eine annähernd repräsentative Radon-Verteilung zu generieren. Hierzu wurden ungeeignete Daten ausgeschlossen und nur solche Datensätze verwendet, die dem Ziel der Repräsentativität nahe kamen. Zudem wurden die Daten im Hinblick auf saisonale Effekte sowie die Bevölkerungsverteilung adjustiert, und fehlende Messwerte über Bodenluftmessungen von Radon geschätzt und imputiert. Dadurch war es möglich, für alle Kreise der Bundesrepublik mittlere Radonkonzentrationen abzuschätzen.

Mit dieser Radonverteilung und dem ERR aus der europäischen Pooling-Studie von Darby et al. 2005 wurde das populationsattributable Risiko für den radonbedingten Anteil an den Lungenkrebs-erkrankungen in Deutschland berechnet. Im Ergebnis beträgt danach die mittlere Radonkonzentration 49 Bq/m³, und ca. 5% aller Lungenkrebs-erkrankungen in Deutschland sind der Radonbelastung in Wohnungen zuzuschreiben. Da pro Jahr in Deutschland ca. 37 700 Personen am Lungenkrebs versterben, macht dies somit eine Zahl von 1 896 Fällen aus, die auf Radon zurückzuführen sind.

Diese Berechnung wurde noch weiter differenziert. Berücksichtigt man Angaben zum Rauchverhalten bei Männern und Frauen, dann sind dem Radon ca. 1 436 Männer und 478 Frauen mit Lungenkrebs zuzuordnen. Dabei ist berücksichtigt, dass ca. 98% der männlichen und 74% der weiblichen Lungenkrebspatienten Raucher oder Exraucher sind. Zum Vergleich: in der Durchschnittsbevölkerung dieser Altersgruppe sind 70% der Männer und 40% der Frauen Raucher oder Exraucher.

Ferner wurde untersucht, wie sich das PAR in den unterschiedlichen Bundesländern darstellt. Dabei liegen beim PAR Thüringen (8.75%) und Sachsen (8.29%), Rheinland Pfalz (6.43%) und Bayern (6.24%) an der Spitze, während Bremen, Hamburg und Berlin am Ende liegen. Anders sehen die absoluten Zahlen aus. Bei diesen sind NRW (447 Fälle) und Bayern (265 Fälle) am Stärksten betroffen. Dies erklärt sich zum einen aus der größeren Bevölkerungszahl, zum anderen aber bei NRW und den Stadtstaaten auch an der überproportional großen Zahl von Lungenkrebspatienten, was mit dem höheren Anteil von Rauchern und insbesondere Raucherinnen in diesen Bundesländern zusammenhängt (siehe z.B. auch Abbildung 6).

Abschließend wurde die Frage untersucht, wie viele der Erkrankungsfälle durch Radon in Wohnungen durch geeignete Präventivmaßnahmen vermeidbar sind. Die Außenluftkonzentration von Radon beträgt in Deutschland nach Angaben des BfS durchschnittlich 9 Bq/m³. Daher stellen diese 9 Bq/m³ eine untere Grenze der Radonbelastung dar. Eine obere Grenze kann dagegen durch gesetzliche Regelungen vorgegeben werden. Hierzu werden verschiedene Szenarien betrachtet und ermittelt, wie viele Erkrankungsfälle vermeidbar sind. Das realistischste Szenario führt zu dem Ergebnis, dass pro Jahr 302 Erkrankungsfälle vermieden werden können, wenn ein Höchstwert von 100 Bq/m³ nicht überschritten würde. Bei einem Höchstwert von 200 Bq/m³ sind 143 und bei einem Höchstwert von 400 Bq/m³ 68 radonbedingte Erkrankungsfälle in Deutschland vermeidbar. Diese Zahlen gelten unter der Annahme, dass alle Wohnungen mit höheren Belastungen erfolgreich saniert würden und neue Wohnungen ebenfalls unter diesen Höchstwerten liegen.

Vergleicht man diese Ergebnisse mit früheren Abschätzungen zum populationsattributablen Risiko, so kamen diese überwiegend zu höheren Werten. So wurde von der SSK früher der Anteil der radonbedingten Lungenkrebsfälle in den alten Bundesländern auf 8% geschätzt, und Berechnungen auf der Grundlage von Bergarbeiterstudien führten zu einer Schätzung von 7%. Das PAR von 5%, das sich aus den neuesten Untersuchungen ergibt, ist deutlich niedriger, da sich in den Modellen der Bergarbeiterstudien steilere Expositions-Wirkungszusammenhänge ergeben als in den neuesten Studien zum Radonrisiko in Innenräumen. Damit entspricht die derzeitige Abschätzung ersten theoretischen Überlegungen zum populationsattributablen Risiko, wie sie etwa von Jacobi (1984) angestellt wurden.

Auch wenn die durch Vorsorgemaßnahmen vermeidbare Zahl von Lungenkrebserkrankungen kleiner ist als früher angenommen, so ist dieses Risiko dennoch nach dem Rauchen und neben dem Passivrauchen das wichtigste Lungenkrebsrisiko für die deutsche Bevölkerung. Das größte Präventionspotential liegt bekanntermaßen im Verzicht auf den Tabakkonsum. Ferner ist zu beachten, dass Radon bei Rauchern in Deutschland 1 737 Erkrankungsfälle verursacht, bei Nichtrauchern hingegen nur 159 Erkrankungsfälle. Daher lässt sich das radonbedingte Risiko auch durch Aufgeben des Rauchens deutlich verringern. Zusammengefasst ergibt sich somit ein wichtiges Präventionspotential für den Lungenkrebs sowohl durch Vermeiden der aktiven und passiven Tabakrauchexposition als auch durch Maßnahmen zur Reduktion der Radonbelastungen in Wohnungen.

Auch wenn die durchgeführten Modellrechnungen mit dem WHO-Konzept des "Global Burden of Disease" die derzeit weltweit anerkannteste Methode zur Abschätzung populationsattributabler Risiken darstellt, so sind diese Betrachtungen dennoch einigen Einschränkungen unterworfen. So wird nur die Radonbelastung in Wohnungen berücksichtigt, nicht jedoch diejenige am Arbeitsplatz oder

an anderen Aufenthaltsorten. Dies stellt insbesondere bei der Risikoabschätzung von Personen eine Limitation dar, die sich häufig andernorts aufhalten. Zudem ist auch die Ermittlung der Radonexposition der Wohnbevölkerung nur sehr grob möglich, denn derzeit existiert kein Radon-Monitoring-Programm, das neben aktuellen und repräsentativen Messungen auch weitere Parameter der Radon-Exposition wie etwa Wohnungswechsel, Lüften etc. einbezieht.

Überdies hängen die Ergebnisse von den verwendeten Modellannahmen für das (zusätzliche) relative Risiko ab. Da diese Modelle sich in den letzten Jahren deutlich verändert haben, musste auch die Abschätzung des PAR entsprechend modifiziert werden. So ist es auch weiterhin nicht auszuschließen, dass weitere Erkenntnisse wiederum zu geänderten Abschätzungen führen. Sehr große Modifikationen sind allerdings nicht zu erwarten, denn die großen Studien zum Thema sind weitgehend abgeschlossen. Lediglich das Pooling der europäischen und nordamerikanischen Daten sowie kleinerer Studien aus anderen Teilen der Welt steht noch aus. Da die bisherigen Auswertungen für Nordamerika ähnliche Ergebnisse wie für Europa liefern, sind hier keine sehr großen Änderungen mehr zu erwarten. Allerdings kann die genauere Analyse von Interaktionen mit dem Rauchen noch zu Veränderungen führen (vgl. z.B. Lubin & Steindorf 1995).

Auf der anderen Seite kann festgestellt werden, dass die vorliegende Analyse auch wesentliche Stärken aufweist. So basieren sämtliche Berechnungen auf der größten verfügbaren Studie zum Lungenkrebsrisiko durch Radon in Innenräumen, der europäischen Pooling-Studie, so dass die epidemiologische Grundlage sehr breit ist. Dabei war nicht nur eine individuelle Erfassung des Rauchverhaltens und anderer Risikofaktoren in einer genaueren Modellierung des (zusätzlichen) relativen Risikos möglich, sondern anders als bei den früheren Abschätzungen des PAR aus Bergarbeiterstudien mit umfangreichen Annahmen zur Übertragbarkeit auf die Allgemeinbevölkerung und Wohnungen konnte ein wesentlich valideres Modell für die Abschätzungen verwendet werden.

Zusammengefasst liegt nunmehr eine geeignete Abschätzung des Radonrisikos für die Bevölkerung vor, die als verlässliche Grundlage für das Risikomanagement in Deutschland anzusehen ist. Die absolute Zahl vermeidbarer Lungenkrebsfälle in Deutschland ist so erheblich, dass es als unbedingt sinnvoll erachtet werden muss, Maßnahmen zu ergreifen, die hohe Radonbelastungen der Bevölkerung reduzieren und gleichzeitig einen wesentlichen Beitrag dazu liefern, die durchschnittliche Belastung der Wohnbevölkerung mit Radon erheblich abzusenken.

Literatur

- Agudo A, Ahrens W, Benhamou E, Benhamou S, Boffetta P, Darby SC, Forastiere F, Fortes C, Gaborieau V, Gonzalez C. A, Jöckel KH, Kreuzer M, Merletti F, Pohlabein H, Richiardi L, Whitley E, Wichmann HE, Zambon P, Simonato L. Lung cancer and cigarette smoking in women: a multicenter case-control study in Europe. *Int J Cancer* 2000; 88: 820-7.
- Alavanja MCR, Brownson RC, Lubin JH, Berger E, Chang J, Boice Jr JD. Residential radon exposure and lung cancer among nonsmoking women. *J Nat Cancer Inst* 1994; 86: 1829-37.
- Alavanja MCR, Lubin JH, Mahaffey JA, Brownson RC. Residential radon exposure and risk of lung cancer in Missouri. *Am J Public Health* 1999; 89: 1042-8.
- Alberg AJ, Samet JM. Epidemiology of lung cancer. *Chest* 2003; 123: 21S-49S.
- Armstrong BG. The effects of measurement errors on relative risk regressions. *Am J Epidemiol* 1990; 132 6: 1176-84.
- Armstrong BG. Effect of measurement error on epidemiological studies of environmental and occupational exposures. *Occup Environ Med* 1998; 55 10: 651-6.
- Auvinen A, Mäkeläinen I, Hakama M, et al. Indoor radon exposure and risk of lung cancer: a nested case-control study in Finland. *J Nat Cancer Inst* 1996, 88: 966-72 [Erratum. *J Nat Cancer Inst* 1998; 90: 401-2].
- Barros-Dios JM, Barreiro MA, Ruano-Ravina A, Figueiras A. Exposure to residential radon and lung cancer in Spain: a population-based case-control study. *Am J Epidemiol* 2002; 156: 548-55.
- Bauchinger M, Schmid E, Braselmann H, Kulka U. Chromosome aberrations in peripheral lymphocytes from occupants of houses with elevated indoor radon concentrations. *Mutat Res* 1994; 310: 135-42.
- Baysson H, Tirmarche M, Tymen G, Gouva S, Caillaud D, Artus JC, Vergnenegre A, Ducloy F, Laurier D. Indoor radon and lung cancer in France. *Epidemiology* 2004; 15/6: 709-16.
- Becker N, Frentzel-Beyme R, Wagner G. Atlas of Cancer Mortality in the Federal Republic of Germany, Berlin, Heidelberg, New York, Springer-Verlag, 1984.
- BfS Bundesamt für Strahlenschutz. Jahresbericht 2000 des Bundesamtes für Strahlenschutz, 2000. Erhältlich unter <http://www.bfs.de/bfs/druck/jahresberichte/jb2000.html>, letzter Zugriff am 20.12.2005.
- Blot WJ, Xu Z-Y, Boice JD, et al. Indoor radon and lung cancer in China. *J Nat Cancer Inst* 1990; 82: 10-25.
- Bochicchio F, Forastiere F, Farchi S, Quarto M, Axelson O. Residential radon exposure, diet and lung cancer: a case-control study in a Mediterranean region. *Int J Cancer* 2005; 114: 983-91.
- Brand KP, Zielinski JM, Krewski D. Residential radon in Canada: An uncertainty analysis of population and individual lung cancer risk. *Risk Anal* 2005a; 25 2: 253-69.
- Brand KP, Zielinski JM, Krewski D. Residential radon in Canada: An uncertainty analysis of population and individual lung cancer risk. Technical Report Series of the Laboratory for Research in Statistics and Probability, No. 415, Carleton University, 2005b.
- Brüske-Hohlfeld I, Schaffrath Rosario A, Wichmann HE. Lungenkrebsrisiko im Uranerzbergbau – Ergebnisse einer Fall-Kontroll Studie. In: Nutzungsmöglichkeiten des GDA Wismut für die Präventionsforschung. Hrsg.: Schriftenreihe der Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin, Dortmund, 35-59, 2005.
- Brüske-Hohlfeld I, Schaffrath Rosario A, Wölke G, Heinrich J, Kreuzer M, Kreienbrock L, Wichmann HE. Fall-Kontroll-Studie zum Lungenkrebs bei Wismut-Beschäftigten. Abschlussbericht an das Bundesamt für Strahlenschutz, Neuherberg, 2004.
- Brüske-Hohlfeld I, Schaffrath Rosario A, Wölke G, Heinrich J, Kreuzer M, Kreienbrock L, Wichmann HE. Lungenkrebsrisiko bei Beschäftigten im Uranerzbergbau. Fall-Kontroll-Studie bei ehemaligen Beschäftigten der Wismut. ecomed Verlagsgesellschaft, Landsberg, 2004.
- Brüske-Hohlfeld I, Schaffrath Rosario A, Wölke G, Heinrich J, Kreuzer M, Kreienbrock L, Wichmann HE. Lung cancer risk among former uranium miners of the WISMUT Company in Germany. *Health Phys* 2006; 90: 208-16.
- Brüske-Hohlfeld I, Wichmann HE, Konietzko N. Lungenkrebs. In: Wichmann HE, Schlipkötter HW, Fülgraff G./Hrsg. Handbuch der Umweltmedizin, 8. Ergänzungslieferung. ecomed Verlagsgesellschaft, Landsberg, V-1.3.4, 1-19, 1995.

- Burkart W. Radiation biology of the lung. *Sci Total Environ* 1989; 89: v-ix, 1-230.
- Buzas JS, Stefanski LA, Tosteson TD. Measurement Error. In: Ahrens W, Pigeot I, Ed. *Handbook of Epidemiology*. Springer, Berlin, 2005.
- Catelinois O. Évaluation des Risques associés aux Rayonnements ionisants. These pour obtenir le grade de docteur de l'université Paris 11, 2004
- Carroll RJ, Ruppert D, Stefanski LA. *Measurement Error in Nonlinear Models*. Chapman & Hall, 1995.
- Chiang CL. *Introduction to stochastic processes in biostatistics*. Wiley, NY, 1968.
- Cross FT. Invited Commentary: Residential radon risks from the perspective of experimental animal studies. *Am J Epidemiol* 1994; 140: 333-9.
- Darby SC, Hill DC. Health effects of residential radon: A European perspective at the end of 2002. *Radiat Prot Dosimet* 2003; 104 4: 321-9.
- Darby S, Hill D, Auvinen A, Barros-Dios JM, Baysson H, Bochicchio F, Deo H, Falk R, Forastiere F, Hakama M, Heid I, Kreienbrock L, Kreuzer M, Lagarde F, Mäkeläinen I, Muirhead C, Oberaigner W, Pershagen G, Ruano-Ravina A, Ruosteenoja E, Schaffrath Rosario A, Tirmarche M, Tomáček L, Whitley E, Wichmann HE, Doll R: Radon in homes and risk of lung cancer: collaborative analysis of individual data from 13 European case-control studies. *BMJ* 2004, doi:10.1136/bmj.38308.477650.63 und *BMJ* 2005; 330: 223-6.
- Darby S, Hill D, Deo H, Auvinen A, Barros-Dios JM, Baysson H, Bochicchio F, Doll R, Falk R, Figueiras A, Forastiere F, Hakama M, Heid IM, Kreienbrock L, Kreuzer M, Lagarde F, Mäkeläinen I, Muirhead C, Oberaigner W, Pershagen G, Ruosteenoja E, Schaffrath Rosario A, Tirmarche M, Tomášek L, Whitley E, Wichmann HE. Residential radon and lung cancer: Detailed results of a collaborative analysis of individual data on 7,148 subjects with lung cancer and 14,208 subjects without lung cancer from 13 epidemiological studies in Europe. *Scand J Work Environ Health* 2006; 32, Suppl. 1.
- Darby S, Hill D, Doll R. Radon: A likely carcinogen at all exposures. *Ann Oncol* 2001; 12 10: 1341-51.
- Darby S, Whitley E, Silcocks P, Thakrar B, Green M, Lomas P, Miles J, Reeves G, Fearn T, Doll R. Risk of lung cancer associated with residential radon exposure in south-west England: a case-control study. *Br J Cancer* 1998; 78 (3): 394-408.
- Field RW, Steck DJ, Smith BJ, et al. Residential radon gas exposure and lung cancer: the Iowa Radon Lung Cancer Study. *Am J Epidemiol* 2000; 151: 1091-102.
- Gans I, Kahl T, Rühle H. Radonmessungen im Rahmen der deutsch-deutschen Zusammenarbeit auf dem Gebiet des Strahlenschutzes. *Schriftenreihe Reaktorsicherheit und Strahlenschutz BMU* 1993-384, Bundesminister für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit, 1993.
- Gerken M, Kreienbrock L, Wichmann HE. Radon. In: Wichmann HE, Schlipkötter HW, Fülgraff G (Hrsg.). *Handbuch der Umweltmedizin*, 8. Ergänzungslieferung VII-2.3.3. ecomed Verlagsgesellschaft, Landsberg, 1996: 1-21.
- Greenland S. Ecologic versus individual-level sources of bias in ecologic estimates of contextual health effects. *Int J Epidemiol* 2001; 30: 1343-50.
- Grosche B, Kreuzer M, Schnelzer M, Tschense A. Die deutsche Uranbergarbeiterkohortenstudie. Erste Ergebnisse. In: *Forschung zum Problembereich Radon. Vortragsmanuskripte des 16. Statusgespräches*, Berlin, 21./22. Oktober 2003. Hrsg.: Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit, Bonn, 2004: 1-9.
- Härtling FH, Hesse W. Der Lungenkrebs, die Bergkrankheit in den Schneeberger Gruben. *Vierteljahresschrift für gerichtliche Medizin und öffentliches Sanitätswesen*, Neue Folge 1879; 30: 296-309.
- Heid IM, Küchenhoff H, Wellmann J, Gerken M, Kreienbrock L, Wichmann HE. On the potential of measurement error to induce differential bias on odds ratio estimates: an example from radon epidemiology. *Stat Med* 2002; 21: 3261-78.
- Hofmann W. Overview of radon lung dosimetry. *Radiat Prot Dosim* 1998; 79: 229-36.
- IARC International Agency for Research on Cancer. Tobacco smoke and involuntary smoking. *IARC Monographs on the evaluation of carcinogenic risks to humans*, Vol. 83, Lyon, 2004.
- IARC, *IARC Monographs on the evaluation of carcinogenic risks to humans. Ionizing Radiation, Part 2: Some internally deposited Radionuclides*. Vol 78, Lyon, France, 2001.
- ICRP International Commission on Radiological Protection (Hrsg.). *Lung cancer risk from indoor exposure to radon daughters*. ICRP Publ. 50. Pergamon Press, New York, 1987.

- ICRP International Commission on Radiological Protection. Protection against radon 222 at home and at work. ICRP Publ. 65. Annals of the ICRP 1993, Vol. 23, No 2.
- Jacobi W. Possible lung cancer risk from indoor exposure to radon daughters. *Radiat Prot Dosimet* 1984; 7 1-4: 395-401.
- Jacobi W, Henrichs K, Barclay D. Verursachungswahrscheinlichkeit von Lungenkrebs durch die berufliche Strahlenexposition von Uran-Bergarbeitern der Wismut AG. GSF-Bericht S-14. Neuherberg, 1992.
- Jöckel KH, Bröske-Hohlfeld I, Wichmann HE. Lungenkrebsrisiko durch berufliche Exposition. *Fortschritte in der Epidemiologie*. ecomed Verlagsgesellschaft, Landsberg, 1998.
- Jostes RF. Genetic, cytogenetic, and carcinogenic effects of radon: a review. *Mutat Res* 1996; 340: 125-39.
- Keller G. Mitigation methods in high radon areas in Germany. *Radiat Prot Dosim* 1992; 45, 1/4 Supplement: 565-8.
- Kemski J, Klingel R, Siehl A. Das geogene Radon-Potential. In: Siehl A. / Hrsg. Umweltradioaktivität - Geologie und Ökologie im Kontext. Ernst & Sohn, VCH, Berlin, 1996: 179-222.
- Kemski J, Siehl A, Stegemann R, Valdivia-Manchego M. Mapping the geogenic radon potential in Germany. *Sci Total Environ* 2001; 272 1-3: 217-30.
- Kreienbrock L. Environmental Epidemiology. In: Ahrens W, Pigeot I, Ed. Handbook of Epidemiology. Springer, Berlin, 2005.
- Kreienbrock L, Kreuzer M, Gerken M, et al. Case-control study on lung cancer and residential radon in West Germany. *Am J Epidemiol* 2001; 153: 42-52.
- Kreienbrock L, Schach S. *Epidemiologische Methoden*, 4. Auflage. Elsevier. Spektrum, Heidelberg, 2005.
- Kreuzer M, Brachner A, Lehmann F, Martignoni K, Wichmann HE, Grosche B. Characteristics of the German Uranium Miners Cohort Study. *Health Phys* 2002; 83: 26-34.
- Kreuzer M, Heinrich J, Wölke G, Schaffrath Rosario A, Gerken M, Wellmann J, Keller G, Kreienbrock L, Wichmann HE. Residential Radon and risk of lung cancer in Eastern Germany. *Epidemiology* 2003; 14(5): 559-68.
- Krewski D, Lubin JH, Zielinski JM, Alavanja M, Catalan VS, Field RW, Klotz JB, Letourneau EG, Lynch CF, Lyon JJ, Sandler DP, Schoenberg JB, Steck DJ, Stolwijk JA, Weinberg C, Wilcox HB. Residential radon and risk of lung cancer: a combined analysis of 7 North American case-control studies. *Epidemiology* 2005; 16(2): 137-45.
- Lagarde F. Residential Radon Exposure and Lung Cancer - Risk Assessment Based on Epidemiological Data. Doctoral Thesis, Karolinska Institutet, Stockholm, 2001.
- Lagarde F, Axelsson G, Damber L, Mellander H, Nyberg F, Pershagen G. Residential radon and lung cancer among never-smokers in Sweden. *Epidemiology* 2001; 12: 396-404.
- Lagarde F, Pershagen G. Parallel analyses of individual and ecologic data on residential radon, cofactors, and lung cancer in Sweden. *Am J Epidemiol* 1999; 149 3: 268-74.
- Lagarde F, Pershagen G, Akerblom G, Axelson O, Bäverfjord U, Damber L, Enflo A, Svartengren M, Swedjemark GA. Residential radon and lung cancer in Sweden: risk analysis accounting for random error in the exposure assessment. *Health Phys* 1997; 72: 269-76.
- Létourneau EG, Krewski D, Choi NW, et al. Case-control study of residential radon and lung cancer in Winnipeg, Manitoba, Canada. *Am J Epidemiol* 1994; 140: 310-22.
- Lubin JH. The potential for bias in Cohen's ecological analysis of lung cancer and residential radon. *J Radiol Prot* 2002; 22: 141-8.
- Lubin JH, Boice Jr JD. Estimating Rn-induced lung cancer in the United States. *Health Phys* 1989; 57 3: 417-27.
- Lubin JH, Boice Jr JD. Lung cancer risk from residential radon: meta-analysis of eight epidemiologic studies. *J Nat Cancer Inst* 1997; 89: 49-57.
- Lubin JH, Boice JD, Edling CH, Hornung R, Howe G, Kunz E, Kusiak A, Morrison HI, Radford EP, Samet JM, Tirmarche M, Woodward A, Xiang YS, Pierce DA. Radon and lung cancer risk: A joint analysis of 11 underground miners studies. US National Institutes of Health. NIH publication No. 94-3644, 1994.
- Lubin JH, Boice Jr JD, Edling C, Hornung RW, Howe G, Kunz E, Kusiak RA, Morrison HI, Radford EP, Samet JM, Tirmarche M, Woodward A, Yao SX, Pierce DA. Lung cancer in radon-exposed miners and the estimation of risk from indoor exposure. *J Natl Cancer I* 1995a; 87: 817-27.

- Lubin JH, Boice Jr JD, Samet JM. Errors in exposure assessment, statistical power and the interpretation of residential radon studies. *Radiat Res* 1995b; 144: 329-41.
- Lubin JH, Steindorf K. Cigarette use and the estimation of lung cancer attributable to radon in the United States. *Radiat Res* 1995; 141 1: 79-85.
- Lubin JH, Tomášek L, Edling C, Hornung RW, Howe G, Kunz E, et al. Estimating lung cancer mortality from residential radon using data for low exposures of miners. *Radiat Res* 1997; 147: 126-34.
- Lubin JH, Wang ZY, Boice Jr JD, Xu ZY, Blot WJ, De Wang L, Kleinerman RA. Risk of lung cancer and residential radon in China: Pooled results of two studies. *Int J Cancer* 2004; 109: 132-7.
- Menzler S, Kreienbrock L. Attributive Risiken durch Radon in der Schweiz. Abschlussbericht im Auftrag des Bundesamtes für Gesundheit, Bern (CH), 2005.
- Meyer zu Rheda E. Vorschläge für eine gesetzliche Regelung zur Begrenzung von Radon in Aufenthaltsräumen. In: Forschung zum Problemkreis "Radon". Vortragsmanuskripte des 17. Statusgespräches, Berlin 14./15.Okt. 2004. Hrsg: Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit, Bonn, Jan. 2005.
- Michels KB. A renaissance for measurement error. *Int J Epidemiol* 2001; 30 3: 421-2.
- Morgenstern H. Ecologic studies in epidemiology: Concepts, principles, and methods. *Annual Reviews of Public Health* 1995; 16: 61-81.
- Müller HE. Gutachten im Staatsarchiv Dresden, Außenstelle Freiberg (Bergarchiv). 1913; Facs. LBA-AB 298: 913-1923.
- NRC, National Research Council. Health Risks of Radon and other Internally Deposited Alpha-Emitters, BEIR IV Report of the Committee on the Biological Effects of Ionizing Radiation. National Academy Press, Washington, D.C., 1988.
- NRC, National Research Council. The Health Effects of Exposure to Indoor Radon, BEIR VI Report of the Committee on the Biological Effects of Ionizing Radiation. National Academy Press, Washington, D.C., 1999.
- Oberaigner W, Kreienbrock L, Schaffrath Rosario A, Kreuzer M, Wellmann J, Keller G, Gerken M, Langer B, Wichmann HE. Radon und Lungenkrebs im Bezirk Imst / Österreich. ecomed Verlagsgesellschaft, Landsberg, 2002.
- Östreicher U, Braselmann H, Stephan G. Cytogenetic analyses in peripheral lymphocytes of persons living in houses with increased levels of indoor radon concentrations. *Cytogenet Genome Res* 2004; 104: 232-236.
- Parkin DM, Sasco AJ. Lung cancer: Worldwide variation in occurrence and proportion attributable to tobacco use. *Lung Cancer* 1993; 9: 1-16.
- Pershagen G, Akerblom G, Axelson O, et al. Residential radon exposure and lung cancer in Sweden. *New Engl J Med* 1994; 330: 159-64.
- Pershagen G, Liang ZH, Hrubec Z, Svensson C, Boice JD. Residential radon exposure and lung cancer in Swedish women. *Health Phys* 1992; 63: 179-86.
- Pesch B, Jöckel KH, Wichmann HE. Luftverunreinigungen und Lungenkrebs. *Informatik, Biometrie und Epidemiologie in Medizin und Biologie* 1995; 26: 134-53.
- Pisa FE, Barbone F, Betta A, Bonomi M, Alessandrini B, Bovenzi M. Residential radon and risk of lung cancer in an Italian alpine area. *Arch Environ Health*. 56; 2001: 208-15.
- Plummer M. Improved estimates of floating absolute risk. *Stat Med* 2004; 23: 93-104.
- Pohl-Rühling J. Chromosome aberrations in man in areas with elevated natural radioactivity. *Berzelius-Symposium* 1988; 15: 103-11.
- Pohl-Rühling J, Fischer P. The dose-effect relationship of chromosome aberrations to alpha and beta irradiation in a population subjected to an increased burden of natural radioactivity. *Radiat Res* 1979; 80: 61-81.
- Porstendörfer J, Wicke E, Schraub A. Methods for a Continuous Registration of Radon, Thoron, and Their Decay Products Indoors and Outdoors. In: Gesell, TF, Lowder, WM./Hrsg. Natural Radiation Environment III. Proceedings of a symposium held at Houston, Texas, April 23-28 1978. Technical Information Center, U.S. Department of Energy, 1980: 1293-307.

- Prüss-Üstün A, Mathers C, Corvolán C, Woodward A. Introduction and methods: assessing the environmental burden of disease at national and local levels. Geneva, World Health Organization, 2003. (WHO Environmental burden of disease Series, No. 1)
- Reeves GK, Cox DR, Darby SC, Whitley E. Some aspects of measurement error in explanatory variables for continuous and binary regression models. *Stat Med* 1998; 17: 2157-77.
- RKI Robert-Koch-Institut. Die Gesundheit der Deutschen. Ein Ost-West-Vergleich von Gesundheitsdaten. RKI-Heft 7/1995, 1995.
- RKI Robert-Koch-Institut. Gesundheitsberichterstattung des Robert-Koch-Instituts. <http://www.rki.de/GBE/> KREBS, zuletzt aufgerufen am 25.10.2003.
- Rühle H. Radongehalt des Trinkwassers in der Bundesrepublik Deutschland und Abschätzung der Strahlenexposition. In: BMU Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit/ Hrsg.: Schriftenreihe Reaktorsicherheit und Strahlenschutz. BMU-1995-415. Bonn, 1994.
- Ruosteenoja E, Mäkeläinen I, Rytömaa T, Hakulinen T, Hakama M. Radon and lung cancer in Finland. *Health Phys* 1996; 71: 185-9.
- Samet JM. Radon and lung cancer. *J Natl Cancer I* 1989; 81: 745-57.
- Sandler DP, Weinberg CR, Archer VE, et al. Indoor radon and lung cancer risk: A case-control study in Connecticut and Utah. *Proceedings of the American Statistical Association Conference on Radiation and Health. Radiat Res* 1999; 151: 103-5.
- Schaffrath Rosario A, Heid IM, Kreienbrock L, Heinrich J, Wellmann J, Gerken M, Kreuzer M, Steinwachs A, Langer B, Brüske-Hohlfeld I, Wichmann HE. Bewertung des Lungenkrebsrisikos durch Radon in Wohnungen in Deutschland mit Hilfe statistisch-epidemiologischer Modelle sowie internationale Einordnung der deutschen Ergebnisse. In: Wichmann HE, Schlipkötter HW, Fülgraff G/Hrsg: Fortschritte in der Umweltmedizin, ecomed Verlagsgesellschaft, Landsberg, 2006, im Druck
- Schmier H. Die Strahlenexposition durch die Folgeprodukte des Radon und Thoron. Schriftenreihe des Instituts für Strahlenhygiene des BGA, Neuherberg, 1984.
- Schoenberg JB, Klotz JB, Wilcox HB, et al. Case-control study of residential radon and lung cancer among New Jersey women. *Cancer Res* 1990; 50: 6250-4.
- Schoenberg JB, Klotz JB, Wilcox HB, Szmaziac SF. A case-control study of radon and lung cancer among New Jersey women. 29th Hanford Symposium on Health and the Environment, Indoor radon and lung cancer: Reality or myth? United States Department of Energy and Battelle, Pacific Northwest Laboratories (sponsors). Columbus, Richland, Washington, USA, Battelle Press, 1992: 905-18.
- SSK (Strahlenschutzkommission), Veröffentlichungen der Strahlenschutzkommission, Band 46. Empfehlungen der Strahlenschutzkommission 1999/2000. Redaktion: Detlef Gumprecht und Horst Heller, Bonn, 2002.
- SSK (Strahlenschutzkommission), Veröffentlichungen der Strahlenschutzkommission, Band 6. Empfehlungen der Strahlenschutzkommission 1985/1986. Redaktion: Horst Heller, Köln, 1987.
- Steindorf K, Becher H: Estimation of unit risk and unit loss of life expectancy in quantitative risk assessment. *Informatik, Biometrie und Epidemiologie in Medizin und Biologie* 1994; 25: 225-32.
- Steindorf K, Lubin J, Wichmann HE, Becher H: Lung cancer deaths attributable to indoor radon exposure in West Germany. *Int J Epidemiol* 1995, 24, 485-92.
- Stidley CA, Samet JM. A review of ecological studies of lung cancer and indoor radon. *Health Phys* 1993; 65: 234-51.
- Tomášek L, Müller T, Kunz E, Heribanová A, Matzner J, Plaček V, Burian I, Holeček J. Study of lung cancer and residential radon in the Czech Republic. *Centr Eur J Publ Health* 2001; 9: 150-3.
- Tomasek L, Placek V, Muller T, Heribanova A, Matzner J, Burian I, Holecek J. Czech studies of lung cancer risk from radon. *Int J of Low Radiation* 2003; 1: 50-62.
- Tosteson TD, Stefanski LA, Schafer DW. A measurement-error model for binary and ordinal regression. *Stat Med* 1989; 8 9: 1139-47.
- United States Environmental Protection Agency. EPA Assessment of Risks from Radon in Homes, 2003. (EPA 402-R-03-003)
- Wang Z, Lubin JH, Wang L, et al. Residential radon and lung cancer risk in a high-exposure area of Gansu Province, China. *Am J Epidemiol* 2002; 155: 554-64.

- Weimin Y, Sobue T, Lee VS, Tanooka H, Mifune M, Suyama A, Koga T, Morishima H, Kondo S. Mortality and cancer incidence in Misasa, Japan, a spa area with elevated radon levels. *Jpn J Cancer Res* 1998; 89, 789-96.
- WHO World Health Organization. Indoor air quality: A risk-based approach to health criteria for radon indoors. Full report, 1996.
- Wichmann HE, Gerken M, Wellmann J, Kreuzer M, Kreienbrock L, Keller G, Wölke G, Heinrich J. Lungenkrebsrisiko durch Radon in der Bundesrepublik Deutschland (Ost) – Thüringen und Sachsen. ecomed Verlagsgesellschaft, Landsberg, 1999.
- Wichmann HE, Jöckel KH, Molik B. Luftverunreinigungen und Lungenkrebsrisiko - Ergebnisse einer Pilotstudie. Bericht des Umweltbundesamtes 7/91. Erich Schmidt, Berlin, 1991.
- Wichmann HE, Kreienbrock L, Kreuzer M, Gerken M, Dingerkus G, Wellmann J, Keller G. Lungenkrebsrisiko durch Radon in der Bundesrepublik Deutschland (West). ecomed Verlagsgesellschaft, Landsberg, 1998.
- Wichmann HE, Kreienbrock L, Kreuzer M, Gerken M, Dingerkus G, Wellmann J, Keller G, Kappel R. Lungenkrebsrisiko durch Radon in der Bundesrepublik Deutschland (West). Abschlußbericht an das Bundesamt für Strahlenschutz und den Bundesminister für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit im Vorhaben St Sch 1066, 4074, 4074/1, Wuppertal, 1997.
- Wichmann HE, Schaffrath Rosario A, Heid I, Kreuzer M, Heinrich J, Kreienbrock L: Increased lung cancer risk due to residential radon in a pooled and extended analysis of studies in Germany. *Health Phys* 2005; 88: 71-9.
-

Anhang

Im Anhang werden folgende Konventionen bei der Darstellung der Tabellen verwendet:

Symbol	Bedeutung
-	Echte Null bzw. es wurde kein Wert beobachtet
0.0	Wert größer als Null, aber kleiner als 0.05
0.00	Wert größer als Null, aber kleiner als 0.005
×	Berechnung nicht sinnvoll

A.1. Epidemiologische Daten für Deutschland

A.1.1. Daten zur Krebsmortalität

Tabelle 17: Mittlere jährliche absolute Anzahlen zur Bevölkerung und Mortalität (insgesamt und durch Lungenkrebs) der Männer in Deutschland in den Jahren 1996-2000, getrennt nach Alter (Quelle: Deutsches Krebsforschungszentrum)

Alter	Bevölkerung		Verstorbene gesamt		Anzahl Tote durch Lungenkrebs	
	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%
0 - 4	2032757	5.08	2573	0.65	1	0.00
5 - 9	2251572	5.62	326	0.08	1	0.00
10 - 14	2381553	5.95	388	0.10	0	0.00
15 - 19	2350532	5.87	1580	0.40	1	0.00
20 - 24	2315194	5.78	2178	0.55	4	0.01
25 - 29	2898062	7.24	2640	0.67	7	0.02
30 - 34	3653969	9.13	3900	0.99	28	0.10
35 - 39	3581543	8.94	5571	1.41	113	0.40
40 - 44	3110648	7.77	8023	2.03	344	1.20
45 - 49	2806062	7.01	11268	2.85	812	2.84
50 - 54	2352811	5.88	14894	3.76	1504	5.26
55 - 59	2795707	6.98	28070	7.09	3293	11.52
60 - 64	2561455	6.40	39213	9.90	4617	16.16
65 - 69	1877888	4.69	48497	12.25	5551	19.43
70 - 74	1398118	3.49	54490	13.76	5189	18.16
75 - 79	874182	2.18	53934	13.62	3710	12.98
80 - 84	420206	1.05	46598	11.77	1930	6.75
ab 85	377460	0.94	71761	18.13	1473	5.15
Gesamt	40039720	100.00	395905	100.00	28577	100.00

Tabelle 18. Mittlere jährliche absolute Anzahlen zur Bevölkerung und Mortalität (insgesamt und durch Lungenkrebs) der Frauen in Deutschland in den Jahren 1996-2000, getrennt nach Alter (Quelle: Deutsches Krebsforschungszentrum)

Alter	Bevölkerung		Verstorbene gesamt		Anzahl Tote durch Lungenkrebs	
	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%
0 - 4	1927219	4.58	1949	0.42	1	0.01
5 - 9	2137082	5.08	225	0.05	0	0.00
10 - 14	2257858	5.37	254	0.06	0	0.00
15 - 19	2229155	5.30	644	0.14	2	0.02
20 - 24	2218422	5.27	691	0.15	1	0.01
25 - 29	2736862	6.51	968	0.21	5	0.05
30 - 34	3414196	8.12	1622	0.35	20	0.22
35 - 39	3378003	8.03	2653	0.58	77	0.84
40 - 44	2981675	7.09	3966	0.86	194	2.11
45 - 49	2752161	6.54	5784	1.26	363	3.96
50 - 54	2314407	5.50	7431	1.61	516	5.63
55 - 59	2801301	6.66	13209	2.87	804	8.77
60 - 64	2679008	6.37	18811	4.09	1012	11.04
65 - 69	2146218	5.10	26276	5.71	1230	13.42
70 - 74	2081998	4.95	44352	9.64	1524	16.62
75 - 79	1783797	4.24	65254	14.18	1475	16.09
80 - 84	1037827	2.47	77554	16.85	964	10.51
ab 85	1189003	2.83	188576	40.98	981	10.71
Gesamt	42066193	100.00	460220	100.00	9167	100.00

Tabelle 19: Mortalitätsraten in Deutschland gesamt und aufgrund von Lungenkrebs, pro 100 000 Einwohner, getrennt nach Alter und Geschlecht, Schätzungen für Raucher (jemals, aktive und ehemalige Raucher) und Nieraucher,

Alter	Männer				Frauen			
	Gesamt	Lungenkrebs	Lungenkrebs, Nieraucher	Lungenkrebs, Raucher (jemals)	Gesamt	Lungenkrebs	Lungenkrebs, Nieraucher	Lungenkrebs, Raucher
0 - 4	126.57	0.03	0.03	0.03	101.11	0.03	0.03	0.03
5 - 9	14.46	0.02	0.02	0.02	10.53	0.00	0.00	0.00
10 - 14	16.30	0.00	0.00	0.00	11.26	0.00	0.00	0.00
15 - 19	67.21	0.05	0.05	0.05	28.90	0.07	0.07	0.07
20 - 24	94.09	0.16	0.16	0.16	31.14	0.05	0.05	0.05
25 - 29	91.10	0.23	0.23	0.23	35.38	0.16	0.16	0.16
30 - 34	106.72	0.76	0.76	0.76	47.50	0.58	0.58	0.58
35 - 39	155.54	3.15	0.26	4.33	78.52	2.27	0.90	3.17
40 - 44	257.93	11.05	0.91	15.15	133.01	6.49	3.15	11.05
45 - 49	401.55	28.93	2.38	39.66	210.17	13.17	6.41	22.43
50 - 54	633.03	63.91	5.27	87.63	321.09	22.30	10.85	37.98
55 - 59	1004.05	117.77	8.71	144.69	471.53	28.71	17.16	60.09
60 - 64	1530.88	180.26	13.34	221.47	702.16	37.77	22.58	79.05
65 - 69	2582.51	295.60	21.87	363.18	1224.31	57.30	34.26	119.91
70 - 74	3897.41	371.12	27.46	455.97	2130.25	73.18	43.76	153.16
75 - 79	6169.69	424.44	31.41	521.47	3658.12	82.66	49.42	172.99
80 - 84	11089.28	459.34	33.99	564.35	7472.76	92.84	55.51	194.30
ab 85	19011.45	390.24	28.88	479.45	15859.97	82.53	49.35	172.72

Tabelle 20: Mittlere altersspezifische Sterbeziffern (Verstorbene pro 100 000 Lebende der Altersgruppe), Hamburg

Alter	Männer		Frauen	
	Gesamt	Lungenkrebs	Gesamt	Lungenkrebs
0 - 4	148.63	-	113.69	-
5 - 9	11.00	-	10.05	-
10 - 14	14.04	-	14.00	-
15 - 19	41.17	-	21.36	-
20 - 24	70.78	-	27.17	0.39
25 - 29	83.54	0.57	39.76	-
30 - 34	101.77	0.22	56.11	1.23
35 - 39	158.47	1.30	94.44	1.98
40 - 44	268.65	12.04	155.51	8.00
45 - 49	460.91	41.96	240.75	20.34
50 - 54	715.79	93.54	358.10	38.94
55 - 59	1072.16	140.24	519.28	45.94
60 - 64	1560.01	173.11	769.95	53.32
65 - 69	2605.63	298.52	1298.03	98.38
70 - 74	3793.29	380.40	2171.60	114.63
75 - 79	5911.55	482.09	3502.16	126.02
80 - 84	10198.18	491.64	6736.02	141.65
ab 85	16476.49	418.37	14644.30	101.37

Tabelle 21: Mittlere altersspezifische Sterbeziffern (Verstorbene pro 100 000 Lebende der Altersgruppe), Niedersachsen

Alter	Männer		Frauen	
	Gesamt	Lungenkrebs	Gesamt	Lungenkrebs
0 - 4	130.59	0.09	110.01	0.19
5 - 9	15.82	-	11.34	-
10 - 14	16.31	-	10.93	-
15 - 19	72.03	-	33.31	0.19
20 - 24	100.71	0.18	36.22	0.09
25 - 29	97.26	0.28	37.31	0.22
30 - 34	106.10	0.57	48.72	0.36
35 - 39	146.49	3.24	79.55	2.97
40 - 44	244.71	12.34	134.16	6.61
45 - 49	394.36	29.00	221.07	15.04
50 - 54	620.54	68.76	317.82	21.32
55 - 59	1002.69	115.85	474.02	28.16
60 - 64	1499.11	175.08	691.47	37.79
65 - 69	2526.65	280.51	1180.02	53.54
70 - 74	3819.83	363.57	2041.82	72.31
75 - 79	6076.62	413.27	3518.76	85.07
80 - 84	11189.44	462.65	7276.21	95.74
ab 85	18958.24	400.40	15862.94	75.41

Tabelle 22: Mittlere altersspezifische Sterbeziffern (Verstorbene pro 100 000 Lebende der Altersgruppe), Bremen

Alter	Männer		Frauen	
	Gesamt	Lungenkrebs	Gesamt	Lungenkrebs
0 - 4	163.46	-	105.35	-
5 - 9	12.35	-	11.73	-
10 - 14	7.64	-	11.91	-
15 - 19	64.29	-	19.91	-
20 - 24	79.47	-	28.77	1.06
25 - 29	112.23	-	42.97	-
30 - 34	150.22	-	70.02	0.73
35 - 39	204.20	3.68	101.50	2.34
40 - 44	304.90	16.09	171.37	10.23
45 - 49	491.79	44.05	233.32	18.84
50 - 54	766.29	86.92	409.05	39.64
55 - 59	1109.58	157.45	533.60	50.33
60 - 64	1764.56	208.09	743.50	61.01
65 - 69	2711.77	328.94	1331.04	84.14
70 - 74	4029.04	435.98	2163.66	124.80
75 - 79	6078.56	459.58	3441.41	104.71
80 - 84	10393.09	488.62	6379.62	148.13
ab 85	16381.82	449.99	14017.73	112.68

Tabelle 23: Mittlere altersspezifische Sterbeziffern (Verstorbene pro 100 000 Lebende der Altersgruppe), Nordrhein-Westfalen

Alter	Männer		Frauen	
	Gesamt	Lungenkrebs	Gesamt	Lungenkrebs
0 - 4	135.24	0.08	103.96	0.04
5 - 9	14.05	0.03	10.35	0.04
10 - 14	15.61	0.03	10.98	0.04
15 - 19	47.57	0.12	23.70	0.08
20 - 24	77.62	0.32	28.44	-
25 - 29	81.96	0.15	33.25	0.16
30 - 34	99.86	0.89	47.02	0.89
35 - 39	142.55	3.50	77.64	2.91
40 - 44	238.72	12.21	137.80	9.32
45 - 49	387.03	34.33	221.48	18.20
50 - 54	621.81	76.17	338.51	29.52
55 - 59	1012.20	139.94	484.96	34.82
60 - 64	1582.58	209.06	731.77	47.12
65 - 69	2690.33	344.56	1264.70	71.95
70 - 74	4084.37	445.26	2164.37	93.24
75 - 79	6427.26	519.53	3681.31	106.43
80 - 84	11389.76	584.76	7432.14	118.50
ab 85	18998.56	538.65	15884.48	112.59

Tabelle 24: Mittlere altersspezifische Sterbeziffern (Verstorbene pro 100 000 Lebende der Altersgruppe), Hessen

Alter	Männer		Frauen	
	Gesamt	Lungenkrebs	Gesamt	Lungenkrebs
0 - 4	128.68	-	93.10	-
5 - 9	11.98	-	10.38	-
10 - 14	15.37	-	11.51	-
15 - 19	62.95	-	29.85	-
20 - 24	88.02	-	31.41	0.24
25 - 29	88.06	0.09	32.68	-
30 - 34	96.50	0.93	48.68	0.22
35 - 39	130.82	3.36	77.03	2.22
40 - 44	228.69	9.04	128.42	6.75
45 - 49	357.61	27.66	199.97	12.97
50 - 54	583.33	61.48	305.30	23.27
55 - 59	908.04	108.31	458.64	30.66
60 - 64	1407.04	157.82	662.28	34.66
65 - 69	2415.42	266.51	1172.02	52.63
70 - 74	3713.56	325.72	2058.72	69.11
75 - 79	5889.87	379.78	3558.44	70.03
80 - 84	10628.05	377.70	7294.90	82.50
ab 85	18173.57	323.51	15637.37	71.02

Tabelle 25: Mittlere altersspezifische Sterbeziffern (Verstorbene pro 100 000 Lebende der Altersgruppe), Rheinland-Pfalz

Alter	Männer		Frauen	
	Gesamt	Lungenkrebs	Gesamt	Lungenkrebs
0 - 4	128.93	0.18	100.83	-
5 - 9	16.54	0.34	10.73	-
10 - 14	18.32	-	9.63	-
15 - 19	62.08	-	24.28	0.18
20 - 24	91.34	0.37	25.89	-
25 - 29	87.71	0.29	35.05	0.30
30 - 34	100.96	1.03	46.54	0.49
35 - 39	130.80	2.73	75.23	2.05
40 - 44	219.34	10.47	127.89	7.15
45 - 49	358.85	31.01	213.51	15.36
50 - 54	587.67	69.56	315.63	25.26
55 - 59	980.55	127.97	456.23	30.27
60 - 64	1540.85	193.95	694.92	33.87
65 - 69	2590.45	313.70	1188.37	54.30
70 - 74	3902.07	372.44	2109.80	67.99
75 - 79	6144.05	458.63	3674.35	76.46
80 - 84	11050.14	495.33	7556.21	81.17
ab 85	18483.52	387.97	15943.95	75.11

Tabelle 26: Mittlere altersspezifische Sterbeziffern (Verstorbene pro 100 000 Lebende der Altersgruppe), Baden-Württemberg

Alter	Männer		Frauen	
	Gesamt	Lungenkrebs	Gesamt	Lungenkrebs
0 - 4	108.99	-	95.11	-
5 - 9	11.49	-	10.14	-
10 - 14	14.13	-	10.18	-
15 - 19	61.53	0.06	24.36	-
20 - 24	97.68	0.20	27.45	-
25 - 29	82.83	0.20	31.47	0.32
30 - 34	92.85	0.41	41.31	0.66
35 - 39	125.91	2.54	69.53	1.79
40 - 44	206.32	9.09	112.57	5.38
45 - 49	336.06	23.53	180.95	9.39
50 - 54	541.33	51.14	287.61	16.81
55 - 59	870.69	88.75	421.66	22.77
60 - 64	1324.07	132.59	606.87	29.28
65 - 69	2269.40	217.08	1043.93	44.05
70 - 74	3525.19	285.49	1906.47	52.71
75 - 79	5608.75	330.21	3303.30	62.19
80 - 84	10419.27	330.47	6988.82	75.21
ab 85	18450.65	269.24	15464.37	67.11

Tabelle 27: Mittlere altersspezifische Sterbeziffern (Verstorbene pro 100 000 Lebende der Altersgruppe), Bayern

Alter	Männer		Frauen	
	Gesamt	Lungenkrebs	Gesamt	Lungenkrebs
0 - 4	110.64	-	93.98	-
5 - 9	13.17	-	9.90	-
10 - 14	15.60	-	12.10	-
15 - 19	76.41	-	32.37	0.12
20 - 24	104.06	0.17	34.16	0.06
25 - 29	91.72	0.13	35.88	0.18
30 - 34	94.18	0.72	42.48	0.26
35 - 39	138.54	3.04	72.49	1.98
40 - 44	228.80	8.71	118.31	5.03
45 - 49	367.14	24.32	199.45	11.14
50 - 54	593.17	49.13	308.83	19.50
55 - 59	946.28	90.45	454.19	24.13
60 - 64	1410.24	135.49	642.81	29.37
65 - 69	2425.55	225.36	1123.07	42.30
70 - 74	3718.00	296.44	2005.49	53.19
75 - 79	5879.50	329.09	3519.42	62.26
80 - 84	10568.59	354.78	7422.55	74.47
ab 85	18765.57	274.50	16070.58	65.37

Tabelle 28: Mittlere altersspezifische Sterbeziffern (Verstorbene pro 100 000 Lebende der Altersgruppe), Saarland

Alter	Männer		Frauen	
	Gesamt	Lungenkrebs	Gesamt	Lungenkrebs
0 - 4	145.89	-	103.98	-
5 - 9	19.90	-	11.66	-
10 - 14	17.05	-	10.88	-
15 - 19	56.14	-	31.77	-
20 - 24	78.25	-	24.57	-
25 - 29	90.71	1.15	32.58	0.60
30 - 34	91.94	0.89	47.10	0.46
35 - 39	165.03	1.71	87.23	3.11
40 - 44	265.17	12.01	157.06	7.27
45 - 49	449.92	45.79	252.78	19.44
50 - 54	643.67	74.86	356.58	31.54
55 - 59	1160.97	156.53	527.49	42.48
60 - 64	1681.10	231.22	759.56	45.38
65 - 69	2805.12	362.37	1380.09	67.57
70 - 74	4341.93	478.22	2365.11	93.26
75 - 79	6868.34	568.38	4005.68	79.19
80 - 84	11821.73	567.64	7925.43	105.38
ab 85	19819.14	461.45	16455.42	78.05

Tabelle 29: Mittlere altersspezifische Sterbeziffern (Verstorbene pro 100 000 Lebende der Altersgruppe), Berlin

Alter	Männer		Frauen	
	Gesamt	Lungenkrebs	Gesamt	Lungenkrebs
0 - 4	127.71	-	98.74	-
5 - 9	13.42	-	11.81	-
10 - 14	15.22	-	10.60	-
15 - 19	42.87	-	29.64	-
20 - 24	78.36	0.20	32.21	-
25 - 29	102.15	0.15	42.47	-
30 - 34	123.97	0.46	51.08	0.75
35 - 39	181.71	2.92	88.00	2.28
40 - 44	304.26	13.02	148.43	6.83
45 - 49	459.46	28.94	231.53	17.66
50 - 54	741.43	66.12	381.59	27.72
55 - 59	1109.69	116.96	528.87	35.28
60 - 64	1619.93	192.31	828.34	59.91
65 - 69	2643.15	298.28	1426.06	87.44
70 - 74	3894.73	353.03	2370.89	119.18
75 - 79	6393.60	421.35	3973.00	130.25
80 - 84	11018.10	463.15	7392.57	133.21
ab 85	18308.37	401.46	15222.82	114.03

Tabelle 30: Mittlere altersspezifische Sterbeziffern (Verstorbene pro 100 000 Lebende der Altersgruppe), Sachsen

Alter	Männer		Frauen	
	Gesamt	Lungenkrebs	Gesamt	Lungenkrebs
0 - 4	138.78	-	103.20	-
5 - 9	16.53	-	12.40	-
10 - 14	14.38	-	10.60	-
15 - 19	73.86	-	29.64	-
20 - 24	93.34	-	33.08	-
25 - 29	93.78	0.67	33.89	-
30 - 34	132.27	1.25	51.32	0.12
35 - 39	207.92	3.45	80.01	1.04
40 - 44	327.02	11.50	141.57	3.42
45 - 49	472.34	21.03	205.28	5.94
50 - 54	714.39	47.64	293.88	8.11
55 - 59	1037.01	109.84	455.30	16.11
60 - 64	1589.55	178.08	703.29	21.35
65 - 69	2712.68	310.10	1269.50	40.36
70 - 74	3936.34	365.74	2198.44	50.05
75 - 79	6377.85	423.03	3798.14	53.76
80 - 84	11693.82	456.69	7941.02	56.33
ab 85	21055.83	361.98	16019.45	54.55

Tabelle 31: Mittlere altersspezifische Sterbeziffern (Verstorbene pro 100 000 Lebende der Altersgruppe), Thüringen

Alter	Männer		Frauen	
	Gesamt	Lungenkrebs	Gesamt	Lungenkrebs
0 - 4	148.85	-	126.11	-
5 - 9	18.81	-	8.08	-
10 - 14	20.84	-	12.11	-
15 - 19	94.69	-	34.93	0.23
20 - 24	106.15	-	30.63	-
25 - 29	97.37	0.24	38.24	-
30 - 34	122.44	0.40	46.76	0.89
35 - 39	200.99	3.94	72.91	1.19
40 - 44	315.45	9.77	128.98	4.79
45 - 49	421.40	21.61	194.31	6.52
50 - 54	703.85	59.92	300.85	11.24
55 - 59	1073.84	108.55	455.35	18.19
60 - 64	1743.76	195.92	747.17	27.63
65 - 69	2917.96	343.60	1406.06	41.92
70 - 74	4360.85	407.37	2460.26	47.18
75 - 79	6900.15	410.96	4221.77	60.44
80 - 84	12492.41	498.29	8717.63	59.73
ab 85	22096.25	402.63	17020.27	67.24

Tabelle 32: Lungenkrebsfälle nach Raucherstatus und Geschlecht, Relatives Risiko aus deutscher Pooling-Studie, Quelle Anzahl Lungenkrebsfälle gesamt: DKFZ, Mittel über die Jahre 1996-2000

Rauchstatus	Männer		Frauen		Gesamt	
	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%
Nichtraucher	611	2.14	2423	26.43	3033	8.04
Raucher	27967	97.86	6744	73.57	34711	91.96
Gesamt	28577	100.00	9167	100.00	37744	100.00

Tabelle 33: Lebenszeitriskien für Radon durch Lungenkrebs in Deutschland in % aller an Lungenkrebs Verstorbenen gemäß Europäischem Pooling-Modell, getrennt nach Geschlecht und Rauchstatus

Radon in Bq/m ³	Rauchstatus	Männer		Frauen	
0	Nieraucher	0.50	1.07		
	Raucher	7.80	3.68		
	Gesamt	6.36	1.82		
9	Nieraucher	0.50	1.08		
	Raucher	7.91	3.73		
	Gesamt	6.45	1.85		
100	Nieraucher	0.58	1.24		
	Raucher	8.97	4.25		
	Gesamt	7.33	2.11		
200	Nieraucher	0.66	1.41		
	Raucher	10.12	4.82		
	Gesamt	8.28	2.39		
250	Nieraucher	0.70	1.49		
	Raucher	10.68	5.10		
	Gesamt	8.75	2.54		
400	Nieraucher	0.82	1.75		
	Raucher	12.35	5.95		
	Gesamt	10.14	2.97		
1000	Nieraucher	1.29	2.75		
	Raucher	18.59	9.23		
	Gesamt	15.41	4.65		

A.1.2. Daten zum Rauchverhalten

Tabelle 34: Anteil der aktuellen Raucher, Ex-Raucher und Nieraucher im Jahr 1990-92 nach Alter und Geschlecht (in %), Datenquelle: Gepoolter Datensatz Nationaler Untersuchungssurvey 1990-91 und Gesundheitssurvey Ost 1991-92 (N=7.465)

	Gesamt				Männer				Frauen			
	25-39	40-54	55-69	Ges.	25-39	40-54	55-69	Ges.	25-39	40-54	55-69	Ges.
Aktuelle Raucher	44,3	30,7	20,0	33,0	48,6	37,1	28,6	39,5	39,8	24,3	13,0	26,7
Ex-Raucher	21,4	26,1	30,7	25,6	22,4	34,1	51,5	33,8	20,5	17,9	13,8	17,6
Nieraucher	34,2	43,2	49,2	41,4	29,0	28,8	19,8	26,6	39,7	57,8	73,1	55,7

A.2. Erstellung der Radonverteilung für Deutschland

Im Folgenden wird beschrieben wie aus Daten einzelner Forschungsstudien eine Radonverteilung für Deutschland generiert wurde, die im Rahmen des hier durchgeführten Untersuchungsvorhabens in die Berechnung des attributablen Lungenkrebsrisikos eingegangen ist. Die Zusammenfassung einzelner Radon-Messungen war erforderlich, da eine allgemeine Radon-Datei, die dem Anspruch auf Repräsentativität für Messungen im Wohnbereich genügt, derzeit für Deutschland nicht verfügbar ist.

A.2.1. Datengrundlage und -auswahl

Insgesamt stehen aus 28 Studien Daten mit Radonmessungen zur Verfügung, von denen 27 vom Bundesamt für Strahlenschutz^{***)} und eine vom Bayerischen Umweltministerium^{****)} im Rahmen des Forschungsvorhabens zur Verfügung gestellt wurden.

Die 28 Studien unterscheiden sich hinsichtlich der erhobenen Variablen, der Messzeiträume und vor allem im Studienziel, das beispielsweise die Risikobeurteilung von Radon beim Lungenkrebs, die Beschreibung von Zusammenhängen zwischen Bodenluft und Innenraumluft oder die gezielte Beschreibung der Radonbelastung in hoch belasteten Regionen wie Bergbaugebieten war. Daher wurde in gemeinsamer Abstimmung mit dem Bundesamt für Strahlenschutz, Dienstsitz Berlin in einem ersten Schritt die Studien identifiziert, die für die Generierung einer Deutschen Radonverteilung grundsätzlich in Frage kommen.

Ausschlaggebend für die Auswahl der Studien zur Erstellung einer Radonverteilung für Deutschland ist zum einen die Repräsentativität der ausgewählten Gebäude für das jeweilige Gebiet, d.h. gezielte Messungen in hoch belasteten Regionen oder gezielte Nachmessungen wurden nicht zugelassen. Zum anderem müssen das Baujahr des Hauses, das Stockwerk des Raums, in dem gemessen wurde, und die Art des Raumes, der man entnehmen kann, ob es sich um einen bewohnten Raum handelt, bekannt sein. Weiterhin müssen eine Angabe zur Gemeinde, eine Identifikationsnummer für die Wohnung oder das Gebäude und der Messzeitraum vorliegen.

Im Folgenden wird der Begriff Wohneinheit für alle Varianten dessen verwendet, für das eine Identifikationsnummer stehen kann. Diese kann je nach Studie für ein Haus, eine Wohnung oder möglicherweise auch für einen Gebäudekomplex stehen. Eine Nachprüfung hierzu war im Rahmen dieses Vorhabens nicht immer möglich.

Tabelle 35 gibt einen Überblick über die Studien und zeigt, welche Studien aufgrund von fehlenden Daten oder gezielter Auswahl von hoch belasteten Gebäuden ausgeschlossen werden. Für weitere Verweise auf die Studien wird eine interne Nummerierung durchgeführt.

***) für die Bereitstellung der Daten sowie weitergehender Informationen und Diskussionen zu den Vorhaben bedanken wir uns bei Frau S. Hauptmann, Herrn R. Lehmann und Herrn W. Meyer vom Bundesamt für Strahlenschutz, Dienstsitz Berlin

****) für die Bereitstellung der Daten bedanken wir uns bei Herrn Dr. E. Unger vom Bayerischen Staatsministerium für Umwelt, Gesundheit und Verbraucherschutz, München

Tabelle 35: Überblick über Studien mit Radon-Messungen

Forschungsprojekt	Kurzbeschreibung	Ausschluss	Studie
Altdaten NAUENBURG	Langzeitmessungen in den 'neuen' Bundesländern, Zeitraum 1988-1990	X	
Alte Bundesländer	Langzeitmessungen in den 'alten' Bundesländern, Zeitraum 1978-1984, erhoben vom TÜV Rheinland, Schmier-Daten		1
ELBMARSCH	Langzeitmessungen im Kreis Plön und Elbmarsch, Zeitraum März - Mai 1995 im Zusammenhang mit der "Erwachsenen-Chromosomenstudie", Leukämie-Fall-Kontroll-Studie		2
FICHTELGEBIRGE (STSch4106)	Geologische Studie, Langzeitmessungen im Fichtelgebirge (STSch4106) in Zusammenarbeit mit Uni Bonn, Prof. Siehl, Dr. Kemski, Zeitraum April 1997 - Januar 1998, "Testregion"		3
Gesundheitsamt Bautzen	Langzeitmessung im Bereich des Gesundheitsamtes Bautzen, Zeitraum März - Juni 2000, auf Anfrage		4
Gesundheitsamt Zittau	Langzeitmessung Landkreis Zittau auf Veranlassung des Landratsamtes, Zeitraum Januar - Mai 1995, auf Anfrage	X	
LOEBAU_ZITTAU_BUSCH	Langzeitmessungen in den Landkreisen Löbau und Zittau in Zusammenarbeit mit SUBG, 2. LMST, Dr. Preuße und Herr Busch, Zeitraum Herbst 2001 bis Herbst 2002		5
MICHAELIS-Studie	Langzeitmessungen im Zusammenhang mit Kinder-Leukämie-Studie, Prof. Michaelis, im Raum Niedersachsen, wahrscheinlich Fälle und Kontrollen		6
SLAUG-Stoller	Gebäudebezogene Langzeitmessungen in verschiedenen Orten Sachsens im Auftrag des SLAUG, Zeitraum 1996/1997, gezielte Nachmessung	X	
StSch4062	Langzeitmessungen im Raum/LK Bitburg/Prüm, in Zusammenarbeit mit Uni Bonn, Prof. Siehl, Dr. Kemski, Zeitraum 1994/95, geologische Studie, "Testgebiet"		7
StSch4156/ C&E	Untersuchung "Radon in Häusern infolge Bergbau", Langzeitmessung im Vogtlandkreis durch Firma C&E, Zeitraum 1999/2000	X	
StSch4156/ Stoller	Untersuchung "Radon in Häusern infolge Bergbau", Langzeitmessung in privaten und öffentlichen Gebäuden durch Firma Stoller in 82377 Penzberg (BY)	X	
StSch4187	Geologische Studie, Transferfaktor, Kemski & Partner, Zeitraum 1998-2000		8
StSch4251	Konzeption und Erstellung eines DV-Projekts der Bewertung des Radon-Potenzials im Boden und Prognose der Radonkonzentration in Gebäuden, ~ 1600 Rn-Langzeitmessungen in Gebäuden in NRW und BY (Sauerland, Oberpfalz), Zeitraum: August 2001-August 2002, "Testgebiet"		9
StSch4271/100zusaetzlHH	Langzeitmessungen, durchgeführt vom BfS, Adressen von Dr. Kemski, im Rahmen der großen Untersuchungskampagne von 6000 Haushalten, Zeitraum: Dezember 2001 - Dezember 2002		10
StSch4271/34oeffEinr	Im Rahmen des StSch4271 durchgeführte Langzeitmessungen in 2 Verwaltungsgemeinden in Sachsen-Anhalt, öffentliche Einrichtungen, Zeitraum: November 2001 - November 2002	X	
StSch4271/6000HH	Langzeitmessungen, durchgeführt von Dr. Kemski, Zeitraum: 2002 - 2004		11
StSch4271/MansfLand	Im Rahmen des StSch4271 durchgeführte Langzeitmessungen des Landkreises Mansfelder Land in Sachsen-Anhalt, Zeitraum: Dezember 2001 - Dezember 2002		12
StSch4271/Sangerhausen	Im Rahmen des StSch4271 durchgeführte Langzeitmessungen des Landkreises Sangerhausen in Sachsen-Anhalt, Zeitraum: Januar 2002 - Januar 2003		13

Tabelle 35: Überblick über Studien mit Radon-Messungen

Forschungsprojekt	Kurzbeschreibung	Ausschluss	Studie
Uni_Saar/Schiffweiler	Langzeitmessungen von Prof. Keller (Uni Saar), im Kreis Schiffweiler, Zeitraum: März 1997 - Mai 1997, repräsentative Stichprobe im entsprechenden Gebiet	X	
Uni_Saar/Waldrach	Langzeitmessungen von Prof. Keller (Uni Saar), im Kreis Waldrach, Zeitraum: März 1997 - Mai 1997, repräsentative Stichprobe im entsprechenden Gebiet	X	
WEISSERITZKREIS	Langzeitmessungen im Landkreis Dippoldiswalde, Weißeritzkreis, durch BfS, Zeitraum 1992- 1994, auf Anfrage		14
Ost- und westdeutsche Lungenkrebsstudie	Langzeit- und Kurzzeitmessungen der deutschen Fall-Kontroll-Studie zum Lungenkrebsrisiko durch Radon in Wohnräumen (Lungenkrebspatienten und Kontrollen) in West- und Ostdeutschland, Zeitraum: 1991 – 1995		15
ZEG	Langzeitmessungen in Schneeberg und im Zusammenhang mit epidemiologischer Studie in den neuen Bundesländern, nur Wohnungen, Zeitraum: 1992/1993, Gesundheitssurvey, repräsentativ, Infratest		16
Screening-Messungen	24h-Messungen bei geschlossenen Türen und Fenstern	X	
König-3-Tagesmessungen	3-Tages-Messungen		17
Bayerisches Umweltministerium	Messungen in den Landkreisen Rosenheim und Traunstein, von Kemski durchgeführt		18
Uni_Saar/Merchweiler	Langzeitmessungen von Prof. Keller (Uni Saar), im Kreis Merchweiler, Messbeginn Mai 1996	X	

Insgesamt werden aus den 18 in Tabelle 35 aufgeführten berücksichtigten Studien zunächst 95 325 Datenzeilen mit Radonmessungen in die folgende Bearbeitung und Auswertung einbezogen.

Hierbei zeigt sich, dass die Studien regional sehr heterogen sind und zum Teil in räumlich sehr begrenzten Bereichen stattgefunden haben. Abbildung 11 zeigt diese Heterogenität durch die Abdeckung der jeweiligen Studiengebiete der ausgewählten Studien.

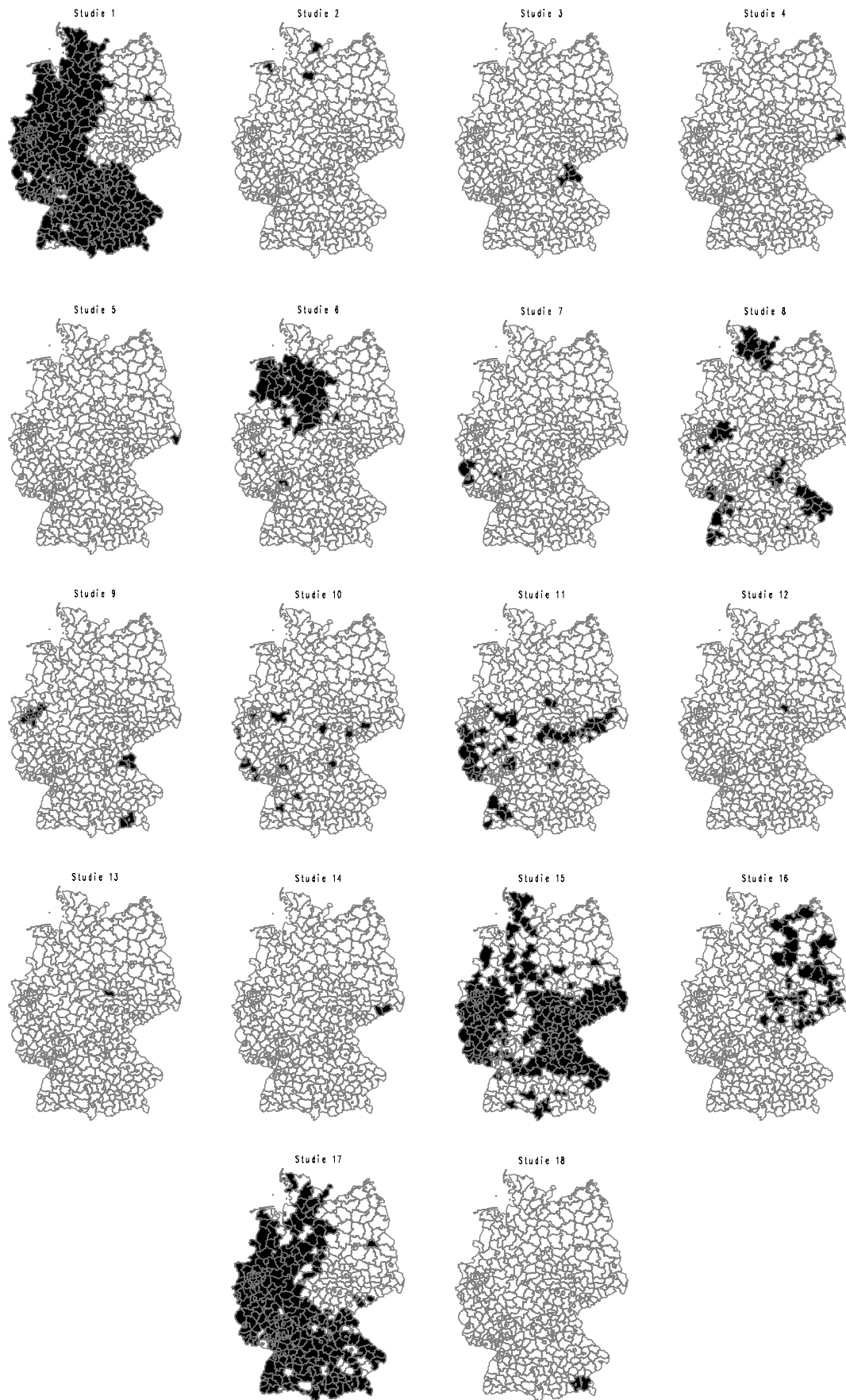


Abbildung 11: Studiengebiete der 18 ausgewählten Studien

A.2.2. Datenaufbereitung

A.2.2.1. Harmonisierung von Variablen

Die Datensätze der ausgewählten 18 Studien werden so vorbereitet, dass die benötigten Variablen in allen Datensätzen gleich benannt sind, so dass sie in einem Datensatz zusammengeführt werden können. Dabei muss berücksichtigt werden, dass die jeweiligen Angaben teils numerisch codiert, zum Teil als Textfelder vorliegen.

Zunächst wird aufgrund der Raumangabe eine neue Variable erzeugt, die die Information zur **Nutzung des Raums**, getrennt in bewohnt und unbewohnt, enthält. Dabei werden

- Schlafzimmer
- Wohnzimmer
- Kinderzimmer
- Küche

bei den codierten Studien als bewohnte Räume zugelassen, während bei den Textangaben zunächst alle Datenzeilen mit den folgenden Textbausteinen in der Raumangabe zu den bewohnten Räumen gezählt werden:

Wohn, Schlaf, Ess, Küche, Kinder, WZ, KÜ, KZ, SZ, Einlieger, Kellerwohn, Kamin, Stube, Bauernstube, Studio, Fernsehzimmer, Auf Kachelofen, Auf Schrank, Dachwohn, Kizi, Souterrain, Speisezimmer, Spielzimmer, Neben Kachelof., Speiseraum, Kü, Kueche, stube.

Diese Auswahl wird korrigiert durch die Zuordnung zu den unbewohnten Räumen, sofern eines der folgenden Textfragmente auftritt:

früher KÜ, ehem. Küche, Kindergarten, Kindergartenraum, Kinderzimmer ??, Schlafzimmer ?, Wohnungsflur, Flur Vor Wohnzi, Flur Z. Kinderz, Gaststube, Mit Kueche, Speiseraum 8.

Um einheitliche Kodierungen bei Baujahr und Etage zu erhalten, werden ebenfalls neue Variablen erzeugt, deren Kategorisierung sich aus den bereits in den Studien vorgegebenen Stufen ergibt.

Während für die **Etage** eine in allen Studien aufzufindende Kategorisierung durch die vier Stufen

- Keller
- Erdgeschoss
- 1. Etage
- 2. Etage und höher

gewählt werden kann, wird beim Baujahr ein Kompromiss gefunden, da in einigen Studien eine Grenze im Jahr 1945, bei anderen im Jahr 1948 gezogen wird. Die drei Kategorien für **Baujahr** lauten somit

- vor 1900,
- 1901-1945/48 und
- nach 1945/48.

A.2.2.2. Behandlung fehlender und ungültiger Werte

Die zur Bestimmung des Messzeitraums erforderlichen Angaben des Expositionsbeginns und -endes enthalten in neun Fällen **Eingabefehler**, die sich aus der jeweils anderen Datumsangabe und der allgemeinen Messdauer in der Studie in Absprache mit dem Bundesamt für Strahlenschutz, Dienstsitz Berlin korrigieren lassen.

Um keine großen Datenmengen zu verlieren, werden in einigen Studien **Ersetzungen** durchgeführt.

So wird bei 142 Datensätzen der Elbmarsch-Studie (Nr. 2) ohne Expositionsbeginn und -ende der **Expositionszeitraum** auf den 15.März 1993 bis 15.Mai 1993 gesetzt.

Für **Kurzzeitmessungen**, die in Studie 15 und 17 auftraten und mit Aktiv-Kohle-Filter durchgeführt werden, wird festgelegt, dass die Expositionsdauer auf die sieben Tage vor Ende der Messung gesetzt wird, sofern eine längere Exposition erfolgte. Dies geschieht unter der Annahme, dass die gemessene Exposition der Radonexposition des Aktiv-Kohle-Dosimeters der jeweils letzten sieben Tage der Exposition entspricht.

Ersetzungen bei **fehlenden Angaben zum Baujahr** werden bei 66 Datenzeilen der Studie vom Bayerischen Umweltministerium (Nr. 18) und bei 44 Datenzeilen der Sangerhausen-Studie (Nr. 13) durchgeführt, indem der fehlende Wert jeweils auf die in der Studie am häufigsten auftretende Kategorie, in beiden Fällen nach 1945/48, gesetzt wird. Dies ist aufgrund der räumlichen Nähe zu vertreten.

Aufgrund des unterschiedlichen Erhebungszeitraumes sind die Angaben zur Gemeinde in Form von **Gemeindekennziffern** nicht alle auf dem Stand der aktuellsten Gemeindereform. Mit Hilfe eines Datensatzes mit den aktuellen Gemeindennamen und –kennziffern wird, sofern eine angegebene Gemeindekennziffer nicht mehr aktuell ist, eine gültige zugeordnet. Dies erfolgt zunächst über den Namen der Gemeinde, das Bundesland und soweit vorhanden Postleitzahlen, wobei auf die unterschiedliche Schreibweise bei Umlauten geachtet werden muss, und anschließend über selbst erstellte Schlüssel aus den bereits zugeordneten alten und neuen Kennziffern. Es können lediglich für die Gemeinden Minkel (4 Datenzeilen) und Reichenbach (4 Datenzeilen) aus Studie 15 keine gültigen Gemeindekennziffern zugeordnet werden.

In Studie Nr. 17 finden sich zwei Wohnungsnummern (4630002, 7000012) mit jeweils 2 unterschiedlichen Gemeindekennziffern. Jeweils für eine Gemeindekennziffer wird eine neue Identifikationsnummer erzeugt, die in der Studie noch nicht vergeben ist.

Eine **endgültige Auswahl** der für die Radonverteilung zu **verwendenden Datenzeilen** erfolgt unter anderem nach Definition eines gültigen Radon-Messwertes, der größer als Null sein und nach einer

mindestens eintägigen Exposition des Dosimeters bestimmt werden muss. Die Angabe der Messdauer impliziert das Vorliegen von Messbeginn und –ende.

Aus den ursprünglich 95 325 Datenzeilen werden abschließend 75 764 Datenzeilen ausgewählt, für die folgende **Auswahlkriterien** gelten:

- (1) ein gültiger Radon-Messwert liegt vor.
- (2) der Raum ist bewohnt.
- (3) eine gültige Gemeindekennziffer liegt vor.
- (4) eine Angabe zum Baujahr ist vorhanden.
- (5) eine Angabe zur Etage ist vorhanden.
- (6) der Raum befindet sich nicht im Keller.

Der Ausschluss von Messwerten in Kellern ist zum Einen in der zum Teil sehr hohen Anzahl von Messwerten in Kellern begründet, die vermutlich zu einer Überschätzung der Radon-Belastung führen, zum Anderen liegen für Deutschland keine Angaben zur tatsächlichen Anzahl Wohnungen in Kellern vor, so dass eine Berücksichtigung dieser Werte bei einer Korrektur mit Hilfe von externen Angaben zum Stockwerk nicht möglich ist.

Tabelle 36 liefert einen Überblick über die Anzahl der ausgeschlossenen Datenzeilen in Abhängigkeit der jeweils fehlenden bzw. nicht gültigen Angaben, während Tabelle 44 Auskunft über die Anzahl der ausgewählten bzw. verworfenen Datenzeilen pro Studie gibt.

Tabelle 36: Überblick über den Ausschluss von Datenzeilen (✓ = Wert vorhanden / gültig)

Gültiger Wert	Bewohnt	GKZ	Etage (kein Keller)	Baujahr	Absolute Anzahl	Prozent
					20	0.02
		✓			4	0.00
		✓		✓	53	0.06
		✓	✓	✓	12	0.01
	✓	✓			1	0.00
	✓	✓	✓		2	0.00
	✓	✓	✓	✓	27	0.03
✓		✓			766	0.80
✓		✓		✓	10903	11.44
✓		✓	✓		284	0.30
✓		✓	✓	✓	5014	5.26
✓	✓		✓	✓	8	0.01
✓	✓	✓			114	0.12
✓	✓	✓		✓	1545	1.62
✓	✓	✓	✓		808	0.85
✓	✓	✓	✓	✓	75764	79.48

Bei 119 Werten liegt kein gültiger Radonwert vor, 16 967 gültige Messwerte befinden sich in nicht als bewohnt zu identifizierenden Räumen und weitere 2 475 Messwerte werden aufgrund fehlender oder ungültige Werte bei der Gemeindekennziffer, für Baujahr oder für Etage ausgeschlossen.

Sowohl für **Etage** als auch für **Baujahr** werden Variablen erzeugt, die eine **einheitliche Angabe für jeweils eine Wohneinheit** (Identifikationsnummer) enthalten, um eine Adjustierung mit Hilfe

der externen Daten für Baujahr und Etage zu vereinfachen. Dabei werden alle Etagenangaben einer Einheit auf die niedrigste auftretende Etage und alle Baujahresangaben auf die des jüngsten Bauabschnitts gesetzt. Bei 36 Datenzeilen wird die Baujahrsangabe und bei 5 024 Datenzeilen die Stockwerksangabe entsprechend angepasst. Geht man davon aus, dass mit steigender Stockwerkshöhe die Radonkonzentration abnimmt, führt ein Zusammenfassen der Werte verschiedener Etagen unter Weiterverwendung der niedrigsten Etage für diese Wohneinheit tendenziell zu einer zu geringen Abschätzung der Radonbelastung für diese Etage.

A.2.2.3. Saisonkorrektur

In den einzelnen für die Erstellung einer Radonverteilung verwendeten Studien unterscheiden sich sowohl die Messdauern als auch der Messzeitpunkt im Verlauf des Jahres. Um eine mittlere jährliche Belastung zu erhalten, empfiehlt sich daher eine Saisonkorrektur, wie sie z.B. in der gesamtdeutschen Indoor-Studie zum Lungenkrebsrisiko durch Radon (siehe z.B. Wichmann et al. 2005, Schaffrath et al. 2006) angewendet wurde.

Dazu werden zunächst alle Kurzzeitmessungen, die unabhängig vom Dosimeter durch eine Messdauer von maximal sieben Tagen definiert sind, selektiert. In Abhängigkeit weiterer relevanter Einflussgrößen wie der Etage, dem Baujahr und von geogenen Faktoren, die durch die vom Bundesamt für Strahlenschutz, Dienstszitz Berlin zur Verfügung gestellten Bodenluftmediane auf Kreisebene repräsentiert werden, wird ein lineares Modell erstellt, das eine sinusförmige Saisonfigur auf der Log-Skala der Messwerte einbezieht. Aufgrund von unterschiedlichem Lüftungsverhalten werden jeweils für Schlafzimmer und sonstige Wohnräume getrennte Saisonfiguren berechnet.

Die Auswahl der Kurzzeitmessungen umfasst 25 972 Messungen, wobei nur 84 Messungen mit einem Langzeitdosimeter, der weitaus größere Teil mit Aktiv-Kohle-Dosimetern durchgeführt wurden. Die Messungen stammen aus den so genannten 3-Tage-Messungen von König (Studie 17, n = 1897) und den deutschen Kurzzeitmessungen, die im Rahmen der deutschen Indoor-Lungenkrebsstudien (Studie 15, n = 24 075) gewonnen wurden.

Im Schlafzimmer fanden 12 654 Messungen, in anderen Wohnräumen 13 318 Messungen statt.

Das Modell lautet für den logarithmierten Messwert $\log(m)$:

$$\log(m) = \mu + \beta_1 \cdot \text{Bodenluft} + \beta_{2i} \cdot \text{Etage}_i + \beta_{3j} \cdot \text{Baujahr}_j + \frac{1}{t_2 - t_1} \int_{t_1}^{t_2} s_t \partial t + \varepsilon$$

Dabei steht μ für einen allgemeinen jährlichen Erwartungswert, β_1 , β_{2i} und β_{3i} für die unbekanntenen Parameter der Einflussfaktoren Bodenluft, Etage und Baujahr. Die Variablen t_1 und t_2 bezeichnen den Anfangswert der Messung bezogen auf die 365 Tage des Jahres ($t_1, t_2 = 1, 2, \dots, 365$), s_t steht für die sinusförmige Saisonfigur und ε für einen Zufallsfehler mit Erwartungswert 0.

Die Saisonfigur wird über

$$s_t = \alpha_1 \cdot \cos(2\pi/365 \cdot t) + \alpha_2 \cdot \sin(2\pi/365 \cdot t)$$

beschrieben.

Der Term $(t_2 - t_1)^{-1} \cdot \int_{t_1}^{t_2} s_t \partial t$ entspricht der Abweichung vom Jahresmittel, der der Saison zugeschrieben wird, und muss nach Schätzung der Parameter α_1 und α_2 vom logarithmierten Messwert abgezogen werden. Auf der nicht logarithmierten Skala ergibt sich ein multiplikativer Korrekturfaktor zu

$$F_{\text{kor}} = \exp\left[\alpha_2 \cdot \frac{(\cos(2\pi/365 \cdot t_2) - \cos(2\pi/365 \cdot t_1))}{(2\pi/365 \cdot (t_2 - t_1))} - \alpha_1 \cdot \frac{(\sin(2\pi/365 \cdot t_2) - \sin(2\pi/365 \cdot t_1))}{(2\pi/365 \cdot (t_2 - t_1))}\right]$$

In Tabelle 37 sind die Parameterschätzer für α_1 und α_2 , die Datumsangaben der Extremwerte der sinusförmigen Saisonfigur und die Amplitude auf der Original-Skala jeweils für die Schlafzimmer und die sonstigen Wohnräume aufgeführt. Die Inverse der Amplitude auf der Original-Skala gibt den maximalen multiplikativen Korrekturfaktor für eine Ein-Tages-Kurzzeitmessung am Tag des Minimums bzw. Maximums der Saisonfigur an.

Tabelle 37: Parameterschätzungen der Saisonfigur

Wohnraum	Parameterschätzer		Lage von Extremwerten der Saisonfigur		Amplitude der Saisonfigur auf der Original-Skala	
	α_1	α_2	Minimum	Maximum	Minimum	Maximum
Sonstige	0.3900	0.0077	2. Juli	2. Januar	0.7801	1.2819
Schlafzimmer	0.4692	0.0450	7. Juli	6. Januar	0.7408	1.3499

Dieser Korrekturfaktor auf der Original-Skala sind zusammen mit den Saisonfiguren der logarithmierten Werte für die sonstigen Wohnräume und für die Schlafzimmer in Abbildung 12 dargestellt. Auf der horizontalen Achse sind die 365 Tage im Verlauf eines Jahres abgetragen.

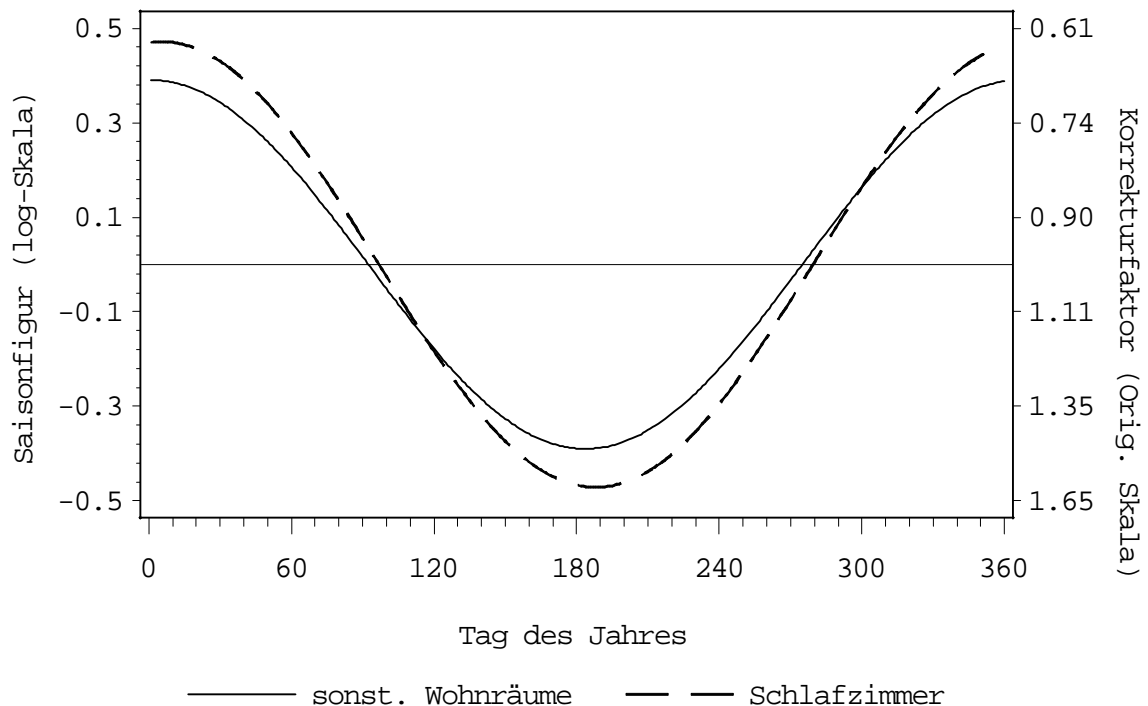


Abbildung 12: Geschätzte Saisonfiguren für logarithmierte Messungen im Schlafzimmer und in sonstigen Wohnräumen, rechte Achse: multiplikativer Korrekturfaktor für Ein-Tages-Messungen auf der Original-Skala (1 = 1. Januar).

Mit den Parameterschätzungen wird für alle Werte des Datensatzes der Korrekturfaktor F_{corr} berechnet und mit dem Messwert multipliziert. Die Quantile in Tabelle 45 im Anhang geben einen Überblick über die Verteilung der verwendeten multiplikativen Korrekturfaktoren im Datensatz, deren Wertebereich zwischen 0.62 und 1.60 liegt und die einen Median von 0.98 besitzt.

A.2.3. Zusammenfassung auf Wohnungsebene

Um einen Radonwert pro Wohneinheit zu erhalten und dabei die mit steigender Messdauer einhergehende Genauigkeit des Messergebnisses zu berücksichtigen, werden die Werte, die zu einer Identifikationsnummer gehören, arithmetisch gemittelt, wobei jeder Wert entsprechend seiner Expositionsdauer gewichtet wird. Dies führt dazu, dass beim Vorliegen von Kurz- und Langzeitmessungen für eine Wohneinheit in Studie 15 der Wohnungswert nahezu dem der Langzeitmessung entspricht. Insgesamt ergeben sich aus den 75 764 Messwerten 28 509 Werte für Wohnungen.

Eine mit der Expositionszeit gewichtete Mittelung wird zum Vergleich zunächst sowohl mit den ursprünglichen als auch mit den saisonkorrigierten Werten durchgeführt. Beim Vergleich der saisonkorrigierten Verteilung mit der Verteilung der Originaldaten auf Wohnungsebene fällt auf, dass bzgl. der Kennziffern wie arithmetisches und geometrisches Mittel, Median und geometrischer Standardabweichung fast keine Veränderungen auftreten (siehe Tabelle 38). Dies kann so interpretiert werden, dass die vorliegenden Messungen so gleichmäßig über das Jahr verteilt sind, dass dies bei der Mittelung nicht ins Gewicht fällt. Die grundsätzliche Notwendigkeit zur Saisonkorrektur bleibt davon allerdings unberührt.

Tabelle 38: Kennziffern der unkorrigierten und der saisonkorrigierten Verteilung auf Wohnungsebene

Verteilung	N	AM	GM	Median	95%-Quantil	MAX	Geom. Std.
unkorrigiert	28509	67	45	42	176	5085	2.15
saisonkorrigiert	28509	66	45	42	177	5085	2.15

Tabelle 46 bis Tabelle 49 zeigen die **Kennwerte der saisonkorrigierten Verteilungen getrennt nach Studie, Bundesland, Etage und Baujahr**. Die Aufschlüsselung der arithmetischen und geometrischen Mittel über die Wohnungen nach Baujahr und Stockwerk zeigt deutlich den Einfluss dieser Variablen auf den Radon-Messwert. Sollten die vorliegenden Messungen bezüglich dieser Variablen keine repräsentative Struktur für Deutschland aufweisen, so ist eine entsprechende Gewichtung gemäß der Verteilung dieser Parameter in der Bevölkerung zur Erstellung einer repräsentativen Radonverteilung sinnvoll (siehe A.2.6.).

Einen Eindruck über die **räumliche Verteilung der insgesamt vorliegenden Wohnungen** mit Messwerten liefert Abbildung 13, in der Kreise mit höchstens zehn gemessenen Wohnungen von Kreisen mit mehr als 10 gemessenen Wohnungen unterschieden werden. In Kreisen bzw. Bundesländern, die eine verhältnismäßig geringe Zahl an Messungen aufweisen, sind weniger stabile Schätzungen zu erwarten. Es fallen insbesondere in Sachsen-Anhalt, Mecklenburg-Vorpommern und Brandenburg größere Gebiete auf, die durch die eingegangenen 18 Studien nicht gut abgedeckt werden. In diesen Bereichen werden im Allgemeinen vergleichsweise geringe Radon-Konzentrationen unterstellt, so dass diese Regionen bislang nicht im Fokus spezieller Forschungsuntersuchungen gestanden haben. Aber auch in anderen Regionen sind Landkreise vertreten, bei denen weniger als zehn Messungen pro Landkreis durchgeführt wurden, so dass Radonverteilungen auf dieser lokalen Ebene nur eine eingeschränkte Aussagekraft haben.

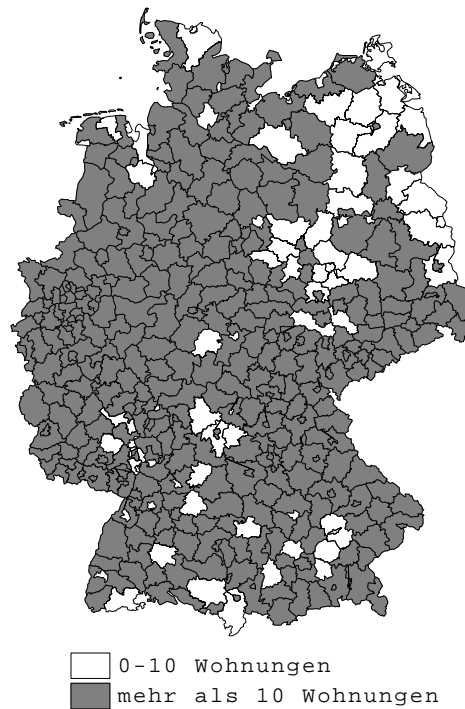


Abbildung 13: Anzahl Radon-Messungen pro Landkreis

Es ist anzunehmen, dass bei Vernachlässigung von Landkreisen mit zehn oder weniger Messungen pro Kreis die durchschnittliche Radon-Belastung der Bevölkerung überschätzt wird. Um diese Kreise einzubeziehen, wird im folgenden Abschnitt A.2.4 ein Ersetzungsverfahren zur Generierung einer repräsentativen Radonverteilung erläutert.

A.2.4. Auffüllen von gering besetzten Kreisen

In Absprache mit dem Bundesamt für Strahlenschutz, Dienstsitz Berlin werden repräsentativ ermittelte Bodenluftwerte auf Kreisebene verwendet, um den gering besetzten Kreisen geologisch ähnliche Kreise, bei denen ähnliche Innenraumwerte zu vermuten sind, zuzuordnen und mit Messwerten aus den entsprechenden Kreisen zu ergänzen. Insgesamt müssen in 78 von insgesamt 439 Kreisen Ergänzungen (siehe Abbildung 13) vorgenommen werden.

Dazu werden die Mediane der Bodenluft gemäß ihrer Verteilung in sechs Gruppen eingeteilt, die wie folgt definiert sind. Die ersten vier Kategorien umfassen jeweils 20% der Kreise, während das letzte Fünftel aufgrund der schiefen Verteilung noch ein weiteres Mal halbiert wird. Abbildung 14 zeigt die so generierte geographische Verteilung der Bodenluftkategorien über die Bundesrepublik Deutschland.

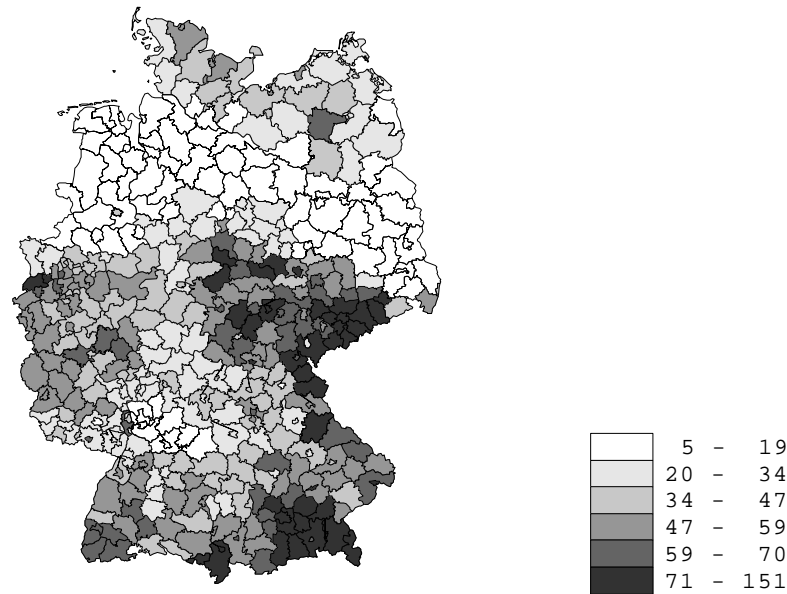


Abbildung 14: Radonkonzentration in der Bodenluft - Darstellung in sechs Bodenluftkategorien (kBq/m^3), Kategorien gemäß exakten 20, 40, 60, 80 und 90%-Quantilen (gerundet)

Jedem Kreis, der zehn oder weniger Wohnungen mit Messungen aufweist, werden nun basierend auf dieser Verteilung zunächst alle Wohnungen von Kreisen aus dem gleichen Bundesland mit gleicher Bodenluftkategorie zugeordnet. Um Verdoppelungen der bereits im Kreis vorhandenen Werte zu verhindern, werden zur Ergänzung der gering besetzten Kreise nur Kreise mit mindestens elf Werten herangezogen. Die regionale Beschränkung auf das gleiche Bundesland kann bei sieben Kreisen, davon fünf in Mecklenburg-Vorpommern und jeweils ein Kreis in Brandenburg und Sachsen-Anhalt, nicht aufrechterhalten werden.

Für die Zuordnung von Wohnungen zu diesen sieben Kreisen werden alle Kreise mit jeweils gleicher Bodenluftkategorie aus den Bundesländern Mecklenburg-Vorpommern, Brandenburg, Sachsen-Anhalt und Sachsen zugelassen.

Aus den jeweils über Bodenluftkategorie und Bundesland zugeordneten Wohnungen werden zufällig maximal 50 Wohnungen pro Kreis ausgewählt, um den Datensatz nicht unnötig zu vergrößern. Insgesamt werden auf diese Weise 3 827 Wohnungen dem Datensatz hinzugefügt, so dass im Weiteren 32 336 (teilweise fiktive) Wohnungen in die Berechnung eingehen. Diese Werte werden als Basis sämtlicher weiterer Rechnungen genutzt.

Wie bereits in Abbildung 11 dokumentiert, sind die Ursprungsstudien, aus denen die Radon-Messungen stammen, sehr heterogen über die Bundesrepublik Deutschland verteilt und entsprechen nicht der Verteilung der Wohnbevölkerung. Tabelle 39 stellt daher die Anteile der Bevölkerung und der gemessenen Werte pro Bundesland gegenüber. So liegen beispielsweise vor dem Ergänzen von Werten in Niedersachsen, wo 9.64% der Bevölkerung Deutschlands leben, nur 4.94% der gemessenen Wohnungen, während in Sachsen ein Bevölkerungsanteil von 5.34% einem Anteil von 17.24% an Wohnungen mit Radon-Messungen gegenübersteht.

Tabelle 39: Bevölkerungsanteil, Anzahl und Anteil der Wohnungen pro Bundesland vor und nach dem Ergänzen von gering besetzten Kreisen (Anteile in %)

Bundesland	Anteil an der Bevölkerung (2001) ¹⁾	Anteil Wohnungen vor Ergänzen	Anzahl Wohnungen vor Ergänzen	Anteil Wohnungen nach Ergänzen	Anzahl Wohnungen nach Ergänzen
Schleswig-Holstein	3.39	1.48	423	2.08	673
Hamburg	2.09	0.62	177	0.55	177
Niedersachsen	9.64	4.94	1409	5.44	1759
Bremen	0.80	0.18	50	0.15	50
Nordrhein-Westfalen	21.89	20.55	5860	18.12	5860
Hessen	7.37	3.31	944	3.23	1044
Rheinland-Pfalz	4.90	8.34	2377	8.12	2627
Baden-Württemberg	12.82	6.40	1826	7.35	2376
Bayern	14.91	18.72	5337	18.51	5987
Saarland	1.29	4.06	1157	3.58	1157
Berlin	4.11	1.33	380	1.18	380
Brandenburg	3.15	0.76	216	2.06	666
Mecklenburg-Vorpommern	2.14	0.43	123	2.18	705
Sachsen	5.34	17.24	4914	15.35	4964
Sachsen-Anhalt	3.15	2.54	724	3.92	1269
Thüringen	2.94	9.09	2592	8.17	2642

1) Quelle: Durchschnittliche Jahresbevölkerung 2001 (Easystat für Windows, Statistik regional, Ausgabe 2003)

Das oben beschriebene Ersetzungsverfahren beeinflusst für die meisten Bundesländer die Verteilung in dem Sinn, dass durch die Ergänzung von Wohnungen eine Veränderung in Richtung des Bevölkerungsanteils zu beobachten ist. Jedoch ist diese Korrektur nicht so gravierend, dass das Ungleichgewicht aufgehoben wird. Eine Berechnung von Kennziffern ohne weitere Gewichtung nach Bevölkerung ist daher unbedingt vorzunehmen. Zudem ist festzustellen, dass trotz dieses Ergänzungsverfahrens in den Bundesländern

- Schleswig-Holstein,
- Brandenburg,
- Mecklenburg-Vorpommern und
- Sachsen-Anhalt

der Anteil der gering besetzten Kreise bzw. der ergänzten Wohnungen auch weiterhin so hoch ist, dass sich für diese Länder keine Einzelbetrachtung empfiehlt. Die Anzahl und den Anteil der ergänzten Wohnungen bzw. der Kreise mit ergänzten Werten pro Bundesland sind in Tabelle 50 und Tabelle 51 wiedergegeben.

A.2.5. Radon-Karte für die Bundesrepublik Deutschland

Unabhängig von der Gewichtung bezüglich der Wohnbevölkerung kann nach Einschluss von Messwerten, Saisonbereinigung und Ergänzung von Werten die räumliche Verteilung der Radon-Messungen in Wohnräumen in Deutschland kartographisch erfolgen. Von einer Gewichtung nach Bevölkerung oder anderen Variablen ist die Erstellung einer Radon-Karte auf Kreisebene, wie sie Abbildung 15 zeigt, unabhängig, da auf Kreisebene, bis auf die Einbeziehung von Messungenauigkeiten bei der Berechnung attributabler Risiken, keine weiteren Veränderungen erfolgen. Es ist dabei jedoch zu berücksichtigen, dass in einigen Kreisen die Schätzung des geometrischen Mittels allein auf ergänzten Werten beruht (vgl. Abbildung 13).

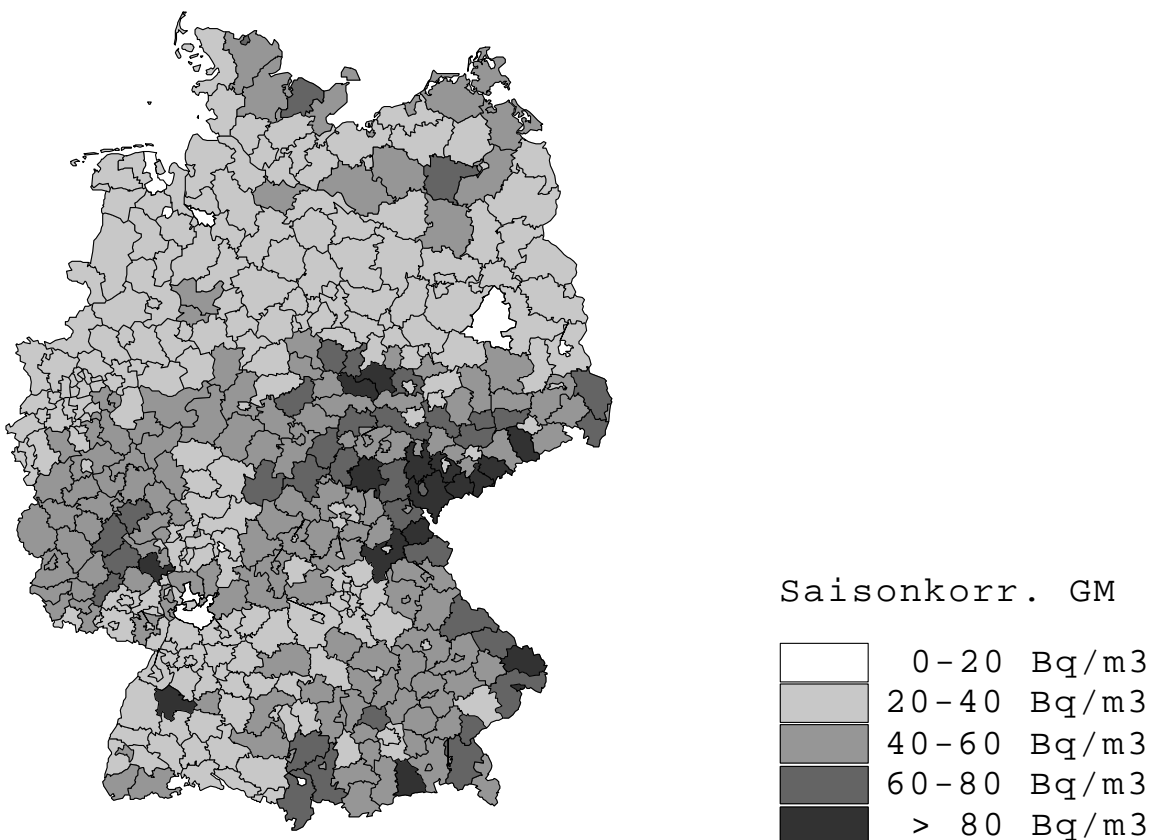


Abbildung 15: Durchschnittliche Radon-Konzentration in Landkreisen der Bundesrepublik Deutschland; Karte nach Ergänzen von Werten in Landkreisen mit zehn oder weniger gemessenen Werten, geometrische Mittelwerte auf Kreisebene nach Saisonkorrektur

Abbildung 15 vermittelt einen Eindruck über die erwartete durchschnittliche Radon-Belastung in Wohnhäusern in den Landkreisen der Bundesrepublik Deutschland. Es zeigt sich dabei auch auf Ebene der Landkreise, dass die Radon-Konzentrationen durchschnittlich vor allem in den Mittelgebirgsregionen erhöht sind. Dies gilt vor allem für Thüringen und Sachsen, aber auch für Teile von Bayern und Baden- Württemberg.

Da in den einzelnen Landkreisen die Bevölkerungsdichte aber sehr unterschiedlich ist, kann die Karte der Radon-Belastung auch mit der jeweiligen Bevölkerungszahl pro Landkreis gewichtet werden, so dass man hierüber eine kumulative (kollektive) Radon-Exposition nach Regionen ermitteln kann. Hierzu wird das arithmetische Mittel der saison-korrigierten Radonkonzentration mit der

Bevölkerungszahl multipliziert und die Kreise gemäß ihrer kumulativen Belastung in fünf Gruppen eingeteilt. Normiert mit der gesamten kumulativen Exposition aller Kreise, erhält man die prozentuale kumulative (kollektive) Exposition eines Landkreises (siehe Abbildung 16).

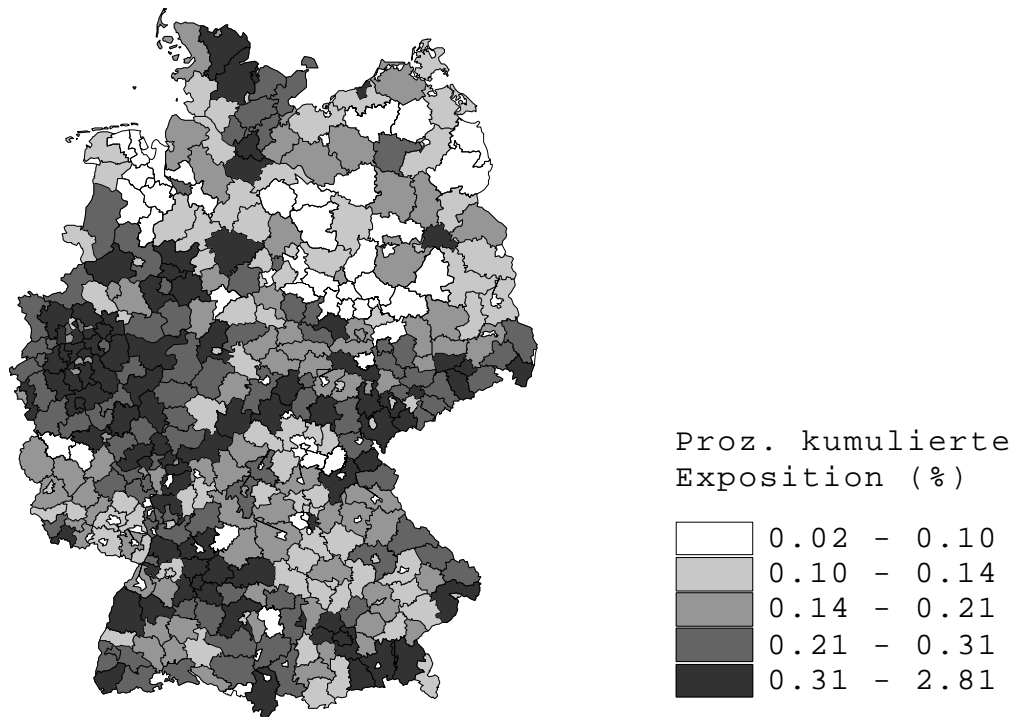


Abbildung 16: Prozentuale kumulative (kollektive) Radon-Exposition der Bevölkerung in den Landkreisen in Deutschland (in %)

Die kollektive Radonexposition der Bevölkerung der Bundesrepublik Deutschland ist - bedingt durch die unterschiedliche Besiedlungsdichte - regional wesentlich anders verteilt als die Radonkonzentrationen. Hier zeigen sich z.B. besondere Schwerpunkte in den Ballungsräumen in Nordrhein-Westfalen, Hessen, Rheinland-Pfalz und Baden-Württemberg. Aber auch in dieser Darstellung sind die südlichen Landkreise von Thüringen und Sachsen auffällig.

A.2.6. Gewichtung der Radonverteilung in Wohnungen

A.2.6.1. Gewichtung nach Bevölkerung

Wie bereits in Abschnitt A.2.4 beschrieben, ist die Aufteilung der Radon-Messwerte nicht in dem Sinne repräsentativ, dass aus jedem Bundesland bzw. jedem Landkreis die Zahl von Messwerten vorliegt, die der Anzahl der Bevölkerung bzw. der Wohnungen entspricht (siehe Tabelle 39). Daher wird im Folgenden eine Bevölkerungsgewichtung durchgeführt, indem gemäß der Bevölkerungsangaben aus dem Jahr 2001 (Quelle: Easystat für Windows, Statistik regional, Ausgabe 2003) die nach Saisonkorrektur berechneten Wohnungsmittel pro Kreis mit dem Anteil der Bevölkerung im entsprechenden Kreis gewichtet werden. Das Gewicht jeder Wohneinheit im Kreis i ergibt sich zu

$$\text{Gew}_i = \frac{\text{Bev}_i}{N_i \cdot \sum_{i=1}^n \text{Bev}_i}$$

wobei Bev_i für die Bevölkerung des Kreises i , N_i für die Anzahl gemessener Wohnungen im Kreis i und n für die Anzahl gemessener Kreise ($n = 439$, nach Ergänzung) stehen.

Durch diese Gewichtung ergeben sich im Vergleich vor und nach Bevölkerungsgewichtung für die insgesamt 32 336 Wohnungen die in Tabelle 40 angegebenen Lagemaße für die saisonkorrigierte Radonverteilung. Durch die Bevölkerungsgewichtung sinkt das arithmetische Mittel von 65 auf 49 Bq/m³, das geometrische Mittel von 45 auf 37 Bq/m³. Weiterhin ist ein leichter Rückgang der Streuung zu erkennen.

Tabelle 40: Kennziffern der saisonkorrigierten Verteilung vor und nach Bevölkerungsgewichtung (in Bq/m³)

	AM	GM	Median	Geom. Std.
Vor Bevölkerungsgewichtung	65	45	42	2.14
Nach Bevölkerungsgewichtung	49	37	36	2.02

Durch Ordnung der Datenzeilen nach dem saisonkorrigierten Radonwert und kumulativer Summierung der oben beschriebenen Gewichte wird eine Radonverteilung für Deutschland erstellt. Verwendet man anstelle der obigen Gewichte den konstanten Wert 1/32 336 pro Wohneinheit, erhält man die saisonkorrigierte Verteilung ohne Bevölkerungsgewichtung. Beide Verteilungen sind in Abbildung 17 dargestellt. Man erkennt, wie bereits nach dem Vergleich der Lagemaße zu erwarten ist, eine deutliche Linksverschiebung der saisonkorrigierten Verteilung nach der Bevölkerungsgewichtung, insbesondere im Bereich der hohen Werte.

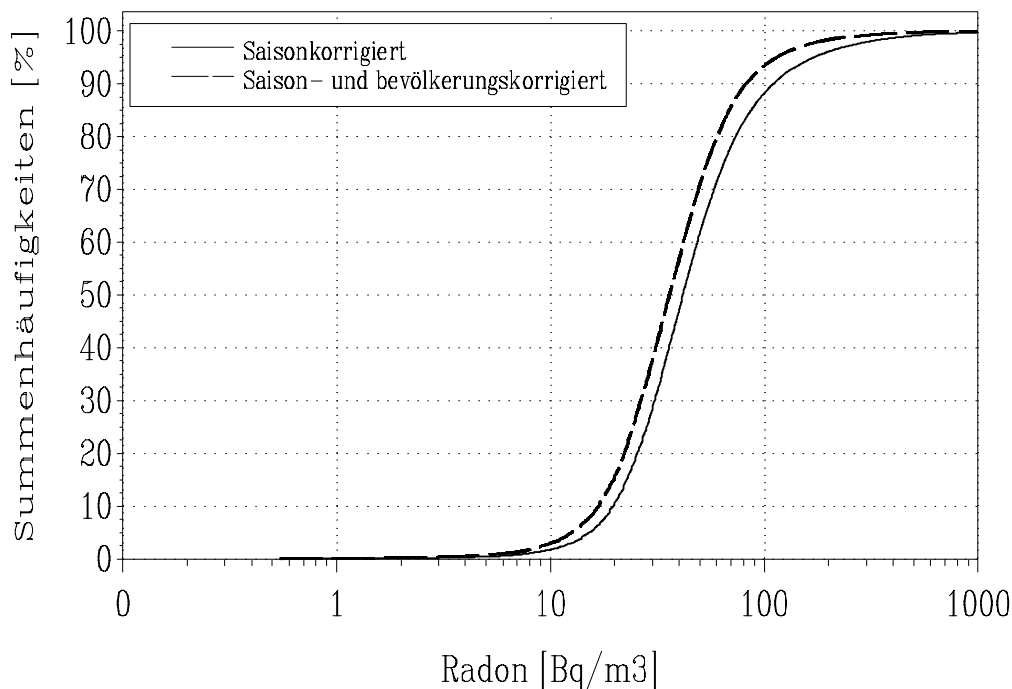


Abbildung 17: Radonverteilung nach Saisonkorrektur und Bevölkerungsgewichtung

Häufig wird für die Radon-Belastung einer Bevölkerung eine Lognormalverteilung angenommen, wie z.B. bei Steindorf et al. 1995. In Abbildung 18 sind die bevölkerungsgewichtete, saisonkorrigierte Radonverteilung und die entsprechende theoretische Verteilungsfunktion einer Lognormalverteilung mit dem geometrischen Mittel und der geometrischen Standardabweichung aus Tabelle 40 gegenübergestellt. Es sind deutliche Abweichungen von der Lognormalverteilung zu erkennen. Betrachtet man die Verteilungen eingeschränkt auf den Bereich von 10 bis 100 Bq/m³, so fällt auf, dass die empirische Verteilung deutlich zur Mitte tendiert und auf diesem Bereich weniger streut als die theoretische Verteilung. Dafür liegt bei der empirischen Verteilung eine größere Wahrscheinlichkeit auf höheren Werten (über 110 Bq/m³). Die Varianz der empirischen Verteilung ergibt sich somit durch eine große Zahl von hohen Werten, im Gegensatz zu einer breiteren Streuung im Bereich der Werte unter 100 Bq/m³.

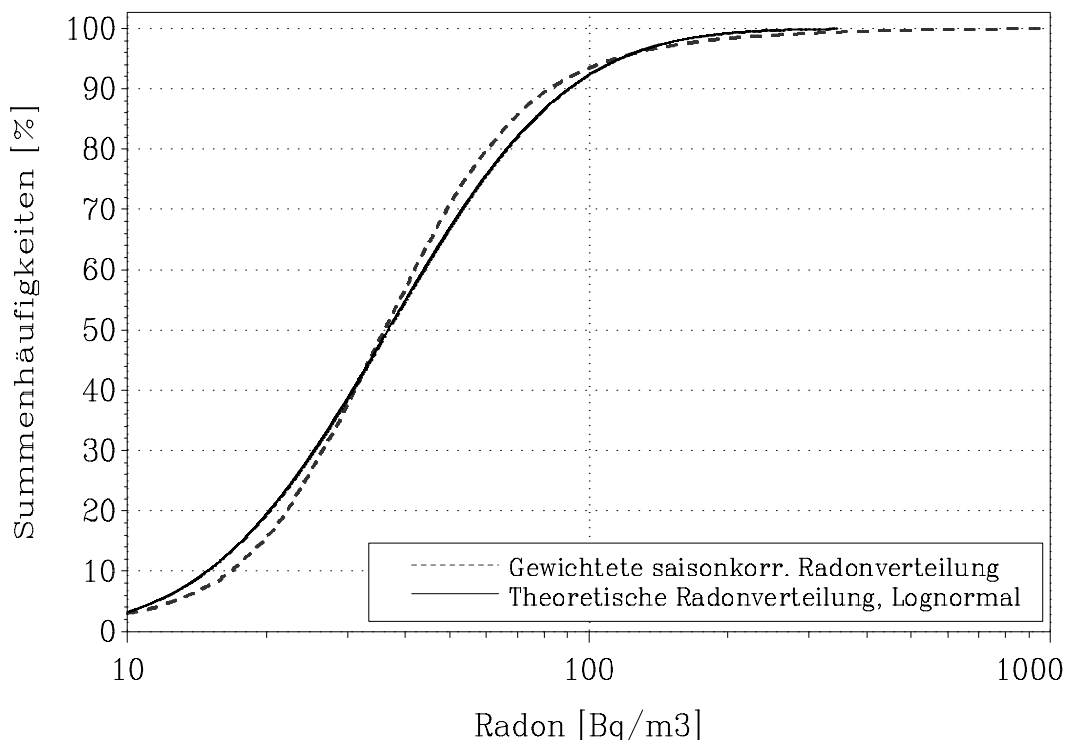


Abbildung 18: Bevölkerungsgewichtete saisonkorrigierte Radonverteilung und Lognormalverteilung (Geometrisches Mittel 37, geometrische Standardabweichung 2.02)

A.2.6.2. Einbeziehung von Baujahr und Etage

Wie Tabelle 48 und Tabelle 49 zeigen, haben das Baujahr des Hauses und die Etage des Raumes, in dem gemessen wurde, einen deutlichen Einfluss auf die Radonkonzentration.

Zum Vergleich der Verteilungen im Datensatz und in der Bevölkerung sind in und für Deutschland und für die Bundesländer die Anteile der Stockwerk- und Baujahreskategorien der beobachteten und ergänzten Wohneinheiten und Angaben des Statistischen Bundesamtes gegenübergestellt. Die Angaben zum Stockwerk beruhen auf Angaben zur Geschosshöhe von Häusern mit verschiedenen Anzahlen von Wohnungen, die jeweils gleichmäßig über die Geschosse verteilt werden, um eine Verteilung der Wohnungen auf Etagen abzuschätzen.

In einigen Bundesländern weichen die Anteile für Baujahr und Etage stark von denen des Statistischen Bundesamtes ab, wobei jeweils eine Verschiebung zu Kategorien mit tendenziell höheren zu erwartenden Radonkonzentrationen zu beobachten ist, also vermehrt Messungen im Erdgeschoss und in älteren Häusern im Rahmen der Forschungsprojekte durchgeführt wurden. Die Verteilungen für Baujahr in Deutschland insgesamt unterscheiden sich wenig. Insgesamt erscheint es aber auch bezüglich dieser Variablen eine Selektion in den Radon-Messungen stattgefunden zu haben, die die Repräsentativität der Aussage stört, so dass der Effekt einer entsprechenden Gewichtung zu untersuchen ist.

Da die Angaben des statistischen Bundesamtes nur auf Bundeslandebene zur Verfügung stehen, kann die Gewichtung gemäß Baujahr und Etage nur auf dieser Ebene erfolgen. Weiterhin ist weder davon auszugehen, dass in jedem Kreis eine Verteilung wie auf Bundeslandebene vorliegt, noch ist eine solche Gewichtung aufgrund von nicht besetzten Kategorien in einigen Kreisen möglich. Dies verhindert eine weitere Gewichtung nach Bevölkerung auf Kreisebene, so dass auch die Bevölkerungsgewichtung nur noch auf Bundeslandebene durchgeführt werden kann.

Eine Bevölkerungsgewichtung auf Bundeslandebene ohne Einbeziehung weiterer Variablen lässt sich über die Bevölkerung im Bundesland i und der Anzahl der im Bundesland i gemessenen Wohnungen N_i^B beschreiben

$$\text{Gew}_i^B = \frac{\text{Bev}_i}{N_i^B \cdot \sum_{i=1}^n \text{Bev}_i},$$

wobei $n = 16$ für die Anzahl der Bundesländer steht.

Sofern zusätzlich sowohl nach Baujahr als auch nach Etage gewichtet werden soll, muss eine Annahme über die gemeinsame wahre Verteilung getroffen werden. Im Folgenden wird die Unabhängigkeit zwischen den Variablen angenommen, was bedeutet, dass eine bestimmte Kombination aus Etage und Baujahr mit der Häufigkeit des Produkts der Anteile der Randverteilungen auftritt.

Die Gewichtung eines einzelnen Wertes erfolgt zunächst gemäß der Verteilung von Etage, Baujahr bzw. der Kombination und anschließend gemäß dem Anteil der Bevölkerung im entsprechenden Bundesland. Allgemein wird bei Einbeziehung einer Variablen das Gewicht jeder Wohnung im Bundesland i und der Etagen- bzw. Baujahreskategorie j berechnet durch

$$\text{Gew}_{ij} = \frac{\text{Bev}_i}{N_{ij} \cdot \sum_{i=1}^n \text{Bev}_i} \cdot h_{ij}.$$

Hier bezeichnen Bev_i die Bevölkerungsanzahl des Bundeslandes i , h_{ij} den Anteil der j -ten Kategorie der Variablen Etage bzw. Baujahr gemäß Angaben des Statistischen Bundesamtes, N_{ij} die Anzahl der Wohnungen mit Messwerten im Bundesland i mit Kategorie j und $n = 16$ die Anzahl der Bundesländer.

Bei der Gewichtung nach Bevölkerung, Etage und Baujahr auf Bundeslandebene erhält zunächst jede Wohnung im Bundesland i mit Etagen- bzw. Baujahreskategorie j und Baujahreskategorie k das Gewicht

$$\text{Gew}_{ijk} = \frac{\text{Bev}_i}{N_{ijk} \cdot \sum_{i=1}^n \text{Bev}_i} \cdot h_{e,ij} \cdot h_{b,ik} \cdot$$

Dabei bezeichnen Bev_i die Bevölkerungsanzahl des Bundeslandes i , $h_{e,ij}$ den Anteil der j -ten Kategorie von Etage, $h_{b,ik}$ den Anteil der k -ten Kategorie von Baujahr im Bundesland i gemäß Statistischem Bundesamt und N_{ijk} die Anzahl der Wohnungen mit Messwerten im Bundesland i mit Etagekategorie j und Baujahreskategorie k .

Da im Bundesland Bremen nicht alle Kombinationen von Etage und Baujahr auftreten, ergibt die Summe der Gewichte nicht exakt 1, sondern etwas weniger. Daher werden die Gewichte Gew_{ijk} normiert, so dass die endgültigen Gewichte berechnet werden als

$$\text{Gew}_{ijk}^* = \frac{\text{Gew}_{ijk}}{\sum_{i,j,k} \text{Gew}_{ijk}} \cdot$$

Mittels der beschriebenen Gewichte lassen sich Radonverteilungen mit folgenden Gewichtungen gegenüberstellen:

- Bevölkerungsgewichtung auf Kreisebene (siehe Kapitel A.2.6.1)
- Bevölkerungsgewichtung auf Bundeslandebene
 - ohne weitere Gewichtung
 - unter Berücksichtigung der Baujahresverteilung auf Bundeslandebene
 - unter Berücksichtigung der Stockwerksverteilung auf Bundeslandebene
 - unter Berücksichtigung einer gemeinsamen Verteilung von Stockwerk und Baujahr auf Bundeslandebene.

Abbildung 19 zeigt den Ausschnitt von 10 bis 1 000 Bq/m³ der fünf Radonverteilungen, die sehr nah nebeneinander liegen bzw. sich überlagern. Es ist festzustellen, dass die zusätzliche Adjustierung nach Baujahr im Vergleich zur Gewichtung ausschließlich mit der Bevölkerung auf Bundeslandebene keinen Einfluss auf die Radonverteilung hat. Dies überrascht angesichts der relativ ähnlichen Verteilungen für Baujahr im Datensatz und gemäß Statistischem Bundesamt nicht. Fast gleiche Radonverteilungen ergeben sich, wenn die Etage als Gewichtungsvariable einbezogen wird, unabhängig von der Hinzunahme von Baujahr, oder die alleinige Gewichtung nach Bevölkerung auf Kreisebene durchgeführt wird. Vermutlich führt die Gewichtung auf Kreisebene in den vorliegenden Daten bereits dazu, dass Kreise, die zum Ungleichgewicht der Stockwerke beitragen, durch die Bevölkerungsgewichtung weniger stark gewichtet werden. Es kann jedoch mangels Daten keine Aussage darüber gemacht werden, inwieweit eine Einbeziehung von Stockwerksverteilungen auf Kreisebene zu einer weiteren Veränderung führt.

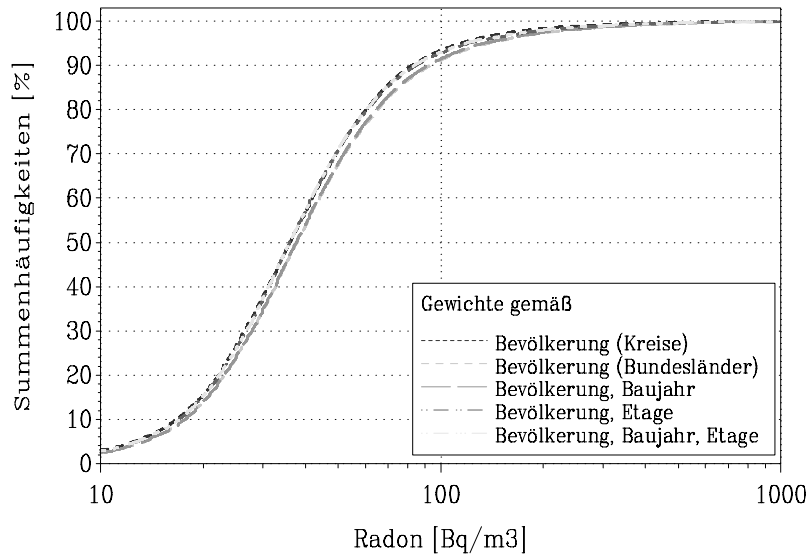


Abbildung 19: Vergleich verschiedener Gewichtungen der saisonkorrigierten Radonverteilung

Weiterhin ist noch zu prüfen, wie sich entsprechende Korrekturen für die einzelnen Bundesländer auswirken. Aufgrund der Datenlage kann hier entweder eine Bevölkerungskorrektur auf Kreisebene oder eine Gewichtung gemäß der Verteilung von Etage und/oder Baujahr erfolgen.

Um neben der optischen Darstellung eine weitere Vergleichsmöglichkeit zu erhalten, sind in Tabelle 41 Quantile der fünf Verteilungen aufgeführt. Es ähneln sich die Quantile, sofern die Etage oder die Bevölkerung auf Kreisebene einbezogen wird. Allerdings ist nun zu erkennen, dass durch die Gewichtung nach Bevölkerung auf Kreisebene das 99%-Quantil deutlich unter den Quantilen der Verteilungen mit anderen Gewichten liegt.

Tabelle 41: Quantile und arithmetisches Mittel (Bq/m³) der Radonverteilung in Abhängigkeit von der Gewichtung

Quantil	Gewichtet nach				
	Bevölkerung auf Kreisebene	Bevölkerung auf Bundeslandebene	Bevölkerung auf Bundeslandebene und Baujahr	Bevölkerung auf Bundeslandebene und Etage	Bevölkerung auf Bundeslandebene, Etage und Baujahr
1%	6	7	7	6	6
5%	13	14	13	13	13
10%	17	18	18	17	17
25%	24	25	25	25	25
Median	36	38	38	36	36
AM	49	55	54	51	50
75%	54	58	57	54	54
90%	82	93	92	85	83
95%	115	138	134	120	119
99%	268	360	347	312	306

In Abbildung 20 und Abbildung 21 sind die Radonverteilungen in den einzelnen Bundesländern mit Gewichtung nach Bevölkerung auf Kreisebene, nach Etage oder nach Baujahr aufgeführt. Die Verteilungen unterscheiden sich in den meisten Bundesländern nur unwesentlich, wobei im Allgemeinen die Bevölkerungsgewichtung zur stärksten Linksverschiebung führt. Da die Länder Bremen, Berlin und Hamburg aus zwei bzw. nur einem Kreis bestehen, hat die Bevölkerungsgewichtung einen sehr geringen bzw. keinen Effekt. Die angegebenen Verteilungen für Hamburg und Berlin entsprechen den Verteilungen der nicht gewichteten saisonkorrigierten Werte.

Tabelle 42: Kennwerte der Radonverteilung nach Saisonkorrektur, Ergänzen und Bevölkerungsgewichtung auf Gemeindeebene für die Bundesländer

Bundesland	N	AM	GM	Median	95%-Quantil	Max	Geom. Std.
Schleswig-Holstein	673	51	41	40	138	244	1.94
Hamburg	177	32	27	27	74	128	1.85
Niedersachsen	1759	35	28	29	76	299	1.90
Bremen	50	26	21	24	52	88	1.97
Nordrhein-Westfalen	5860	42	35	35	89	805	1.87
Hessen	1044	47	38	39	106	517	1.94
Rheinland-Pfalz	2627	59	48	47	132	1111	1.85
Baden-Württemberg	2376	46	34	33	107	745	2.09
Bayern	5987	59	43	42	142	2829	2.03
Saarland	1157	47	40	40	95	840	1.70
Berlin	380	33	28	28	74	313	1.90
Brandenburg	666	32	27	26	72	516	1.79
Mecklenburg-Vorpommern	705	55	42	41	144	2006	2.01
Sachsen	4964	79	51	45	227	3672	2.23
Sachsen-Anhalt	1269	55	38	33	161	1779	2.02
Thüringen	2642	81	57	54	202	5085	2.16
Deutschland	32336	49	37	36	115	5085	2.02

A.2.7. Sensitivitätsanalyse ohne Kurzzeitmessungen

Um den Einfluss der möglicherweise weniger aussagekräftigen Kurzzeitmessungen auf die Radonverteilung zu prüfen, werden Kennziffern für eine Verteilung ohne Kurzzeitmessungen berechnet. Die rohen sowie die saisonkorrigierten Messwerten werden zur Erstellung eines Wohnungsmittels wie bereits beschrieben mit der Expositionszeit des Dosimeters gewichtet (Tabelle 43).

Tabelle 43: Kennziffern der Radonverteilungen auf Wohnungsebene (in Bq/m³) mit und ohne Kurzzeitmessungen, vor und nach Saisonkorrektur

Verteilung	N	AM	GM	Median	95%-Quantil	MAX	Geom. Std.
Mit Kurzzeitmessungen, roh	28509	67	45	42	176	5085	2.15
Mit Kurzzeitmessungen, saisonkorrigiert	28509	66	45	42	177	5085	2.15
Ohne Kurzzeitmessungen, roh	26459	68	47	43	180	5085	2.06
Ohne Kurzzeitmessungen, saisonkorrigiert	26459	68	47	43	180	5085	2.06

Die 2 050 Wohnungen, deren Radonwert ausschließlich auf Kurzzeitmessungen basiert, sowie die in Wohnungen mit Langzeitmessungen gering gewichteten Kurzzeitmessungen beeinflussen die Verteilung nicht wesentlich, so dass die Kurzzeitmessungen nicht aus den Berechnungen entfernt werden müssen.

A.2.8. Weitere ergänzende Tabellen zur Radonverteilung

Tabelle 44: Auswahl von Datenzeilen aufgegliedert nach Studie, Verlust aufgrund von Messungen in unbe-
wohnten Räumen, ungültigen oder fehlenden Werten in geforderten Variablen

Studie	Auswahl	Anzahl	
		Messungen	Prozent
1	nein	2701	2.83
1	ja	15759	16.53
2	nein	63	0.07
2	ja	109	0.11
3	nein	207	0.22
3	ja	208	0.22
4	nein	19	0.02
4	ja	23	0.02
5	nein	600	0.63
5	ja	345	0.36
6	nein	484	0.51
6	ja	878	0.92
7	nein	166	0.17
7	ja	133	0.14
8	nein	1677	1.76
8	ja	1120	1.17
9	nein	1863	1.95
9	ja	997	1.05
10	nein	137	0.14
10	ja	46	0.05
11	nein	5870	6.16
11	ja	4273	4.48
12	nein	440	0.46
12	ja	235	0.25
13	nein	188	0.20
13	ja	104	0.11
14	nein	196	0.21
14	ja	178	0.19
15	nein	557	0.58
15	ja	47312	49.63
16	nein	291	0.31
16	ja	1104	1.16
17	nein	2725	2.86
17	ja	1897	1.99
18	nein	1377	1.44
18	ja	1043	1.09

Tabelle 45: Quantile der multiplikativen Korrekturfaktoren für Saison im gesamten Datensatz

Quantil	Korrekturfaktor
Maximum	1.60
99%	1.60
95%	1.56
90%	1.47
75%	1.33
Median	0.98
25%	0.74
10%	0.68
5%	0.65
1%	0.63
Minimum	0.62

Tabelle 46: Statistische Kennzahlen der saisonkorrigierten Radonverteilung, getrennt nach Studie (in Bq/m³)

Studie	N	AM	GM	Median	95%-Quantil	Max	Geom. Std.
1	5783	48	39	39	102	1089	1.80
2	46	130	117	109	262	299	1.58
3	165	229	114	106	860	2829	3.32
4	16	74	69	69	119	119	1.49
5	228	117	88	84	311	698	2.03
6	449	28	23	23	67	192	1.85
7	115	56	44	39	123	646	1.85
8	1021	68	43	38	194	2323	2.32
9	934	85	53	44	355	883	2.34
10	44	92	65	65	219	840	2.11
11	3960	86	53	46	277	5085	2.26
12	219	166	120	114	533	923	2.18
13	85	162	135	138	334	499	1.86
14	92	358	206	194	1328	2824	2.94
15	12203	63	46	44	150	2840	2.02
16	1100	46	35	33	113	1327	1.91
17	1060	47	26	25	128	3672	2.66
18	989	83	58	49	246	2169	2.00
Gesamt	28509	66	45	42	177	5085	2.15

Tabelle 47: Statistische Kennzahlen der saisonkorrigierten Radonverteilung, getrennt nach Bundesland (in Bq/m³)

Bundesland	N	AM	GM	Median	95%-Quantil	Max	Geom. Std.
Schleswig-Holstein	423	52	41	40	140	244	2.01
Hamburg	177	32	27	27	74	128	1.86
Niedersachsen	1409	36	29	30	79	299	1.89
Bremen	50	31	26	26	59	88	1.96
Nordrhein-Westfalen	5860	45	36	36	99	805	1.88
Hessen	944	51	41	41	113	517	1.86
Rheinland-Pfalz	2377	61	49	47	139	1111	1.86
Baden-Württemberg	1826	53	38	36	145	745	2.16
Bayern	5337	73	48	44	217	2829	2.16
Saarland	1157	49	41	40	97	840	1.72
Berlin	380	33	28	28	74	313	1.91
Brandenburg	216	31	27	25	72	155	1.78
Mecklenburg-Vorpommern	123	47	38	38	119	159	1.98
Sachsen	4914	96	59	52	285	3672	2.31
Sachsen-Anhalt	724	115	75	67	360	1779	2.43
Thüringen	2592	91	61	57	248	5085	2.22
Deutschland	28509	66	45	42	177	5085	2.15

Tabelle 48: Statistische Kennzahlen der saisonkorrigierten Radonverteilung, getrennt nach Etage (in Bq/m³)

Etage	N	AM	GM	Median	95%-Quantil	Max	Geom. Std.
Erdgeschoss	18628	76	50	46	213	5085	2.20
1. Stock	5993	55	41	40	132	1204	2.02
2. Stock und höher	3888	38	32	33	79	456	1.81
Gesamt	28509	66	45	42	177	5085	2.15

Tabelle 49: Statistische Kennzahlen der saisonkorrigierten Radonverteilung, getrennt nach Baujahr (in Bq/m³)

Baujahr	N	AM	GM	Median	95%-Quantil	Max	Geom. Std.
Vor 1900	3714	120	71	65	373	3163	2.53
1901-1945/48	5751	72	47	43	210	5085	2.27
Nach 1945/48	19044	54	41	40	123	3672	1.96
Gesamt	28509	66	45	42	177	5085	2.15

Tabelle 50: Anzahl und Anteil ergänzter Wohnungen pro Bundesland

Bundesland		Ergänzt		Gesamt
		nein	ja	
Schleswig-Holstein	Anzahl Wohnungen	423	250	673
	[%]	62.85	37.15	100.00
Hamburg	Anzahl Wohnungen	177	.	177
	[%]	100.00	.	100.00
Niedersachsen	Anzahl Wohnungen	1409	350	1759
	[%]	80.10	19.90	100.00
Bremen	Anzahl Wohnungen	50	.	50
	[%]	100.00	.	100.00
Nordrhein-Westfalen	Anzahl Wohnungen	5860	.	5860
	[%]	100.00	.	100.00
Hessen	Anzahl Wohnungen	944	100	1044
	[%]	90.42	9.58	100.00
Rheinland-Pfalz	Anzahl Wohnungen	2377	250	2627
	[%]	90.48	9.52	100.00
Baden-Württemberg	Anzahl Wohnungen	1826	550	2376
	[%]	76.85	23.15	100.00
Bayern	Anzahl Wohnungen	5337	650	5987
	[%]	89.14	10.86	100.00
Saarland	Anzahl Wohnungen	1157	.	1157
	[%]	100.00	.	100.00
Berlin	Anzahl Wohnungen	380	.	380
	[%]	100.00	.	100.00
Brandenburg	Anzahl Wohnungen	216	450	666
	[%]	32.43	67.57	100.00
Mecklenburg-Vorpommern	Anzahl Wohnungen	123	582	705
	[%]	17.45	82.55	100.00
Sachsen	Anzahl Wohnungen	4914	50	4964
	[%]	98.99	1.01	100.00
Sachsen-Anhalt	Anzahl Wohnungen	724	545	1269
	[%]	57.05	42.95	100.00
Thüringen	Anzahl Wohnungen	2592	50	2642
	[%]	98.11	1.89	100.00
Deutschland	Anzahl Wohnungen	28509	3827	32336
	[%]	88.16	11.84	100.00

Tabelle 51: Anzahl und Anteil von Kreisen mit ergänzten Werten pro Bundesland

Bundesland		nzungen		Gesamt
		nein	ja	
Schleswig-Holstein	Anzahl Kreise	19	6	25
	[%]	76.00	24.00	100.00
Hamburg	Anzahl Kreise	1	.	1
	[%]	100.00	.	100.00
Niedersachsen	Anzahl Kreise	47	9	56
	[%]	83.93	16.07	100.00
Bremen	Anzahl Kreise	2	.	2
	[%]	100.00	.	100.00
Nordrhein-Westfalen	Anzahl Kreise	54	.	54
	[%]	100.00	.	100.00
Hessen	Anzahl Kreise	25	2	27
	[%]	92.59	7.41	100.00
Rheinland-Pfalz	Anzahl Kreise	32	5	37
	[%]	86.49	13.51	100.00
Baden-Württemberg	Anzahl Kreise	35	11	46
	[%]	76.09	23.91	100.00
Bayern	Anzahl Kreise	85	13	98
	[%]	86.73	13.27	100.00
Saarland	Anzahl Kreise	6	.	6
	[%]	100.00	.	100.00
Berlin	Anzahl Kreise	1	.	1
	[%]	100.00	.	100.00
Brandenburg	Anzahl Kreise	9	9	18
	[%]	50.00	50.00	100.00
Mecklenburg-Vorpommern	Anzahl Kreise	7	15	22
	[%]	31.82	68.18	100.00
Sachsen	Anzahl Kreise	28	1	29
	[%]	96.55	3.45	100.00
Sachsen-Anhalt	Anzahl Kreise	12	12	24
	[%]	50.00	50.00	100.00
Thüringen	Anzahl Kreise	22	1	23
	[%]	95.65	4.35	100.00
Deutschland	Anzahl Kreise	385	84	469
	[%]	82.09	17.91	100.00

Tabelle 52: Vergleich der Stockwerksverteilung im ergänzten Datensatz und gemäß Angaben des Statistischen Bundesamts (in %)

Bundesland	Stockwerk	Verteilung im ergänzten Datensatz	Verteilung nach Stat. Bundesamt ¹⁾
Schleswig-Holstein	Erdgeschoss	87.07	46.81
	1. Stock	7.28	33.47
	2. Stock und höher	5.65	19.72
Hamburg	Erdgeschoss	53.11	33.54
	1. Stock	18.08	29.14
	2. Stock und höher	28.81	37.32
Niedersachsen	Erdgeschoss	73.74	49.58
	1. Stock	18.25	34.59
	2. Stock und höher	8.02	15.82
Bremen	Erdgeschoss	68.00	36.58
	1. Stock	22.00	32.92
	2. Stock und höher	10.00	30.50
Nordrhein-Westfalen	Erdgeschoss	62.39	42.30
	1. Stock	20.43	35.23
	2. Stock und höher	17.18	22.47
Hessen	Erdgeschoss	70.50	43.03
	1. Stock	19.44	36.08
	2. Stock und höher	10.06	20.89
Rheinland-Pfalz	Erdgeschoss	73.35	47.19
	1. Stock	19.15	37.90
	2. Stock und höher	7.50	14.91
Baden-Württemberg	Erdgeschoss	68.60	43.27
	1. Stock	21.89	36.35
	2. Stock und höher	9.51	20.37
Bayern	Erdgeschoss	77.94	43.03
	1. Stock	14.97	35.68
	2. Stock und höher	7.10	21.30
Saarland	Erdgeschoss	74.24	49.38
	1. Stock	19.88	38.46
	2. Stock und höher	5.88	12.16
Berlin	Erdgeschoss	32.11	26.69
	1. Stock	25.00	24.33
	2. Stock und höher	42.89	48.98
Brandenburg	Erdgeschoss	45.50	45.69
	1. Stock	27.48	28.34
	2. Stock und höher	27.03	25.97
Mecklenburg-Vorpommern	Erdgeschoss	52.62	41.85
	1. Stock	22.41	27.86
	2. Stock und höher	24.96	30.29
Sachsen	Erdgeschoss	51.33	35.79
	1. Stock	27.84	32.27
	2. Stock und höher	20.83	31.94
Sachsen-Anhalt	Erdgeschoss	59.65	41.23
	1. Stock	24.90	31.05
	2. Stock und höher	15.45	27.72
Thüringen	Erdgeschoss	56.06	39.80
	1. Stock	26.15	35.10
	2. Stock und höher	17.79	25.10
Deutschland	Erdgeschoss	65.15	42.25
	1. Stock	20.99	34.14
	2. Stock und höher	13.86	23.60

1) Quelle: Statistisches Bundesamt, Gebäude und Wohnungsstichprobe 1993, Tabelle G1: Gebäude nach Art, Größe, Baujahr und bewohnte Unterkünfte nach Zahl der Geschosse und behindertengerechter Ausstattung,

Tabelle 53: Vergleich der Baujahrsverteilung im ergänzten Datensatz und gemäß Angaben des Statistischen Bundesamts (in %)

Bundesland	Baujahr	Verteilung im ergänzten Datensatz	Verteilung nach Stat. Bundesamt ¹⁾
Schleswig-Holstein	Vor 1900	9.51	7.11
	1901-1945/48	16.05	16.72
	Nach 1945/48	74.44	76.17
Hamburg	Vor 1900	5.08	5.38
	1901-1945/48	22.60	21.65
	Nach 1945/48	72.32	72.97
Niedersachsen	Vor 1900	7.56	8.06
	1901-1945/48	13.36	16.76
	Nach 1945/48	79.08	75.18
Bremen	Vor 1900	2.00	3.67
	1901-1945/48	10.00	21.71
	Nach 1945/48	88.00	74.62
Nordrhein-Westfalen	Vor 1900	5.55	5.17
	1901-1945/48	18.58	17.66
	Nach 1945/48	75.87	77.17
Hessen	Vor 1900	7.18	8.01
	1901-1945/48	12.26	17.34
	Nach 1945/48	80.56	74.65
Rheinland-Pfalz	Vor 1900	11.23	10.11
	1901-1945/48	18.08	16.89
	Nach 1945/48	70.69	72.99
Baden-Württemberg	Vor 1900	10.52	7.88
	1901-1945/48	12.54	14.01
	Nach 1945/48	76.94	78.12
Bayern	Vor 1900	5.70	6.30
	1901-1945/48	11.84	12.79
	Nach 1945/48	82.46	80.91
Saarland	Vor 1900	7.69	7.24
	1901-1945/48	23.60	24.34
	Nach 1945/48	68.71	68.42
Berlin	Vor 1900	6.84	5.89
	1901-1945/48	33.16	34.72
	Nach 1945/48	60.00	59.39
Brandenburg	Vor 1900	14.86	10.05
	1901-1945/48	19.22	27.37
	Nach 1945/48	65.92	62.58
Mecklenburg-Vorpommern	Vor 1900	20.14	10.24
	1901-1945/48	15.74	22.34
	Nach 1945/48	64.11	67.42
Sachsen	Vor 1900	28.63	16.20
	1901-1945/48	31.49	30.78
	Nach 1945/48	39.89	53.02
Sachsen-Anhalt	Vor 1900	22.62	14.23
	1901-1945/48	21.43	29.92
	Nach 1945/48	55.95	55.85
Thüringen	Vor 1900	25.13	16.75
	1901-1945/48	29.41	25.17
	Nach 1945/48	45.46	58.09
Deutschland	Vor 1900	13.05	8.01
	1901-1945/48	19.60	19.06
	Nach 1945/48	67.35	72.93

Quelle: Mikrozensus-Zusatzerhebung (2002), Tabelle 8: Bewohnte Wohneinheiten nach Gebäudegröße, Baujahr und Fläche

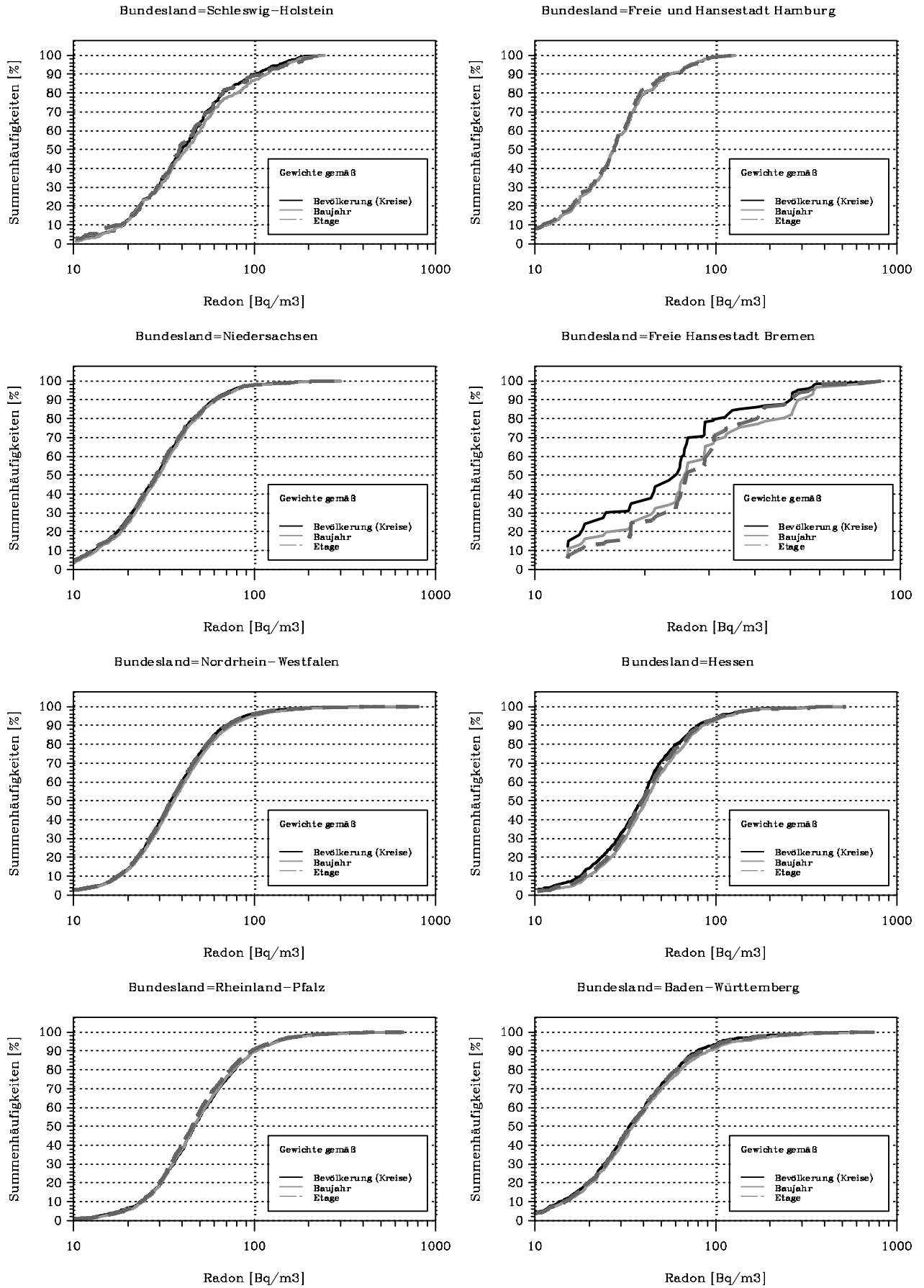


Abbildung 20: Verteilungen in einzelnen Bundesländern, abhängig von Gewichtung

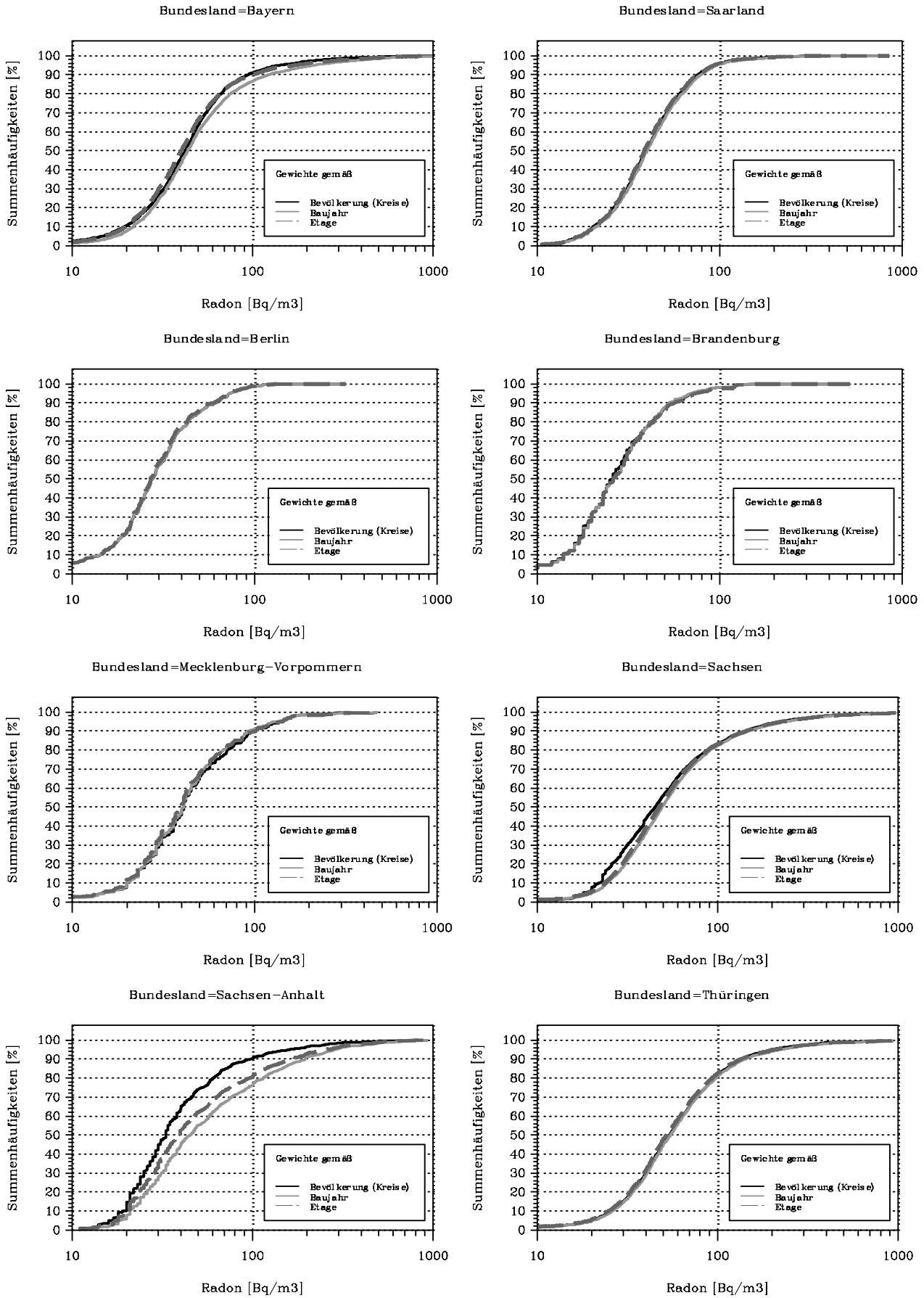


Abbildung 21: Verteilungen in einzelnen Bundesländern, abhängig von Gewichtung

Tabelle 54: Kennziffern der gewichteten Messverteilung vor und nach Korrektur der Messungenauigkeit (in Bq/m³)

Bundesland	Gew. Messverteilung			Expositionsverteilung		
	AM	GM	Geom. Std.	AM	GM	Geom. Std.
Schleswig-Holstein	x	x	x	x	x	x
Hamburg	32	27	1.85	30	28	1.49
Niedersachsen	35	28	1.90	32	30	1.53
Bremen	26	21	1.97	25	22	1.61
Nordrhein-Westfalen	42	35	1.87	39	36	1.50
Hessen	47	38	1.94	44	39	1.58
Rheinland-Pfalz	59	48	1.85	55	50	1.48
Baden-Württemberg	46	34	2.09	42	36	1.74
Bayern	59	43	2.03	53	45	1.67
Saarland	47	40	1.70	43	42	1.32
Berlin	33	28	1.90	32	29	1.54
Brandenburg	x	x	x	x	x	x
Mecklenburg-Vorpommern	x	x	x	x	x	x
Sachsen	79	51	2.23	69	53	1.88
Sachsen-Anhalt	x	x	x	x	x	x
Thüringen	81	57	2.16	73	60	1.80

| Verantwortung für Mensch und Umwelt |

Kontakt:

Bundesamt für Strahlenschutz

Postfach 10 01 49

38201 Salzgitter

Telefon: + 49 (0)3018 333-0

Telefax: + 49 (0)3018 333-1885

Internet: www.bfs.de

E-Mail: ePost@bfs.de



Bundesamt für Strahlenschutz