



## **Häufigkeit von Krebsneuerkrankungen in Bad Münder in den Jahren 2005 – 2014**

Eine Nachbeobachtung des EKN als Teil der Gesundheitsfolgen-  
abschätzung eines Gefahrgutunfalls vom 9. Sept 2002

Oldenburg, Juni 2018

Registerstelle des EKN  
Joachim Kieschke MPH – Ärztlicher Leiter der Registerstelle  
Industriestr. 9  
26121 Oldenburg  
Tel. 0441 361056-12

# Inhaltsverzeichnis

1	HINTERGRUND.....	3
2	MATERIAL UND METHODEN.....	4
2.1	EPIDEMIOLOGISCHE MAßZAHLEN .....	4
2.2	HYPOTHESE UND VORGEHEN.....	6
2.3	KOHORTENANSATZ, UNTERSUCHUNGS- UND VERGLEICHREGION.....	6
2.4	BERÜCKSICHTIGUNG DES MULTIPLLEN TESTENS .....	7
2.5	ERGÄNZENDE UNTERSUCHUNGEN AUßERHALB DER HAUPTFRAGESTELLUNG.....	8
3	ERGEBNISSE.....	9
4	ERGÄNZENDE ANALYSE:.....	13
4.1	ÖKOLOGISCHER QUERSCHNITTSANSATZ.....	13
4.2	VERGLEICH ALTERSSTANDARDISierter RATEN.....	15
5	DISKUSSION.....	16
6	ZUSAMMENFASSENDE BEWERTUNG .....	18
7	ANHANG - AUFBAU DES EKN.....	19
7.1	MELDEVERFAHREN DES EKN.....	19
7.2	VERSCHLÜSSELUNG DER PERSONENDATEN – KONTROLLNUMMERN.....	19
7.3	STUFENAUFBAU DES EKN.....	20

# Häufigkeit von Krebsneuerkrankungen in Bad Münster in den Jahren 2005 – 2014

Eine Nachbeobachtung des EKN als Teil der Gesundheitsfolgenabschätzung eines Gefahrgutunfalls vom 9. Sept 2002

## 1 Hintergrund

Bei einem Zusammenstoß zweier Güterzüge in der Nähe des Bahnhofs von Bad Münster war es im Jahr 2002 zur Freisetzung von Epichlorhydrin (ECH) gekommen.

ECH wird in der Liste krebserzeugender Arbeitsstoffe in der Kategorie A2 aufgeführt. Dazu zählen „Stoffe, die sich bislang nur im Tierversuch als krebserzeugend erwiesen haben, und zwar unter Bedingungen, die der möglichen Exponierung des Menschen am Arbeitsplatz vergleichbar sind bzw. aus denen Vergleichbarkeit abgeleitet werden kann“. Epidemiologisch gibt es Hinweise auf einen Zusammenhang zwischen ECH-Exposition und Tumoren des zentralen Nervensystems (ZNS, „Hirntumore“) und der Lunge.

Daher wurde unmittelbar nach dem Unfall unter Federführung des Niedersächsischen Landesgesundheitsamtes (NLGA) ein Gesundheitsfolgenprogramm aufgelegt, um sowohl akute wie chronische Gesundheitsfolgen in der Bevölkerung wie auch insbesondere das Ausmaß der Exposition abzuschätzen. Abschätzungen der maximalen Exposition der Bevölkerung folgten in 2005 (Ausbreitungsrechnungen) bis 2008 (Abschluss der individuellen Adduktbestimmungen von Einsatzkräften und Anwohnern).

Daneben wurde ab 2003 auch ein Konzept zur Krebsverfolgung über das EKN erarbeitet. Im Falle einer Exposition von Bevölkerungsgruppen gegenüber kanzerogenen Stoffen besteht eine übliche einfache Vorgehensweise darin, mittels der Routinedaten von epidemiologischen Krebsregistern das spätere Auftreten von Krebserkrankungen in dieser Region mit der Häufigkeit des Auftretens in nicht belasteten Regionen zu vergleichen (sog. „ökologischer“ Ansatz).

Als Teil der Gesundheitsfolgenabschätzung wurde nach diesem Unfall jedoch der spezifischere Kohortenansatz mit Langzeitverfolgung im EKN vorgesehen. Das bedeutet, dass das Krebsregister die Krebsbelastung nur für die Personen bestimmt, die zum Zeitpunkt des Gefahrgutunfalles auch tatsächlich in Bad Münster gewohnt haben. Später zugezogene Einwohnerinnen und Einwohner werden bei solchen Berechnungen nicht berücksichtigt. Die Machbarkeit dieses Ansatzes wurde 2012 anhand der Daten der Diagnosejahre 2003-2009 positiv geprüft.

Der vorliegende Bericht umfasst den Zehnjahreszeitraum der Diagnosejahre 2005-2014 und versucht eine bewertende Einschätzung der beobachteten Krebshäufigkeit.

## 2 Material und Methoden

Das Einwohnermeldeamt der Stadt Bad Münden am Deister hatte eine Datei mit den Angaben aller im September 2002 mit Wohnsitz Bad Münden gemeldeten 19.354 Einwohnerinnen und Einwohnern erstellt. Diese Angaben wurden in der Vertrauensstelle des EKN in nicht dechiffrierbare Kontrollnummern-Pseudonyme umgewandelt und zusammen mit den Klartextangaben zu Geburtsmonat, Geburtsjahr und Geschlecht auf einen Datenträger geschrieben. In der Vertrauensstelle selbst wurden alle Angaben gelöscht und der Datenträger dem Niedersächsischen Landesgesundheitsamt (NLGA) zur weiteren Verwahrung gegeben.

Für Auswertungen stellt das NLGA dem EKN diese Daten wieder zur Verfügung, damit in der Registerstelle ein individueller Kohortenabgleich dieser Bewohner mit seinem Datenbestand erfolgen kann.

Zur Berechnung der Personenjahre unter Risiko wurde die Ursprungskohorte der zum Zeitpunkt des Unfalles in Bad Münden wohnenden Personen um die Weggezogenen und Verstorbenen korrigiert. Dafür stellte das Einwohnermeldeamt dem NLGA bzw. EKN eine Datei mit den entsprechenden Wegzügen und Sterbefälle seit dem Jahr 2003 zur Verfügung.

Nach einer Exposition gegenüber einem krebserregenden Stoff braucht es Jahre, bis aus einer entarteten Zelle ein klinisch erkennbarer Tumor gewachsen ist (Latenzzeit). Werden viele Diagnosejahrgänge mit durchschnittlichen Erkrankungsraten in eine Langzeitanalyse mit einbezogen, kann dies dazu führen, dass eine eventuelle Erhöhung, die sich nur auf einen Teil des insgesamt betrachteten Zeitraumes bezieht, nicht mehr nachweisbar ist. Für die ersten Jahre sind noch keine durch den Gefahrgutunfall veränderte Krebsraten anzunehmen.

Die Diagnosejahre 2003 und 2004 wurden daher nicht in diese Analyse mit einbezogen. Ein weiterer Grund dafür war, dass im Bezirk Hannover in diesen beiden Jahren erst die Erfassung von Meldungen für das EKN flächendeckend begonnen hatte, was zu systematischen Verzerrungen geführt haben könnte (siehe auch Anhang Abschnitt 7.3 „Stufenaufbau des EKN“).

Analysiert wurde daher der 10-Jahreszeitraum für die im EKN erfassten Tumore der Diagnosejahre 2005-2014 (Datenstand April 2018). Dies bezieht allerdings die sogenannten DCO-Fälle ('death certificate only') nicht mit ein.

### 2.1 Epidemiologische Maßzahlen

#### Altersspezifische Raten

Die Raten werden gebildet aus der Anzahl von Krebsfällen in einer Altersklasse, dividiert durch die durchschnittliche Bevölkerung der jeweiligen Altersklasse, wobei die Ergebnisse pro 100.000 der Bezugsbevölkerung angegeben werden.

### Altersstandardisierte Rate

Für die nachbeobachteten Krebsdiagnosen wird die altersstandardisierte Rate ausgewiesen (Standardbevölkerung Europa). Die altersstandardisierten Raten lassen Vergleiche von verschiedenen Regionen zu, die eine unterschiedliche Altersstruktur aufweisen. Die altersstandardisierte Rate beschreibt, welche Krebshäufigkeit vorliegen würde (auf 100.000 Personen bezogen), wenn die Altersstruktur der beobachteten Bevölkerung derjenigen der Standardbevölkerung (Standardbevölkerung Europa) entsprochen hätte. Die Standardisierung wurde anhand von 18 Fünfjahres-Altersklassen vorgenommen (0-4, ..., 85+).

### Erwartete Fallzahl

Die erwartete Fallzahl gibt an, wie viele Krebsneuerkrankungsfälle in Bad Münde zu erwarten sind, wenn für die einzelnen Altersklassen der Wohnbevölkerung von Bad Münde die altersspezifischen Krebsneuerkrankungsraten der Vergleichsregion herangezogen werden. Die erwartete Fallzahl für Bad Münde wird anhand der Vergleichsregion Niedersachsen gesamt berechnet.

### SIR

Das standardisierte Inzidenz-Verhältnis (SIR für 'standardized incidence ratio') gibt den Quotienten zwischen der Anzahl beobachteter und erwarteter Krebsneuerkrankungsfälle an. Das SIR ist daher dann 1, wenn beobachtete und erwartete Neuerkrankungszahlen übereinstimmen; ein erhöhtes besagt, dass in der Untersuchungsregion eine höhere Krebshäufigkeit vorliegt als erwartet. So weist ein SIR von 1,2 auf eine Erhöhung um 20 % hin. Ein SIR unter 1 weist auf eine vergleichsweise niedrigere Krebshäufigkeit für die jeweilige Diagnose hin als erwartet.

Die Aussage allein, dass das SIR ober- oder unterhalb des Wertes 1 liegt, sagt noch nicht aus, ob diese Abweichungen auffällig stark ausgeprägt sind. Schließlich schwanken die beobachteten SIR auch im Normalfall um die 1, da der Zeitpunkt des Auftretens einer Erkrankung einem Zufallsprozess unterliegt. Um daher beurteilen zu können, ob es zu statistisch auffälligen Abweichungen der beobachteten Anzahl von der erwarteten gekommen ist, muss eine Annahme zur statistischen Verteilung der Neuerkrankungen getroffen werden. Hierzu wird für die beobachtete Fallzahl in der Untersuchungsregion, die den Zähler des SIR bildet, eine Poissonverteilung angenommen. Mit dieser Annahme können Konfidenzintervalle für das SIR sowie Hypothesen- bzw. Signifikanztests für das SIR abgeleitet werden.

Das beobachtete SIR kann auch als Schätzung für das „wahre SIR“ betrachtet werden, das sich auf einen längeren Zeitraum oder eine größere Population bezieht.

Der bei einem SIR angegebene p-Wert gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass der geschätzte oder ein noch größerer Wert für das SIR beobachtet wird, obwohl das „wahre“ SIR 1,00 beträgt. Ist der p-Wert kleiner als das für den Einzelvergleich vorgegebene Signifikanzniveau, ist die Hypothese, dass die Inzidenzrate nicht erhöht bzw. das wahre SIR nicht erhöht ist, zu verwerfen.

Da die angegebenen Schätzungen des SIR für die jeweiligen Untersuchungsgruppen nur einen einzigen Wert („Punktschätzer“) darstellen, der alleine keine Aussage zum Streuungsverhalten dieses Schätzers erlaubt, hat sich die ergänzende Darstellung von Kon-

fidenzintervallen als Bereichsschätzer bei der Auswertung von Krebsregisterdaten etabliert.

## 2.2 Hypothese und Vorgehen

Die Nachbeobachtung sollte sich auf drei Diagnosen(-gruppen) beziehen:

- Krebs insgesamt ohne melanotischen Hautkrebs (ICD-10 C00-C97 ohne C44),
- Lungenkrebs (C33-C34) und
- bösartige Tumoren des zentralen Nervensystems ZNS (Gehirn, Rückenmark und Hirnnerven; C71-C72).

Als statistische Nullhypothese wurde formuliert:

*„Die Anzahl an Krebsneuerkrankungen in der Bad Mündener Kohorte der zum Zeitpunkt des Gefahrgutunfalls dort Wohnenden ist für jede betrachtete Diagnosegruppe kleiner oder gleich der anhand durchschnittlicher niedersächsischer altersspezifischer Erkrankungsraten berechneten erwarteten Fallzahl“.*

Die Alternativhypothese lautet:

*„In der Bad Mündener Kohorte treten für mindestens eine Diagnosegruppe mehr Krebsneuerkrankungsfälle auf, als zu erwarten wären.“*

Die Fragestellung ist somit einseitig formuliert und es wird nur geprüft, ob eine Erhöhung vorliegt. Dabei werden in den entsprechenden Teststatistiken die beobachtete mit der erwarteten Fallzahl verglichen.

Da bei dieser Auswertung Männer und Frauen getrennt betrachtet werden sollen, ergeben sich bei drei Diagnosegruppen insgesamt 6 Untersuchungsgruppen, womit sich das Problem des multiplen Testens ergibt (vgl. Abschnitt 2.4). Um in etwa bei einer üblichen Gesamtirrtumswahrscheinlichkeit von 5% zu bleiben wird für den Einzelvergleich eine Irrtumswahrscheinlichkeit erster Art  $\alpha$  von 0,01 gewählt<sup>1</sup>.

Die Berechnungen wurden überwiegend mit der für Krebsregister spezifischen Auswertungssoftware CARESS durchgeführt.

## 2.3 Kohortenansatz, Untersuchungs- und Vergleichsregion

Der Kohortenansatz betrachtet die Entwicklung der Krebserkrankungszahlen einer wohldefinierten Gruppe von Personen, die Kohorte, über die Zeit. Die Kohorte in dieser Untersuchung besteht aus den Personen, die zum Zeitpunkt des Gefahrgutunfalls in Bad Mündener gewohnt haben. Verzieht ein Kohortenmitglied aus Bad Mündener, so wird es ab diesem Zeitpunkt bei den Berechnungen nicht weiter berücksichtigt.

Vom Einwohnermeldeamt wurden 19.354 Datensätze (9.387 Männer und 9.967 Frauen, Grundkohorte) von Personen übermittelt, die zum Zeitpunkt des Gefahrgutunfalls in Bad Mündener gemeldet waren. Darüber hinaus wurden 2.585 Meldungen über Sterbefälle und 3.862 Datensätze über Wegzüge für den Zeitraum bis Ende 2014 übermittelt.

---

<sup>1</sup> Die Gesamtirrtumswahrscheinlichkeit liegt so bei  $1 - 0,99^6 = 0,05852$

Diese Datensätze wurden mit der Grundkohorte auf pseudonymisierter Ebene abgeglichen und die Personenjahre entsprechend korrigiert. Für die Schätzung der erwarteten Fallzahlen wurde die gemittelte Bevölkerungsanzahl des Standes zum 1.1. und 31.12. eines jeweiligen Jahres zugrunde gelegt. Als alters- und geschlechtsspezifische Erkrankungsraten wurden die durchschnittlich für Niedersachsen insgesamt geltenden Raten verwendet.

In den Tabellen 1 und 2 in Kapitel 3 werden die Ergebnisse der Kohortenfortschreibung für Männer und Frauen näher beschrieben. Auf Probleme bezüglich der Kohortenfortschreibung wird im Kapitel 5 noch einmal näher eingegangen.

## 2.4 Berücksichtigung des multiplen Testens

Der p-Wert gilt streng genommen nur für ein hypothesengeleitetes einmaliges Testen bzw. für einen einmaligen Vergleich. Werden beispielsweise zehn unabhängige Tests zu einer jeweiligen Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,05 durchgeführt, beträgt die Wahrscheinlichkeit, dass man mindestens eine Hypothese irrtümlich verwirft, bereits  $1 - 0,95^{10} = 0,40$  (entspricht einer Gesamtirrtumswahrscheinlichkeit von 40%).

Werden zahlreiche Tests parallel durchgeführt, wie bei dieser Untersuchung, können sich allein auf Grund der Vielzahl der durchgeführten Vergleiche zahlreiche (zu einer vorgegebenen nominellen Irrtumswahrscheinlichkeit pro Einzelvergleich) „signifikante Ergebnisse“ ergeben. Für diese sollte aber streng genommen allenfalls von „statistisch auffälligen Ergebnissen“ gesprochen werden.

Für Aussagen zur Signifikanz ist die Gesamtirrtumswahrscheinlichkeit zu berücksichtigen, die angibt, mit welcher Wahrscheinlichkeit über die Gesamtheit aller durchgeführten Vergleiche mindestens eine Hypothese irrtümlich abgelehnt wird. Soll das Niveau der Fehlerrate für alle durchgeführten Tests gelten, muss dieses für die Signifikanzbestimmung berücksichtigt werden.

Bei dieser Untersuchung wird vereinfachend die Signifikanzschwelle auf einem Wert von  $p = 0,01$  gesetzt<sup>2</sup>.

Grundsätzlich gilt, dass mit schließenden („induktiven“) statistischen Vorgehen nur Zufallseffekte kontrolliert werden können. Sofern systematische Fehler wie Untererfassung oder eine unzureichende Validität der Meldungsangaben oder Fehler bei der Annahme der Personenjahre unter Risiko vorliegen könnten, sind „statistisch auffällige“ Abweichungen vom Erwartungswert umso vorsichtiger zu bewerten. Statistisch zuverlässige Aussagen sind bei wiederholt beobachteten Auffälligkeiten nur durch hypothesengeleitete weiterführende Studien zu erhalten.

---

<sup>2</sup> Alternativ hätte auch die Korrektur nach Bonferroni angewandt werden können, dann hätte die Schwelle bei  $p = 0,00833$  gelegen.

## 2.5 Ergänzende Untersuchungen außerhalb der Hauptfragestellung

Von der Theorie her ist eine Kohortenfortschreibung der beste Ansatz zur Beurteilung im Rahmen einer Gesundheitsfolgenabschätzung. Ein weniger aufwändiger Ansatz ist eine ökologische Querschnittsstudie: Dabei werden zu verschiedenen Zeitpunkten für die Stadt Bad Münster die Krebsraten der jeweiligen Gesamtbevölkerung betrachtet. Damit werden im Gegensatz zum Kohortenansatz auch diejenigen Einwohnerinnen und Einwohnern eingeschlossen, die erst zu einem späteren Zeitpunkt nach dem Gefahrgutunfall nach Bad Münster zugezogen sind.

Eine Gegenüberstellung der Ergebnisse beider Ansätze kann eventuell auf Schwächen im Rahmen der Kohortenfortschreibung hinweisen oder aber ihre Ergebnisse bekräftigen. Daher werden im Kapitel 4 vergleichend die Ergebnisse des ökologischen Querschnittsansatzes für die dem EKN gemeldeten Krebsneuerkrankungsfälle der Diagnosejahre 2005 – 2014 (ohne DCO-Fälle) den Ergebnissen des Kohortenansatzes deskriptiv gegenübergestellt.

Um die Vergleichbarkeit mit anderen Berichten zu erleichtern, werden auch zweiseitige 95%-Konfidenzintervalle des SIR angegeben. Da dabei die Gesamtzahl der durchgeführten Vergleiche nicht kontrolliert wird, dürfen diese Konfidenzintervalle aber nur als deskriptive Bereichsschätzer verstanden werden.

Die Auswahl der Vergleichsregion bestimmt die Höhe der zu erwartenden Fallzahl und kann daher einen entscheidenden Einfluss auf die Ergebnisse haben. Das EKN hat sich entschieden, routinemäßig die durchschnittlichen alters- und geschlechtsspezifischen Raten von Niedersachsen zu nehmen, da diese im Vergleich zu den Raten kleinerer regionaler Einheiten den geringsten zufälligen Schwankungen unterliegen.

Zusätzlich werden die Erkrankungsraten des Landkreises Hameln-Pyrmont (ohne die Stadt Bad Münster) dargestellt, um ggf. auf regionale Besonderheiten des Landkreises hinzuweisen. Daher werden in Kapitel 4.2 die altersspezifischen Raten für die Stadt Bad Münster denen des Landkreises Hameln-Pyrmont ohne die Stadt Bad Münster und denen von Niedersachsen insgesamt vergleichend gegenübergestellt.

### 3 Ergebnisse

Das Kapitel 3 beschreibt die Ergebnisse der Hauptfragestellung gemäß der Nullhypotheseformulierung in Abschnitt 2.2. Die vergleichenden deskriptiven Ergebnisse des ökologischen Querschnitt-Ansatzes werden in Abschnitt 4 dargestellt.

Die Grundkohorte bestand aus 19354 Einwohnern und Einwohnerinnen aus Bad Münde. Da dem EKN mit den Wegzugs- und Sterbefalldatensätzen keine Geburtsnamen oder früheren Namen übermittelt wurden, wurde bei übereinstimmenden sonstigen Angaben bei einem Match mit der Grundkohorte davon ausgegangen, dass es sich um dieselbe Person handelt, die damals in Bad Münde gewohnt hatte, seither aber weggezogen oder verstorben ist.

Tabelle 1: Kohortenfortschreibung Bad Münde, Männer

<b>Männer</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>
<b>0-4</b>	377,5	273,5	175	85	21,5	0	0	0	0	0	0	0
<b>5-9</b>	571,5	537	501	474,5	422,5	337	245	159,5	79	20	0	0
<b>10-14</b>	550	545,5	535	523,5	521,5	510,5	483,5	455,5	432	345,5	230	149,5
<b>15-19</b>	466,5	475	488,5	500,5	509,5	513	508	496	482,5	469,5	449	429
<b>20-24</b>	413,5	415	407,5	394,5	392,5	397	410,5	427	430,5	434,5	440,5	424
<b>25-29</b>	405	372,5	353,5	342	333,5	330	318,5	310	307,5	310	319,5	323
<b>30-34</b>	580	505	446	396	354,5	328	300,5	278,5	268,5	262,5	254,5	247
<b>35-39</b>	820,5	767,5	713,5	646,5	566	492,5	431	379	341,5	301	270,5	252,5
<b>40-44</b>	816	800,5	782,5	776	762,5	720,5	678	636,5	572,5	487	403,5	353
<b>45-49</b>	740	748	732,5	725	735	735,5	731	718,5	710,5	673,5	626,5	596
<b>50-54</b>	618,5	614	623,5	629,5	637,5	660,5	679,5	673,5	666	676,5	676,5	666,5
<b>55-59</b>	518	507,5	520,5	550,5	564,5	562	559	574	586,5	606	633	625,5
<b>60-64</b>	717	654	581,5	515,5	473	457	446	459,5	487,5	510,5	522	535
<b>65-69</b>	626	666	677,5	672,5	665,5	634	575,5	512,5	451	404,5	397	413
<b>70-74</b>	423	431	459,5	489	506,5	537	581	588	577	561	508,	452
<b>75-79</b>	281,5	308,5	319,5	325	335	338	342,5	374,5	412	458	505	509
<b>80-84</b>	157,5	166,5	172,5	181,5	191	202	222,5	227	221,5	238	268,5	299
<b>85+</b>	82,5	75,5	81,5	90,5	101,5	106	106,5	115,5	130	159,5	182,5	190
<b>Summe</b>	9165	8863	8571	8318	8094	7861	7619	7385	7156	6918	6687	6464

So konnten von den 3.862 übermittelten Wegzügen 3.730 Einwohnerinnen und Einwohner der Grundkohorte zugeordnet werden. Von 2.585 Sterbefallmeldungen ließen sich 2.556 Datensätze Personen der Grundkohorte zuordnen. Die Anzahl der in die Kohorte einbezogenen Einwohnerinnen und Einwohner nahm bis Mitte 2014 dadurch um etwa 31 % auf 13.306 Einwohnerinnen und Einwohner ab. Für die Berechnungen wur-

de die gemittelte Bevölkerungsanzahl des Standes zum 1.1. und 31.12. eines jeweiligen Jahres zugrunde gelegt.

Da nur pseudonymisierte – und nach dem Datenschutzkonzept nicht rückfragbare – Datensätze vorlagen, war es nicht möglich, Gründe für fehlende Matche weiter abzuklären. Die Tabellen 1 und 2 zeigen jeweils für Männer und Frauen, wie sich die Besetzung der Altersklassen über die Zeit in der Kohorte veränderten.

Tabelle 2: Kohortenfortschreibung Bad Münders, Frauen

<b>Frauen</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>
<b>0-4</b>	371,5	155	57	77	20	0	0	0	0	0	0	0
<b>5-9</b>	529	464,5	438,5	454	405,5	282,5	187	144	69	18	0	0
<b>10-14</b>	514,5	507	501,5	498	490	473	460	444,5	416	373,5	297,5	211
<b>15-19</b>	453	477	474,5	453	462,5	470	458,5	455,5	459	446,5	439,5	431,5
<b>20-24</b>	390,5	399	390	362,5	365	379,5	384,5	368	365,5	367,5	352,5	330,5
<b>25-29</b>	383	362,5	340,5	318	296	280,5	263	251	255,5	263,5	272,5	276
<b>30-34</b>	588,5	448,5	384,5	385	331	291,5	270	263,5	252	235,5	219,5	204,5
<b>35-39</b>	788	674	630	640,5	578,5	483,5	413	383,5	336,5	294,5	268,5	248
<b>40-44</b>	812,5	805	774,5	768,5	751	712,5	679,5	644,5	583	525	467	404
<b>45-49</b>	646,5	703	719,5	688,5	710	736,5	747,5	731	717	702,5	665,5	632,5
<b>50-54</b>	620,5	616	601	584,5	590,5	606	614,5	622,5	643,5	659,5	684,5	699,5
<b>55-59</b>	533,5	573,5	596	579,5	580,5	572	560	554	551,5	554	556	560,5
<b>60-64</b>	716	612,5	539	542	509,5	505	507,5	514	533,5	539,5	533	521,5
<b>65-69</b>	692	705,5	713,5	710	686	635,5	598	555,5	495	459	444	449,5
<b>70-74</b>	498,5	567,5	588,5	547,5	596	659	691,5	677	662	639	610,5	571
<b>75-79</b>	483,5	484,5	477,5	462	445,5	431	417,5	433	482	527	559	588,5
<b>80-84</b>	361	406,5	422	406,5	388	378,5	377,5	365,5	357,5	344	325	315
<b>85+</b>	307,5	387	381	279	293	348	366,5	349	361	369	385,5	398,5
<b>Summe</b>	9690	9349	9029	8756	8499	8245	7996	7756	7540	7318	7080	6842

In den Diagnosejahren 2005 bis 2014 erkrankten in der Stadt Bad Münders 630 Männer und 504 Frauen an einer invasiven Krebserkrankung (C00-C97 ohne nicht-melanotischen Hautkrebs C44 und ohne DCO-Fälle).

Beim Abgleich der Krebserkrankungsfälle mit der Kohorte wurden 570 dieser Erkrankungsfälle bei den Männern (90,5 %) und 447 dieser Erkrankungsfälle bei den Frauen (87,7 %) Mitgliedern der Kohorte zugeordnet. Die übrigen Krebserkrankungen dürften die zwischen 2003 und 2014 zugezogenen Einwohnerinnen und Einwohner betreffen.

Tabelle 3: durchschnittliche altersspezifische Erkrankungsrate in Niedersachsen für die Diagnosejahre 2005-2014 für Krebs gesamt, Lungenkrebs und bösartige Tumore des ZNS (pro 100.000 EW dieser Altersklasse; ohne DCO-Fälle)

Altersklasse	Krebs gesamt (C00-C97 o. C44)		Lungenkrebs (C33-C34)		Bösartige Tumore des ZNS (C71-C72)	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
0-4	23,79	19,93	0,06	0,06	4,01	3,56
5-9	12,45	9,88	0,05	0,00	2,51	2,64
10-14	13,25	12,84	0,00	0,10	2,24	1,30
15-19	24,31	17,52	0,17	0,14	1,93	1,63
20-24	39,88	36,57	0,35	0,32	1,51	1,51
25-29	55,97	59,68	0,63	0,42	2,90	1,57
30-34	74,78	104,88	1,03	1,40	3,58	3,08
35-39	91,40	159,39	2,71	3,02	4,03	3,29
40-44	133,27	257,10	8,54	8,87	5,54	4,20
45-49	231,77	398,72	26,69	20,96	7,12	5,24
50-54	448,58	574,83	63,67	44,28	10,26	6,60
55-59	807,15	742,33	126,01	69,93	11,91	9,21
60-64	1298,59	973,26	193,23	96,98	16,59	10,03
65-69	1875,00	1156,90	257,85	102,45	19,72	13,97
70-74	2333,02	1219,75	308,84	100,45	23,87	15,15
75-79	2574,80	1396,11	348,34	99,05	21,89	16,77
80-84	2604,07	1452,05	324,52	91,80	16,51	11,56
85+	2134,95	1371,74	215,77	59,73	10,91	5,32

Bei Zugrundelegung der durchschnittlichen altersspezifischen Erkrankungsrate in Niedersachsen (siehe Tabelle 3) wären für Krebs gesamt (C00-C97 ohne C44) für die Kohorte zwischen 2005-2014 bei Männern 586,8 Erkrankungsfälle und bei Frauen 499,5 Erkrankungsfälle zu erwarten gewesen (SIR M 0,97; F 0,74). Damit lagen in der Kohorte sowohl bei Männern wie auch bei Frauen die Anzahl der beobachteten Erkrankungsfälle unter dem Erwartungswert. Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse für alle sechs Untersuchungsgruppen.

Auch beim Lungenkrebs (C33 / C34) wurden sowohl bei Männern wie bei Frauen weniger Fälle beobachtet, als erwartet wurden (M: 75 Fälle beobachtet; 77,4 Fälle erwartet, SIR = 0,97; F: 27 beobachtet und 36,5 erwartet, SIR 0,88).

Bei den bösartigen Tumoren des ZNS (Gehirn, Rückenmark, Hirnnerven, C71-C72) wurden bei Männern etwas weniger Fälle beobachtet als erwartet wurden (5 beob., 7,4 erw., SIR 0,67) und bei den Frauen etwas mehr Fälle (7 beobachtet und 5,8 erwartet, SIR

1,21). In allen sechs Untersuchungsgruppen war das Ergebnis der statistischen Tests nicht signifikant.

Tabelle 4: Häufigkeit von beobachteter und erwarteter Anzahl an Krebsneuerkrankungsfällen (ohne DCO-Fällen) in der fortgeschriebenen Kohorte der Einwohner der Stadt Bad Münde zum Zeitpunkt des Gefahrgutunfalls für 6 Untersuchungsgruppen in den Diagnosejahren 2005 – 2014 mit Ergebnis der statistischen Testung (Vergleichsregion Niedersachsen, EKN-Stand April 2018)

Diagnosen(-gruppe) ICD-10 Codes	Neuerkrankungen		SIR (beobachtet / erwartet)	p-Wert (einseitig)
	beobachtet	erwartet		
<b>Männer</b>				
<b>Krebs gesamt (C00-C97 o. C44)</b>	570	586,8	0,97	0,76
<b>Lungenkrebs (C33-C34)</b>	75	77,4	0,97	0,62
<b>Bösartige Tumore des ZNS (C71-C72)</b>	5	7,4	0,67	0,86
<b>Frauen</b>				
<b>Krebs gesamt (C00-C97 o. C44)</b>	442	499,5	0,88	1,00
<b>Lungenkrebs (C33-C34)</b>	27	36,5	0,74	0,96
<b>Bösartige Tumore des ZNS (C71-C72)</b>	7	5,8	1,21	0,36

## 4 Ergänzende Analyse:

### 4.1 Ökologischer Querschnittsansatz

In Tabelle 5 wird die beobachtete Häufigkeit aller Krebsneuerkrankungsfällen in der Stadt Bad Münde für die 6 Untersuchungsgruppen mit der zu erwartenden Häufigkeit verglichen - als Querschnittsuntersuchung in der Gemeinde unabhängig von der Kohortenfortschreibung. Dabei wird der Beobachtungszeitraum noch einmal in die beiden 5-Jahres-Zeiträume 2005-2009 und 2010 – 2014 unterteilt.

Ergänzend zum Punktschätzer des SIR werden deskriptiv Vertrauens- bzw. Konfidenzintervalle [KI] angegeben, die einen Wertebereich schätzen, der das ‚wahre‘ SIR mit vorgegebener Wahrscheinlichkeit ( $1 - \alpha$ ) überdeckt. Je schmaler ein KI ausfällt, desto präziser ist die Schätzung. Auch wenn Konfidenzintervalle grundsätzlich der schließenden Statistik zuzurechnen sind, dürfen sie in diesem Kontext nur rein deskriptiv verstanden werden, da die Gesamtzahl der durchgeführten Vergleiche nicht kontrolliert wird (siehe Abschnitt 2.5).

In der letzten Spalte wird das SIR gegenübergestellt, das sich mit dem Kohortenansatz als Verhältnis der beobachteten zu den erwarteten Fällen nur in der Kohorte ergibt. Auch dieses ist deskriptiv in die beiden 5-Jahreszeiträume 2005-2009 und 2010-2014 unterteilt dargestellt.

Bei Krebs gesamt (C00-C97 ohne C44) wurden in der Stadt Bad Münde bei den Männern etwas mehr Fälle beobachtet, als erwartet wurden (630 beobachtete bei 611 erwarteten Fällen; SIR 1,03, 95%-KI 0,95-1,11). Insbesondere im ersten 5-Jahreszeitraum 2005-2009 waren es relativ mehr beobachtete Fälle als erwartet (SIR 1,09), während es 2010-2014 etwas weniger Fälle waren (SIR 0,98).

Bei Frauen wurden bei Krebs gesamt (C00-C97 ohne C44) in beiden 5-Jahreszeiträume weniger Fälle als erwartet beobachtet (SIR 0,93 bzw. 0,99).

Bei Lungenkrebs waren es bei Männern im ersten 5-Jahreszeitraum weniger und im zweiten 5-Jahreszeitraum mehr Fälle als erwartet (SIR 0,85 bzw. 1,21), so dass sich für den gesamten Zeitraum etwa der Erwartungswert ergibt (SIR 1,03).

Bei Frauen liegt für Lungenkrebs die beobachtete Fallzahl für den gesamten Zeitraum unter dem Erwartungswert (SIR 0,89), wobei im ersten Zeitraum 2005-2009 die beobachtete Fallzahl relativ noch niedriger lag (SIR 0,83).

Bei bösartigen Tumoren des ZNS (C71-C72) wurden bei Männern über den gesamten Zeitraum ein Fall weniger beobachtet als erwartet (SIR 0,87). Im ersten 5-Jahreszeitraum wurden weniger und im zweiten mehr Fälle beobachtet, als zu erwarten waren (SIR 0,54 bzw. 1,16).

Bei Frauen wurden bei bösartigen ZNS-Tumoren 8 Fälle beobachtet bei 6,3 erwarteten Fällen (SIR 1,27). Von 2005-2009 wurden doppelt so viele Fälle beobachtet wie erwartet (SIR 2,05), während im zweiten 5-Jahreszeitraum ein Fall weniger als erwartet beobachtet wurde (SIR 0,60).

Tabelle 5: Häufigkeit von Krebsneuerkrankungsfällen (ohne DCO-Fällen) in der Stadt Bad Münden am Deister für 6 Untersuchungsgruppen in den Diagnosejahren 2005 - 2014 (Vergleichsregion Niedersachsen, EKN-Datenstand April 2018)

Diagnosen- gruppen (ICD- 10 Codes)	Zeit- räume	Neuerkran- kungen		SIR (beo- bachtet / erwartet)	95% Kon- fidenzintervall (deskriptiv zweiseitig)	SIR Ko- horten ansatz
		beobach- tet	erwar- tet			
<b>Männer</b>						
<b>Krebs gesamt (C00-C97 o. C44)</b>	2005-09	328	301, 6	1,09	(0,97-1,21)	1,07
	2010-14	302	309, 5	0,98	(0,87-1,09)	0,88
	<b>2005-14</b>	<b>630</b>	<b>611, 0</b>	<b>1,03</b>	<b>(0,95-1,11)</b>	<b>0,97</b>
<b>Lungenkrebs (C33-C34)</b>	2005-09	34	39,9	0,85	(0,59-1,19)	0,88
	2010-14	49	40,5	1,21	(0,89-1,60)	1,04
	<b>2005-14</b>	<b>83</b>	<b>80,4</b>	<b>1,03</b>	<b>(0,82-1,28)</b>	<b>0,97</b>
<b>Bösartige Tu- more des ZNS (C71-C72)</b>	2005-09	2	3,7	0,54	(0,07-1,95)	0,25
	2010-14	5	4,3	1,16	(0,37-2,71)	1,20
	<b>2005-14</b>	<b>7</b>	<b>8,0</b>	<b>0,87</b>	<b>(0,35-1,80)</b>	<b>0,67</b>
<b>Frauen</b>						
<b>Krebs gesamt (C00-C97 o. C44)</b>	2005-09	263	259, 5	0,93	(0,82-1,05)	0,84
	2010-14	241	266, 7	0,99	(0,87-1,11)	0,93
	<b>2005-14</b>	<b>504</b>	<b>526, 2</b>	<b>0,96</b>	<b>(0,88-1,05)</b>	<b>0,88</b>
<b>Lungenkrebs (C33-C34)</b>	2005-09	14	16,8	0,83	(0,45-1,40)	0,58
	2010-14	20	21,3	0,94	(0,57-1,45)	0,95
	<b>2005-14</b>	<b>34</b>	<b>38,2</b>	<b>0,89</b>	<b>(0,62-1,24)</b>	<b>0,74</b>
<b>Bösartige Tu- more des ZNS (C71-C72)</b>	2005-09	6	2,9	2,05	(0,75-4,46)	1,55
	2010-14	2	3,3	0,60	(0,07-2,17)	0,83
	<b>2005-14</b>	<b>8</b>	<b>6,3</b>	<b>1,27</b>	<b>(0,55-2,51)</b>	<b>1,21</b>

Die SIR Werte auf Grundlage der ökologischen Querschnittsuntersuchung der Stadt Bad Münden korrelieren gut mit den SIR-Werten des Kohortenansatzes, letztere liegen allerdings durchschnittlich zumeist etwas niedriger.

## 4.2 Vergleich altersstandardisierter Raten

In Tabelle 6 werden die altersstandardisierten Raten für die Stadt Bad Münster mit denen des Landkreises Hameln-Pyrmont ohne die Stadt Bad Münster und denen von Niedersachsen insgesamt verglichen.

Tabelle6: Vergleich der altersstandardisierten Raten (Europastandard) der Diagnosejahre 2005-2014 für die Stadt Bad Münster, den Landkreis Hameln-Pyrmont ohne Bad Münster und Niedersachsen (pro 100.000 EW; ohne DCO-Fälle)

	<b>Bad Münster</b>	<b>LK Hameln-Pyrmont (ohne BM)</b>	<b>Niedersachsen</b>
<b>Männer</b>			
<b>Krebs gesamt (C00-C97 o. C44)</b>	470,2	472,7	437,9
<b>Lungenkrebs (C33-C34)</b>	57,6	59,8	56,4
<b>Bösartige Tumore des ZNS (C71-C72)</b>	7,0	7,1	7,0
<b>Frauen</b>			
<b>Krebs gesamt (C00-C97 o. C44)</b>	342,3	325,7	348,0
<b>Lungenkrebs (C33-C34)</b>	24,5	27,2	25,2
<b>Bösartige Tumore des ZNS (C71-C72)</b>	7,5	5,4	5,0

Für Krebs gesamt liegt bei Männern die Rate in der Stadt Bad Münster höher als im Landesdurchschnitt, aber auf gleichem Niveau wie die Rate des Landkreises Hameln-Pyrmont (ohne die Stadt Bad Münster). Weitere Analysen zeigten, dass diese höheren Raten für Krebs gesamt bei Männern im Landkreis Hameln-Pyrmont und der Stadt Bad Münster insbesondere Folge der höheren Raten beim Prostatakarzinom sind.

Ebenso liegt die Erkrankungsrate für Lungenkrebs bei Männern und Frauen sowie die Rate für bösartige Tumore des ZNS bei Männern im Landkreis Hameln-Pyrmont höher als in der Stadt Bad Münster. Bei Krebs gesamt bei Frauen liegt die Rate in Bad Münster höher im Vergleich zum Landkreis Hameln-Pyrmont (ohne die Stadt Bad Münster) aber leicht unterhalb des Landesdurchschnitts. Nur bei den bösartigen Tumoren des ZNS bei Frauen, liegt die auf Grund der sehr kleinen Fallzahl starken Schwankungen unterliegende Rate der Stadt Bad Münster oberhalb des Landesdurchschnitts und oberhalb der Rate des Landkreises Hameln-Pyrmont (ohne die Stadt Bad Münster).

## 5 Diskussion

Als Teil der Gesundheitsfolgenabschätzung des Gefahrgutunfalls wurde erstmals ein individueller Kohortenansatz mit Langzeitverfolgung im EKN angewandt.

In fünf der sechs Untersuchungsgruppen lag das SIR für den gesamten Zeitraum betrachtet unter dem Erwartungswert von 1,0. Nur bei bösartigen Tumoren des ZNS bei Frauen lag das SIR mit 1,21 über dem Erwartungswert. Diese Erhöhung beruhte jedoch nur auf 7 beobachteten bei 5,8 erwarteten Fällen und war nicht signifikant. Wenn der Grund der erhöhten Erkrankungshäufigkeit eine ECH-Exposition nach dem Gefahrgutunfall sein sollte, wären auch erhöhte Erkrankungsraten an bösartigen Tumoren des ZNS bei Männern zu erwarten gewesen. Bei Männern wurden jedoch nur 5 Erkrankungsfälle beobachtet bei 7,4 erwarteten Fällen (SIR 0,67).

Die Machbarkeit des Kohorten-Ansatzes wurde bereits 2012 anhand der Daten der Diagnosejahre 2003-2009 geprüft. Von den zum Unfallzeitpunkt in der Gemeinde wohnenden 19.354 Bürgerinnen und Bürgern waren bis Ende 2009 7,5 % der Kohortenmitglieder verstorben. Es zeigte sich, dass zusätzlich 12,0 % aus der Ursprungkohorte zwischenzeitlich aus Bad Münde weggezogen waren. Die Untersuchung belegte eindeutig, dass für eine Fortschreibung der Kohorte mit Berechnung der Personenjahre im Nenner neben den Verstorbenen unbedingt auch die Wegzüge aus der Gemeinde zu berücksichtigen sind<sup>3</sup>.

Dies ist in der vorliegenden Untersuchung geschehen. Von 2.585 Sterbefallmeldungen, die zur Grundkohorte gehören sollten, konnten 2.556 Personen der Grundkohorte auch zugeordnet werden (rund 99 %). Auch von den 3.862 Umzugsdatensätze konnten nicht alle der Grundkohorte zugematcht werden; dies gelang in 132 Fällen nicht. Fehlende Zuordnungen von Sterbefällen und Wegzüge zu der Grundkohorte führen dazu, dass die Anzahl der Personenjahre in der Kohorte und damit auch die Anzahl der zu erwartenden Krebsneuerkrankungsfälle überschätzt wird. Es gab außerdem auch Hinweise darauf, dass die übermittelten Datensätze der Grundkohorte, Sterbefälle und Wegzüge für die noch das Jahr 2002 betreffenden Monate September bis Dezember nicht konsistent waren.

Seit wenigen Jahren gleicht das EKN unabhängig von dieser Studie eigenständig Umzugsmeldungen mit seinem Registerdatenbestand ab. Dadurch wurde in Einzelfällen erkennbar, dass einige Betroffene zwar 2002 in Bad Münde gewohnt hatten, anschließend jedoch weggezogen und erst später wieder nach Bad Münde zurückgezogen waren. Zumindest in einigen solcher Fälle gab es kein Match mit einer der Registerstelle übermittelten Umzugsmeldung im Rahmen der Kohortenstudie, so dass fälschlicherweise die gesamte Zeit ununterbrochen als Personenjahre gezählt wurden.

---

<sup>3</sup>I. Urbschat, J. Kieschke, M. Hoopmann: Prospektive Kohortenstudie des Epidemiologischen Krebsregisters Niedersachsen nach einem Gefahrstoffunfall in einer niedersächsischen Gemeinde. Erste Follow-up-Ergebnisse. 57. Jahrestagung der Deutschen Gesellschaft für Medizinische Informatik, Biometrie und Epidemiologie e.V. (GMDS), 16. – 21. September 2012, Braunschweig  
[http://www.krebsregister-niedersachsen.de/dateien/veroeffentlichungen/Poster/gmgs%202012\\_Poster\\_final.pdf](http://www.krebsregister-niedersachsen.de/dateien/veroeffentlichungen/Poster/gmgs%202012_Poster_final.pdf)

Somit gibt es mehrere Hinweise, dass der Nenner des Kohortenansatzes überschätzt und damit ein mögliches Risiko unterschätzt werden könnte. Da das Datenschutzkonzept des Kohortenansatzes bewusst eine Reidentifizierung der Kohortenmitglieder nicht vorsieht, ist eine Klärung zur genauen Abschätzung des Umfangs dieser Problematik und ggffls. eine Bereinigung der Datensätze nicht möglich gewesen.

Diese hier diskutierte Unterschätzung des Nenners kann zu einer entsprechenden Verzerrung beim SIR führen. Diese ist jedoch äußerst gering und stellt die formulierten Hauptergebnisse nicht in Frage.

Zu einer Unterschätzung des Nenners würde es passen, dass die SIR's im Kohortenansatz durchschnittlich etwas niedriger liegen als im ökologischen Querschnittsansatz. Die Unterschiede sind jedoch relativ gering.

Von den für die Diagnosejahre 2005 bis 2014 mit Wohnsitz Stadt Bad Münster insgesamt erfassten Tumoren konnten 90 % der Einwohner-Kohorte, die zum Zeitpunkt des Gefahrgutunfalls in Bad Münster gewohnt hatten, zugeordnet werden. Somit dominieren die Krebserkrankungen der Kohorte für diesen Zeitraum auch die Werte des ökologischen Querschnitt-Ansatzes. Es ist daher nicht verwunderlich, dass die Ergebnisse beider Ansätze in die gleiche Richtung gehen.

Beim ökologischen Querschnitt-Ansatz ergibt sich keine Nennerproblematik, da dabei die jeweilige Einwohnerzahl der Stadt Bad Münster zugrunde gelegt wird. Auch wenn beim ökologischen Querschnitt-Ansatz die SIR's durchschnittlich etwas höher liegen, weist keine der sechs Untersuchungsgruppen statistisch auffällige Werte auf.

Beim Vergleich der altersstandardisierten Raten der Stadt Bad Münster, dem Landkreis Hameln-Pyrmont (ohne die Stadt Bad Münster) und dem Landesdurchschnitt fällt vor allem auf, dass bei Krebs gesamt bei Männern die Raten des Landkreises und der Stadt Bad Münster gut übereinstimmen. Höhere Prostatakarzinomraten in der Region können in einer verstärkten Screeningintensität durch PSA-Bestimmungen im Blut begründet sein, was zu regionalen Unterschieden der beobachteten Raten führen kann.

## **6 Zusammenfassende Bewertung**

Bei keiner der sechs Untersuchungsgruppen ergab sich ein auffälliges oder sogar signifikantes Ergebnis im Sinne einer Erkrankungshäufung. Auch in den ergänzenden Zusatzauswertungen zeigte sich dasselbe unauffällige Bild.

Es gibt zwar Hinweise auf einige systematische Fehler, die zu einer geringen Unterschätzung des Risikos führen, aber diese würden nicht dazu führen können, dass doch eine auffällige Erhöhung vorläge.

Für das weitere Vorgehen ist jedoch zu berücksichtigen, dass die Latenzzeit bei Krebserkrankungen durchaus 20 Jahre und mehr betragen kann. Eine Entscheidung darüber, ob die Nachbeobachtung durch das EKN weiter fortgeführt werden soll, kann nur im Gesamtkontext der Gesundheitsfolgenabschätzung des Gefahrgutunfalls getroffen werden und sollte die Ergebnisse anderer Untersuchungen mit einbeziehen.

Das EKN ist zur Fortführung der Nachbeobachtung gerne weiterhin bereit.

## **7 Anhang - Aufbau des EKN**

Das EKN besteht aus zwei räumlich, organisatorisch und personell getrennten Arbeitseinheiten:

Die Vertrauensstelle (VST), die organisatorisch am NLGA in Hannover angesiedelt ist, erfasst und prüft die eingehenden Meldungen zu Krebserkrankungen; sie entscheidet darüber hinaus über Anträge auf Herausgabe und Nutzung von Daten und koordiniert Anfragen aus der Bevölkerung.

Die Aufgaben der Registerstelle (RST) in Oldenburg bestehen in der weiteren Bearbeitung und Zusammenführung von Meldungen, der langfristigen Speicherung der Registerdaten sowie der Erstellung epidemiologischer Routine- und Sonderauswertungen.

Der Arbeitsbereich Umweltepidemiologie des NLGA unterstützt VST und RST bei Anfragen mit möglichen Umweltfaktoren als Auslöser einer vermuteten Häufung von Krebserkrankungen.

### **7.1 Meldeverfahren des EKN**

Die Meldeverfahren des EKN sind im Gesetz über das Epidemiologische Krebsregister Niedersachsen (GEKN) geregelt. Im bis Ende 2012 geltenden GEKN (von 1999) war ein Melderecht für ambulant und klinisch tätige Ärztinnen und Ärzte mit Patientenkontakt und mit Einwilligung der Betroffenen geregelt (Melderecht mit Einwilligung). Zusätzlich bestand in Niedersachsen für Ärztinnen und Ärzte, die keinen Patientenkontakt hatten, eine Meldepflicht (z. B. Pathologien, Zytologien). Aus Datenschutzgründen wurde für diese Pflichtmeldungen nur ein reduzierter Datensatz dauerhaft im EKN gespeichert und eine kleinräumige Zuordnung dieser Meldungen zum genauen Wohnort der Betroffenen (unterhalb der Samtgemeindeebene) ist nicht möglich.

Ab dem 1. Januar 2013 besteht in Niedersachsen für alle Ärztinnen und Ärzte, die eine Tumorerkrankung feststellen oder behandeln, eine Meldepflicht (Neufassung des GEKN); eine kleinräumige Zuordnung ist nun für alle Meldungen vorgesehen. Darüber hinaus erhält das EKN von den Gesundheitsämtern die Todesbescheinigungen und von den Meldeämtern die Angaben zu Verstorbenen.

### **7.2 Verschlüsselung der Personendaten – Kontrollnummern**

Aus Datenschutzgründen werden alle Personenangaben in der Vertrauensstelle des EKN verschlüsselt (pseudonymisiert). Dafür werden nicht dechiffrierbare Kontrollnummern gebildet. Die dauerhafte Speicherung der verschlüsselten Meldungen findet in der Registerstelle des EKN statt. Über die Kontrollnummern können in der Registerstelle die verschiedenen Meldungen zu einer Person auf pseudonymem Weg zusammengeführt werden. Dabei ist es gleichgültig, woher die Klartextangaben der personenidentifizierenden Daten ursprünglich stammen. Daher können auch die in einem Einwohnermeldeamt vorliegenden Informationen für die Bildung der Kontrollnummern-Pseudonyme verwandt werden.

### 7.3 Stufenaufbau des EKN

Im Jahr 2000 hat das Land Niedersachsen das Niedersächsische Krebsregister eingerichtet. Der Aufbau des EKN erfolgte in einem Stufenaufbau – im jährlichen Abstand wurden die Bezirke Weser-Ems (2000), Lüneburg (2001), Braunschweig (2002) und Hannover (2003) in die flächendeckende Erfassung von Krebsneuerkrankungen integriert.

Auch wenn das EKN vom Zentrum für Krebsregisterdaten des Robert Koch-Instituts auf Landesebene bereits ab dem Jahr 2003 mit einer Vollständigkeit von über 90 % geschätzt wird, ist insbesondere im zuletzt einbezogenen Bezirk Hannover für die Jahre 2003 und 2004 mit eventuellen Verzerrungen bei den erfassten Daten zu rechnen.

Dies kann eine regionale Untererfassung sein, da es nicht gelang, alle Melderinnen und Melder zeitgleich einzubeziehen. Es kann jedoch auch zu einer scheinbar höheren erfassten Fallzahl kommen, wenn aktuell behandelte aber eigentlich bereits in zurückliegenden Jahren diagnostizierte Fälle fälschlicherweise dem Inzidenzjahr der aktuellen Behandlung zugeordnet werden.

Ein ähnliches Problem ergibt sich bei den sogenannten DCO-Fällen ('death certificate only'). Das sind Fälle, die dem Krebsregister ausschließlich über eine Todesbescheinigung bekannt werden und für die als Diagnosejahr laut internationalen Leitlinien das Sterbepjahr zu nehmen ist, da in den meisten Fällen eine verlässliche Angabe zum Erkrankungsbeginn auf der Todesbescheinigung nicht angegeben ist.

Um in solchen Fällen eine Nachmeldung zu erreichen, werden Ärztinnen und Ärzte, die auf der Todesbescheinigung als den Verstorbenen zuvor behandelnd angegeben sind, angeschrieben und gebeten, genauere Angaben zum Tumor zu melden. Der Erfolg solcher Nachmeldeaktionen kann regional sehr unterschiedlich sein, was in den entsprechenden Inzidenzjahren zu scheinbar deutlichen Unterschieden in der Neuerkrankungsraten führen kann.