# HelmholtzZentrum münchen

German Research Center for Environmental Health

## Strahleninduzierte genetische Effekte nach Tschernobyl und in der Nähe von Nuklearanlagen

#### Hagen Scherb, Kristina Voigt,

Institute of Computational Biology

Ulmer Expertentreffen – Gefahren von ionisierender Strahlung auch im Niedrigstrahlungsbereich – Expertise zur Grenzwertdebatte Update 2013, 18./19. Oktober 2013, Ulm, Germany



Vorbemerkungen

- Hintergrund und Motivation
- Resultate
  - Totgeburten: Europa Finnland
  - > Angeborene Fehlbildungen: Europa
  - > Geschlechtsverhältnis der Säuglingssterblichkeit: Deutschland
  - Sekundäres Geschlechtsverhältnis: Russland Kuba Gorleben

# Fazit

## Ausblick



# Vorbemerkung 1

- Strahleninduzierte genetische/kanzerogene Effekte beim Menschen werden in Wissenschaft und Forschung vernachlässigt (keine Förderung, keine Register)
- In den 1960er Jahren lagen die Bedenken gegenüber globaler Freisetzung von Radioaktivität eher bei der Induktion von genetischen Veränderungen als bei der Induktion von Krebs\* ... seltene Formen / lange Latenz / bei Kindern ... Salamitaktik?
- Unseren positiven Befunden wird mit Ignoranz begegnet. Strahleninduzierte oder durch toxische Chemikalien verursachte genetische Effekte beim Menschen sind insgesamt ein <u>Tabuthema</u>
- > Es fehlt leider am (politischen) Aufklärungswillen auf breiter Front

FRC (1962) Health implications of fallout from nuclear weapons testing through 1961. Report No. 3. May 1962. Report of the Federal Radiation Council (FRC). <u>http://www.epa.gov/radiation/docs/federal/frc\_rpt3.pdf</u>:

... it is virtually certain that genetic effects can be produced by even the lowest doses. These effects in the children of exposed parents and all future generations may be of many kinds, ranging from minor defects too small to be noticed to severe disease and death.



## Neue Australische Studie liefert Hinweis auf reale Effekt-Größenordnung

Cancer risk in 680 000 people exposed to CT scans in childhood or adolescence BMJ 2013

"Our study provides new and direct evidence for increases in cancers ... following CT scans":

Rate ratio 1.027 per mSv

> Deckt sich in Größenordnung mit unserer (<u>Scherb Voigt 2007 Rep Tox</u>):

Sex odds ratio 1.015 per mSv/a

## Genetische/kanzerogene Wirkungen im einstelligen mSv Bereich



# Vorbemerkung 3

Kontroversen mit Alfred Körblein – z. B. in Fragen der Datenbasis und Hypothesenbildung

In Strahlentelex Nr. 360-361/2002 schreibt Körblein: "In Gesamt-Bayern war die Fehlbildungsrate bei Neugeborenen im Jahr nach Tschernobyl gegenüber dem Trend der Jahre 1984 bis 1991 nicht erhöht."

Tatsächlich ist die Fehlbildungsrate in 1987 signifikant erhöht



HelmholtzZentrum münchen German Research Center for Environmental Health



# **Hintergrund und Motivation**



## Seite 410:

Survivors of Atomic Bombs in Hiroshima and Nagasaki [1639, 1640, 1573, 1576]. Following the explosions of the atomic bombs on Hiroshima and Nagasaki, genetic studies on the survivors were organized by American and Japanese scientists under the Atomic Bomb Casualty Commission (ABCC) as early as 1946 and have been continuing ever since, from 1975 onward under the auspices of the Radiation Effects Research Foundation (RERF). This has been the only attempt to organize an ongoing "big science" project in human genetics.

- Are there any differences between children conceived after the parents had been exposed to the atomic bomb and children of unexposed parents?
- 2. If there are differences, how are they to be accounted for?

## Strahleninduzierte genetische Effekte:

- a) Sex ratio (ratio between of and 9 at birth);
- b) Congenital malformations;
- c) Stillbirths;
- d) Body weight at birth;
- e) Death within the first 9 months of life and death during childhood and youth;
- f) Anthropometric measurements;
- g) Autopsy results.



## Scherb H et al. 1999



Figure 2 European stillbirth proportions 1980–1992 and synoptic linear logistic regression model according to data in Table 2 and model information in Table 6



## Finnland (n=4,977, N=1,030,416)





## Resultate – Fehlbildungen – Down Syndrom in Europa



HelmholtzZentrum münchen German Research Center for Environmental Health

## HELMHOLTZ

## Resultate – Geschlechtsverhältnis der Säuglingssterblichkeit in D

![](_page_9_Figure_1.jpeg)

![](_page_9_Picture_3.jpeg)

![](_page_10_Figure_1.jpeg)

![](_page_10_Picture_3.jpeg)

![](_page_11_Figure_1.jpeg)

![](_page_11_Picture_3.jpeg)

- SOR/mSv\*a = 1.015
- Kuba 1987-1990 SOR = 1.030
- konsistent mit 2 mSv/a = 200 mRem/a pro Person in Kuba
- Dosiskonversion Cs-137 50 mRem/μCi
- > 4  $\mu$ Ci pro Person/a in Kuba 1987-1990
- ▶ 1 µCi = 37,000 Bq
- 150,000 Bq pro Person/a = 400 Bq pro Person und Tag
- Täglicher Verzehr an Grundnahrung 1.5 kg
- 66% kontaminierte Grundnahrung aus der UdSSR 1 kg pro Tag
- Größenordnung der importierten Nahrungsbelastung 400 Bq/kg realistisch ???

siehe: Scherb/Voigt, RepTox, 2007

## **Resultate – Gorleben**

![](_page_13_Figure_1.jpeg)

- Preliminary analysis, data not yet complete (e.g.Saxony&Thuringia not included – German reunification!)
- Paneling of Germany by 70 x 70 km<sup>2</sup> squares (≈ 40 km radius circular discs) grid centered precisely at TBL Gorleben
- 1<sup>st</sup> Castor transported to Gorleben April 1995
- Testing the uniform, parsimonious, one-sided null hypotheses in all 70 x 70 km<sup>2</sup> squares: "No Sex Odds upward jump from 1996 onward"

## Conclusions

Gorleben is unique in Germany with a one-sided p-value of 0.0012 < 0.0020, see: http://www.nlga.niedersachsen.de/download/60794

Next to Gorleben is Ellweiler (p=0.0121), which is a "closed" nuclear processing and storage site with possible radioactive releases in January 1995: damage of coverings and erosion of the waste dump after strong rainfall, see: http://dip21.bundestag.de/dip21/btd/13/006/1300610.asc

#### HelmholtzZentrum münchen German Research Center for Environmental Health

- "Niedrigdosisstrahlung" erhöht die Anzahl der Totgeburten und Fehlbildungen sowie das sekundäre Geschlechtsverhältnis im wesentlichen linear
- > Dosisabhängigkeit vorläufige Schätzungen

Die relativen Risiken für Totgeburt und Fehlbildungen liegen bei 1.005 bis 1.020 pro kBq/m<sup>2</sup> <sup>137</sup>Cs

RR=1.01 pro kBq/m2 <sup>137</sup>Cs entspricht ca. RR=1.6 pro mSv/Jahr

Das langfristige Geschlechtschancenverhältnis (Sex Odds Ratio, SOR) liegt im Bereich von 1.015 pro mSv/Jahr

Unsere Resultate tragen dazu bei, die vorherrschende Meinung zu widerlegen, dass strahleninduzierte genetische Effekte beim Menschen erst noch nachgewiesen werden müssten (z.B. UNSCEAR)

![](_page_14_Picture_7.jpeg)

## Frankreich

![](_page_15_Figure_2.jpeg)

36 561	municipalities, <b>1968 – 2011</b>
1 281 729	municipality*years
33 114 626	total live births
16 968 701	male live births
16 145 925	female live births
SO	1.0510

Radioaktivität im Regen und "Secondary Sex Odds" Lyster&Bishop,1965

![](_page_15_Figure_5.jpeg)

![](_page_15_Picture_7.jpeg)

# Danke für Ihre/Eure Aufmerksamkeit

#### Dr. Hagen Scherb, Dr. Kristina Voigt

Institute of Computational Biology, Helmholtz Zentrum München – <u>German Research Center for Environmental Health</u> Ingolstaedter Landstr. 1, D-85764 Neuherberg, Germany <u>scherb@helmholtz-muenchen.de</u> <u>Homepage</u>

![](_page_16_Picture_5.jpeg)

# Themen zum "Ulmer Expertengespräch der IPPNW "Gefahren ionisierender Strahlung auch im Niedrigdosisbereich - Grenzwertdebatte" am 19. 10. 2013

#### 1. Hintergrund

Nach Tschernobyl bot sich die Gelegenheit für epidemiologische Studien zu strahleninduzierbaren genetischen Effekten (zum Begriff *"strahleninduzierte genetische Effekte"* aus der Sicht vor Tschernobyl siehe: Vogel, Motulsky , Human Genetics, Berlin Heidelberg New York Tokyo: Springer; 1986, S.410ff)

- i. Totgeburten
- ii. Fehlbildungen/Chromosomenanomalien
- iii. Geschlechtsverhältnis bei Geburt und der Säuglingssterblichkeit (< 1 Jahr)

#### 2. Eigene Beobachtungen/Veröffentlichungen – chronologisch

- i. 1999: Totgeburtlichkeit in Teilen Europas (Int J Epidemiol)
- ii. 2000: Totgeburtlichkeit & Perinatalsterblichkeit in Deutschland (Env Health Persp)
- iii. 2003: Synopse zu i.&ii. und genereller Anstieg der Fehlbildungen (Env Sci Poll Research)
- iv. 2004: Lippen-Kiefer-Gaumenspalten in DDR & Bayern (Mund-Kiefer-Gesichtschirurgie)
- v. 2007: Geschlechtsverhältnis in 8 Europäischen Ländern (Reproductive Toxikologie)
- vi. 2010: Geschlechtsverhältnis um Nuklearanlagen (<u>ENVIROINFO, Köln-Bonn, Proceedings, Shaker</u>)
  2011: Für <u>TBL</u> Gorleben bestätigt durch <u>NLGA</u> Studie
- vii. 2011: Sex Odds Nukleartests Tschernobyl Nukearanlagen (Env Sci Poll Research)
- viii. 2011: Mit Karl Sperling, Charité, Deutung als epigenetische Effekte (Naturwiss Rundschau)
- ix. 2012: Down-Syndrom in Europa (Genetic Epidemiology)
- x. 2013: Geschlechtsverhältnis um Französische Nuklearanlagen
- xi. 2013: Geschlechtsverhältnis in Kuba (Environmental Health)

#### 3. Aktuelle Themen

- a. Militärflughäfen/Abschussrampen mit Atomwaffen
  - i. Büchel Eifel
  - ii. Saint-Christol Südfrankreich
  - iii. Ramstein Kaiserslautern/Pfalz
- b. Nukleare Lagerstätten
  - i. Urananlage Ellweiler Kreis Birkenfeld in Rheinland-Pfalz
  - ii. WISMUT Sachsen/Thüringen
- c. Geschlechtsverhältnis und Radioaktivität im Niederschlag
  - i. Zeitreihenanalysen: Monatliche Geburten und monatliche Niederschläge
- d. Geschlechtsverhältnis Japan/Fukushima

#### 4. Einfache Change-Point Modelle zum Nachweis genetischer Effekte – Beispiele

<u>Totgeburtlichkeit in Europa</u> 1980 - 1992; synoptisches Trend- Sprungmodell, Peaks (1986/1987) und Sprung ab 1988 in Europe-East kombiniert

![](_page_18_Figure_2.jpeg)

Totgeburtlichkeit in Deutschland 1980 - 1993; optimiertes Sprungmodell, Trend mit Krümmungswechsel

![](_page_18_Figure_4.jpeg)

Perinatalsterblichkeit in Bayern, DDR und West-Berlin 1973 - 1991, einfaches linear-quadratisches Trend-Sprungmodell

![](_page_19_Figure_1.jpeg)

Säuglingssterblichkeit in Gesamt-Deutschland 1970 - 2012, einfaches lineares Trend-Sprungmodell (<u>Datenquelle</u>)

![](_page_19_Figure_3.jpeg)

<u>Lippen-Kiefer-Gaumen-Spalten Bayern</u> und DDR 1984 - 1989, einfaches synoptisches Sprungmodell

![](_page_20_Figure_1.jpeg)

<u>Down Syndrom in Europa</u> (Sperling, Neitzel, Scherb, 2012, Genetic Epidemiology) Jump p-value OR 1.17 95%-CL=(1.07,1.27), P = 0.0003

![](_page_20_Figure_3.jpeg)

<u>Geschlechtsverhältnis in Europa</u> 1970 - <mark>2011</mark>; kombiniertes Sprung-, Trend-, Doppelknickmodell

![](_page_21_Figure_1.jpeg)

<u>Geschlechtsverhältnis in Dänemark</u> 1970 - 2011; einfaches Trend-Sprungmodell

![](_page_21_Figure_3.jpeg)

![](_page_22_Figure_1.jpeg)

Trend-Sprungmodell mit Parabel

Sprungmodell mit Polynom 3. Grades und Adjustierung für Ausreißer in 1995/1996

![](_page_22_Figure_4.jpeg)

Geschlechtsverhältnis Präfektur Fukushima vs. Rest von Japan Datenquelle <u>http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/81-1.html</u>)

![](_page_23_Figure_1.jpeg)

#### Fehlbildungsrate in Bayern vor und nach dem Unfall von Tschernobyl stratifiziert nach radioaktivem Fallout – Update 2013

#### 1. Hintergrund

Beim Menschen treten je nach Definition und betrachtetem Schweregrad 3% bis 6% angeborene Fehlbildungen auf. Das Bundesamt für Strahlenschutz (BfS, s. Anhang 1) spricht demgemäß von 30 000 "echten Fehlbildungen" unter den 1 Million Lebendgeburten von 1984-1991 in Bayern.

Informationen der Uni Magdeburg: 1993 unternahm die Bundesärztekammer in Form einer Empfehlung ihres wissenschaftlichen Beirates den Vorstoß, eine Erfassung von Fehlbildungen in der Bundesrepublik Deutschland einzuführen. Bei einer allgemeinen Fehlbildungsrate von 5 % wurde von diesem Gremium eine jährliche Gesamtzahl von 44.000 fehlgebildeten Kindern angenommen.

In unseren Arbeiten aus den Jahren 2003, 2004 und 2012 (s. Referenzen) haben wir die langfristige Zunahme einzelner Fehlbildungsdiagnosen bzw. Chromosomenanomalien in Bayern nach dem Unfall von Tschernobyl dokumentiert. Mit der von uns entwickelten Methode "*Analytical ecological epidemiology: Exposure-response relations in spatially stratified time series*" können Fehlbildungstrends in unterschiedlich hoch belasteten Landkreisklassen synoptisch betrachtet und im Hinblick auf eine Dosis-Wirkungsbeziehung räumlich/zeitlich analysiert werden. Es zeigen sich starke und hochsignifikante Anstiege der Fehlbildungshäufigkeit mit der Höhe der radioaktiven Belastung nach Tschernobyl in Bayern.

Küchenhoff, Engelhardt und Körblein haben 2006 ebenfalls eine <u>Auswertung</u> der Bayerischen Fehlbildungen 1984-1991 vorgelegt. Diese Autoren verwenden allerdings nur einen reduzierten und von bekannten Auffälligkeiten bereinigten Datensatz (7171 Fälle, 28 Diagnosen). Ausgeschlossen wurden 22 790 Fälle und 127 Diagnosen (s. Tabelle 1). Trotz der Einschränkung ihrer Auswertung auf nur 0.7 % Fehlbildungen kommen die Autoren zu dem Schluss, die Fehlbildungen in Bayern seien im Jahre 1987, also im Jahr unmittelbar nach dem Unfall von Tschernobyl insgesamt nicht angestiegen: *"Malformation rates in the German state of Bavaria, as a whole, did not increase in 1987, the year following the Chernobyl accident"*. Unsere Auswertung des Bayerischen Fehlbildungsdatensatzes und unsere Schlussfolgerungen stehen folglich in grundsätzlichem Widerspruch zur Auswertung von Küchenhoff, Engelhardt und Körblein.

Unsere Methoden und Resultate werden im Folgenden exemplarisch dargestellt.

#### Abbildung 1. C-137/134 Belastung in Bayern nach Tschernobyl und entsprechende Strahlendosis

![](_page_25_Figure_1.jpeg)

#### 2. Fehlbildungen in Bayern, männlich + weiblich (n=29 961) nach Expositionsquintilen

Es liegt nahe, die relative Häufigkeit der Gesamtheit der "echten Fehlbildungen (Grosche/BfS)" in der Bayerischen Fehlbildungsstudie in ihrem zeitlichen Verlauf und geschichtet nach unterschiedlich exponierten Landkreisklassen darzustellen und entsprechend <u>räumlich-zeitlich</u> zu analysieren. Es zeigt sich ein hochsignifikanter Anstieg der Fehlbildungshäufigkeit ab Oktober 1986 proportional zur mittleren Exposition/Dosis in den fünf Expositions-Quinitil-Klassen der 96 Bayerischen Landkreise: Die Fehlbildungen nehmen insgesamt pro mSv/a um 51% zu (95%-KI [34%, 70%], p < 0.0001). Auf einfache Weise wird so die Konzentrationsabhängigkeit der Fehlbildungen deutlich: Je höher die Strahlenbelastung durch den Fallout nach Tschernobyl, desto höher die Fehlbildungsrate nach Tschernobyl.

![](_page_26_Figure_2.jpeg)

			Standard	Wald	
Parameter	DF	Estimate	Error	Chi-Square	P-value
Intercept	1	-3.4852	0.0339	10573.2280	<.0001
mS∨	1	0.4132	0.0601	47.3034	<.0001
dquint2	1	0.0122	0.0457	0.0718	0.7887
dquint3	1	-0.0881	0.0469	3.5242	0.0605
dquint4	1	0.2329	0.0422	30.4901	<.0001
dquint5	1	0.0449	0.0437	1.0536	0.3047
dquintt1	1	-0.0168	0.00731	5.2513	0.0219
dquintt2	1	-0.0162	0.00667	5.8725	0.0154
dquintt3	1	-0.0222	0.00727	9.3071	0.0023
dquintt4	1	-0.0493	0.00663	55.4352	<.0001
dquintt5	1	-0.0388	0.00857	20.4762	<.0001

#### 3. Fehlbildungen in Bayern, weiblich (n=12 516) nach Expositionsquintilen

Eine geschlechtsspezifische Betrachtung der Fehlbildungshäufigkeiten ist von hohem genetisch-ätiologischem Interesse. Das strahleninduzierte Fehlbildungsrisiko für das weibliche Geschlecht ist wesentlich stärker als das für das männliche: Für Mädchen nehmen die Fehlbildungen pro mSv/a um 82% zu (95%-KI [53%, 117%], p < 0.0001).

![](_page_27_Figure_2.jpeg)

	Anal	od Estimates			
			Standard	Wald	
Parameter	DF	Estimate	Error	Chi-Square	P-value
Intercept	1	-3.5856	0.0503	5072.8612	<.0001
mS∨	1	0.6005	0.0891	45.4234	<.0001
dquint2	1	0.0189	0.0682	0.0768	0.7817
dquint3	1	-0.1539	0.0703	4.7926	0.0286
dquint4	1	0.2184	0.0628	12.1061	0.0005
dquint5	1	0.0881	0.0646	1.8600	0.1726
dquintt1	1	-0.0326	0.0110	8.8040	0.0030
dquintt2	1	-0.0487	0.0103	22.4029	<.0001
dquintt3	1	-0.0296	0.0110	7.2413	0.0071
dquintt4	1	-0.0707	0.00997	50.2023	<.0001
dquintt5	1	-0.0741	0.0128	33.6173	<.0001

#### 4. Fehlbildungen in Bayern, männlich (n=17 343) nach Expositionsquintilen

Für Jungen nehmen die Fehlbildungen pro mSv/a dagegen nur um 32% zu (95%-KI [13%, 54%], p = 0.0004).

![](_page_28_Figure_2.jpeg)

	Anal	ysis of Maxi	mum Likeliho	od Estimates	
l			Standard	Wald	
Parameter	DF	Estimate	Error	Chi-Square	P-value
Intercept	1	-3.4021	0.0445	5854.1239	<.0001
mS∨	1	0.2795	0.0789	12.5421	0.0004
dquint2	1	0.0129	0.0597	0.0470	0.8283
dquint3	1	-0.0369	0.0611	0.3652	0.5456
dquint4	1	0.2426	0.0553	19.2551	<.0001
dquint5	1	0.00874	0.0576	0.0231	0.8793
dquintt1	1	-0.00556	0.00952	0.3411	0.5592
dquintt2	1	0.00547	0.00853	0.4111	0.5214
dquintt3	1	-0.0170	0.00940	3.2810	0.0701
dquintt4	1	-0.0347	0.00862	16.1743	<.0001
dquintt5	1	-0.0130	0.0112	1.3468	0.2458

Weil sich die 95%-Konfidenzintervalle für Jungen und Mädchen praktisch nicht überlappen, liegt ein signifikanter Unterschied in der Suszeptibilität für angeborene Fehlbildungen zwischen Mädchen und Jungen nach Strahlenexposition vor. Diese Beobachtung stützt die "fehlenden Mädchen" nach Strahlenexposition, die sich in einem dosisproportionalen Anstieg des Geburtengeschlechtsverhältnisses (secondary sex odds, sex ratio) manifestiert; s. diverse Publikation von <u>Scherb/Kusmierz/Voigt</u> zur "Sex Odds".

Die Entstehung und Entwicklung von Zygoten, Embryonen, Föten und Neugeboren scheint für das weibliche Geschlecht strahlensensibler zu sein als für das männliche Geschlecht. Das könnte z.T. auf eine höhere Vulnerabilität des Väterlichen X-Chromosoms zurückzuführen sein, welches nur an die Töchter vererbt wird.

#### 5. Vergleich des vollständigen (BStMLU: n=29 961) mit dem reduzierten Datensatz (BfS: n=7171)

Die Aussagekraft des reduzierten Datensatzes (s. Anlage 1) ist sowohl statistisch, durch verringerte Fallzahl, als auch inhaltlich, durch Ausschluss von wichtigen Fehlbildungskategorien, extrem eingeschränkt. Von ursprünglich 29 961 Fällen mit 155 Diagnosen verblieben nur 7171 Fälle mit 28 Diagnosen:

Vollständiger F	ehlbildun	gsdatens	atz mit 29	9661 Fälle	en/155 Di	agnosen	Reduzierter Fehlbildungsdatensatz mit 7171 Fällen/28	Diagnosen
1	ICD7400	ICD7454	ICD7492	ICD7533	ICD7563	ICD7595	IC	D7419
2	ICD7410	ICD7455	ICD7493	ICD7534	ICD7564	ICD7596	IC	D7420
3	ICD7419	ICD7456	ICD7498	ICD7535	ICD7565	ICD7598	IC	D7421
4	ICD7420	ICD7460	ICD7500	ICD7536	ICD7566	ICD7599	IC	D7430
5	ICD7421	ICD7461	ICD7501	ICD7537	ICD7567	ICD9999	IC	D7431
6	ICD7422	ICD7462	ICD7502	ICD7538	ICD7568		IC	D7433
7	ICD7423	ICD7463	ICD7503	ICD7539	ICD7569		IC	D7450
8	ICD7424	ICD7464	ICD7504	ICD7540	ICD7570		IC	D7451
9	ICD7425	ICD7465	ICD7505	ICD7541	ICD7571		IC	D7452
10	ICD7428	ICD7466	ICD7506	ICD7542	ICD7572		IC	D7453
11	ICD7429	ICD7467	ICD7507	ICD7543	ICD7573		IC	D7456
12	ICD7430	ICD7468	ICD7510	ICD7544	ICD7574		IC	D7460
13	ICD7431	ICD7469	ICD7511	ICD7545	ICD7575		IC	D7461
14	ICD7432	ICD7470	ICD7512	ICD7546	ICD7576		IC	D7467
15	ICD7433	ICD7471	ICD7513	ICD7547	ICD7579		IC	D7472
16	ICD7434	ICD7472	ICD7514	ICD7548	ICD7580		IC	D7474
17	ICD7435	ICD7473	ICD7515	ICD7549	ICD7581		IC	D7490
18	ICD7436	ICD7474	ICD7516	ICD7550	ICD7582		IC	D7491
19	ICD7439	ICD7475	ICD7517	ICD7551	ICD7583		IC	D7492
20	ICD7440	ICD7476	ICD7519	ICD7552	ICD7584		IC	D7503
21	ICD7441	ICD7480	ICD7520	ICD7553	ICD7585		IC	D7511
22	ICD7442	ICD7481	ICD7521	ICD7554	ICD7586		IC	D7512
23	ICD7443	ICD7483	ICD7524	ICD7555	ICD7587		IC	D7552
24	ICD7444	ICD7484	ICD7526	ICD7556	ICD7588		IC	D7553
25	ICD7448	ICD7485	ICD7527	ICD7557	ICD7589		IC	D7566
26	ICD7449	ICD7486	ICD7528	ICD7558	ICD7590		IC	D7567
27	ICD7450	ICD7488	ICD7529	ICD7559	ICD7591		IC	D7580
28	ICD7451	ICD7489	ICD7530	ICD7560	ICD7592		IC	D9999
29	ICD7452	ICD7490	ICD7531	ICD7561	ICD7593			
30	ICD7453	ICD7491	ICD7532	ICD7562	ICD7594			

Tabelle 1 Liste der ICD Diagnose	n des vollständigen	(BStMILI) und de	s raduziartan l	Datansatzas (BfS)
Tabelle I. Liste del ICD Diagnose	ii ues volistanuigen	(DSUVILO) unu ue	sieuuzieiteiti	Datensatzes (DIS)

#### 5. 1. isolierte Fehlbildungen der Harnorgane ICD 7530 – ICD 7539; männlich + weiblich

Beispielhaft betrachten wir die bei Küchenhoff et al. nicht berücksichtigten *"isolierten Fehlbildungen der Harnorgane ICD 753x"* (n=2128). Ein starker Anstieg dieser Fehlbildungen war bereits in dem Originalbericht BStMLU/BfS 1995 (S. 49, Tab II.3.2.9.1) insbesondere für "Obstruktive Defekte des Harnsystems ICD7532/7536" zu erkennen:

	~ ^ ^				1.10		- ie	1.12	
Fb der Harnorgane	84	85	86	87	88	89	90	91	84-91
Nierenagenesie und -dysge-	8	14	15	21	25	21	20	20	144
nesie	0.72	1,26	1,27	1,76	1,98	1,65	1,47	1,49	1,46
Zystenniere	12	9	19	18	26	19	26	35	164
	1,08	0,81	1,60	1,50	2,06	1,50	1,91	2,60	1,67
Potter-Sequenz*	12	9	12	8	4	1	7	8	61
	1,08	0,81	1,01	0,67	0,32	0,08	0,51	0,60	0,62
Obstruktive Defekte des	74	72	127	120	138	145	195	173	1044
Harnsystems	6,66	6,47	10,72	10,03	10,92	11,41	14,33	12,87	10,60
Ekstrophie der Harnblase	2	2	4	2	3	3	3	2	21
	0.18	0.18	0,34	0,17	0,24	0,24	0,22	0,15	0,21
Andere Anomalien der	28	43	45	58	41	49	49	39	352
Harnorgane	2.52	3,86	3,80	4,85	3,24	3,86	3,60	2,90	3,58
Komplexe Fehlbildung der	27	35	37	49	46	45	56	47	342
Hamorgane*	2.43	3,14	3.12	4,10	3,64	3,54	4,11	3,50	3,47

Die Fehlbildungen der Harnorgane weisen einen signifikanten langfristigen Dosisabhängigen Anstieg nach Tschernobyl auf:

![](_page_30_Figure_1.jpeg)

	Anal	ysis of Maxi	od Estimates		
			Standard	Wald	
Parameter	DF	Estimate	Error	Chi-Square	P-value
Intercept	1	-6.3226	0.0650	9466.3529	<.0001
mS∨	1	0.6468	0.1396	21.4673	<.0001
dquint2	1	0.2188	0.0824	7.0482	0.0079
dquint3	1	0.0690	0.0856	0.6497	0.4202
dquint4	1	-0.0813	0.0865	0.8838	0.3472
dquint5	1	-0.0162	0.0988	0.0269	0.8698

#### 5. 2. Andere Anomalien des männlichen Genitale: ICD 7528

Küchenhoff, Engelhardt und Körblein haben weiterhin die Gruppe der "Anderen Anomalien des männlichen Genitale ICD 752x" nicht ausgewertet. Diese seltenen Fehlbildungen zeigen ebenfalls einen hochsignifikanten dosisabhängigen Anstieg nach Tschernobyl:

	A			and Endlanders		
	Analysis of Maximum Likelihood Estimates					
			Standard	Wald		
Parameter	DF	Estimate	Error	Chi-Square	P-value	
Intercept	1	-7.0425	0.1067	4359.7817	<.0001	
mS∨	1	1.9361	0.5305	13.3177	0.0003	
dquintt1	1	-0.1464	0.0423	11.9780	0.0005	
dquintt2	1	0.0963	0.0267	13.0216	0.0003	
dquintt3	1	-0.2744	0.0518	28.0239	<.0001	
dquintt4	1	-0.1730	0.0469	13.6083	0.0002	
dquintt5	1	-0.3523	0.0743	22.4754	<.0001	

Es gibt Hinweise, dass eine dieser speziellen Fehlbildungen, nämlich Kryptorchismus, nach Belastung mit persistenten Organohalogenverbindungen ansteigt. Diese Fehlbildungsgruppe (ICD 7528, n=397) stellt damit möglicherweise einen sensiblen Indikator für Mutagenität dar – im Sinne einer "sentinel malformation", s. K. Voigt et al. 2010. Der Anstieg dieser Fehlbildungsgruppe ab 1987 war ebenfalls bereits in dem Originalbericht BStMLU/BfS 1995 (S. 48, Tab II.3.2.8.1) zu erkennen:

Tab. II.3.2.8.1: Ki (IO 19	nder m CD9 752 84-1991	it isoli 2): Fall	erten F zahlen	ehlbild und G	ungen eburtsp	(Fb) de orävaler	er Gesc nzen (1	hlechts 0 <sup>-4</sup> ) der	organ Jah
Fb der Geschlechtsorgane	84	85	86	87	88	89	. 90	91	84-91
Anomalien des weiblichen Genitale	18 1.62	21 1,89	35 2.96	31 2,59	13 1,03	24 1,89	35 2,57	36 2,68	213 2,16
Hypospadie	107 9,62	110 9,88	120 10,13	124 10,37	96 7,59	133 10,47	169 12,42	157 11,68	1016 10,32
Epispadie, männlich*	2 0,18	1 0.09	3 0,25	1 0,08	0	3 0,24	1 0,07	1 0,07	12 0,12
Pseudohermaphroditismus u. unbestimmbares Geschlecht	2 0,18	0	1 0,08	0	1 0,08	1 0,08	3 0,22	0	8 0,08
Andere Anomalien des männlichen Genitale	40 3,60	27 2,42	44 3,71	68 5,68	62 4,90	56 4,41	45 3,31	38 2,83	38( 3,8(
Komplexe Fehlbildung des Genitale*	1	1 0,09	1 0,08	2 0,17	2 0,16	3 0,24	3 0,22	4	17 0,17

![](_page_31_Figure_5.jpeg)

#### 5. 3. Herzfehlbildungen ICD 7450 – 7469 nach Expositionsquintilen

Küchenhoff, Engelhardt und Körblein haben aus Gruppe der Herzfehlbildungen mit 17 Diagnosen und 4747 Fällen nur 8 Diagnosen mit 1536 Fällen berücksichtigt. Die Herzfehlbildungen in ihrer Gesamtheit weisen im Gegensatz zu den reduzierten Herzfehlbildungen einen hochsignifikanten dosisabhängigen Anstieg nach Tschernobyl auf:

![](_page_32_Figure_2.jpeg)

			Standard	Wald	
Parameter	DF	Estimate	Error	Chi-Square	P-value
Intercept	1	-5.6033	0.0447	15730.8877	<.0001
mS∨	1	0.5992	0.0851	49.5582	<.0001
dquint2	1	-0.0198	0.0597	0.1100	0.7401
dquint3	1	-0.0674	0.0607	1.2318	0.2671
dquint4	1	0.2655	0.0559	22.5696	<.0001
dquint5	1	0.2604	0.0635	16.8352	<.0001

Der deutliche Anstieg einzelner Herzfehlbildungen ist ebenfalls in dem Originalbericht dokumentiert (BStMLU/BfS 1995, S. 41, Tab II.3.2.4.2 bzw. S. 43 Abb. II.3.2.4.1). Die Herzfehlbildungen insgesamt weisen eine Sex Odds von 1.083 auf, und zeigen im Gegensatz zu allen Fehlbildungen kombiniert nur eine minimale Geschlechtsspezifität in Bezug auf den Tschernobyl-Effekt.

#### 5. 4. Down Syndrome ICD 7580 nach Expositionsquintilen

Die Chromosomenanomalie Down Syndrome befindet sich sowohl im vollständigen als auch im reduzierten Bayerischen Datensatz. Auch diese Fehlbildung weist eine signifikante Abhängigkeit vom Fallout der Landkreise auf. (Die Variablen dquint3 - - dquintt5 wurden mittels "selection=backward" bestimmt.)

	Anal	ysis of Maxim	um Likeliho	od Estimates	
			Standard	Wald	
Parameter	DF	Estimate	Error	Chi-Square	P-value
Intercept	1	-6.9186	0.0689	10090.8451	<.0001
mS∨	1	0.6594	0.3082	4.5787	0.0324
dquint3	1	-0.2313	0.1140	4.1137	0.0425
dquint4	1	0.3034	0.1567	3.7478	0.0529
dquint5	1	0.3203	0.1640	3.8126	0.0509
dquintt4	1	-0.0608	0.0361	2.8447	0.0917
dquintt5	1	-0.1168	0.0472	6.1300	0.0133

![](_page_33_Figure_3.jpeg)

5. 5. Fehlbildungen mit unbestimmtem Geschlecht

	Unbestimmtes	Lebend	Prävalenz
	Geschlecht	Geburten	
1984	13	111183	0.000117
1985	11	111365	0.000099
1986	12	118439	0.000101
1987	11	119623	0.000092
1988	9	126409	0.000071
1989	9	127029	0.000071
1990	21	136122	0.000154
1991	16	134400	0.000119

ė

#### 6. Zusammenfassung

Wir haben die monatlichen Fehlbildungshäufigkeiten in Bayern auf Landkreisebene von 1984 – 1991, d.h. vor und nach Tschernobyl, in Bezug auf die Strahlenexposition der Landkreise (s. Abbildung 1) statistisch analysiert. Der Fehlbildungsdatensatz mit 29 961 Fällen und 155 Einzeldiagnosen wurde uns im Jahre 1999 vom Bayerischen Staatsministerium für Landesentwicklung und Umweltfragen (BStMLU - heute Bayerisches Staatsministerium für Umwelt und Gesundheit, BStMUG) zur Verfügung gestellt. Der auf Landkreisebene gemessene Fallout (kBq/m^2) wurde in Dosis (mSv/a) umgerechnet, und zwar mit folgender Skalierung: die Dosis 1 mSv/a entspricht 46.6 kBq/m2 Cs-137 + 23.3 kBq/m2Cs-134 in den ersten Jahren (1987 – 1991) nach Tschernobyl.

Folgende räumlich/zeitliche Auswertungen wurden durchgeführt:

- 1. Alle Fehlbildungen (männlich + weiblich), n=29 961
- 2. Alle Fehlbildungen (weiblich), n=12 516
- 3. Alle Fehlbildungen (männlich), n=17 343
- 4. Fehlbildungen der Harnorgane (männlich + weiblich), n=2128
- 5. Fehlbildungen der männlichen Sexualorgane, n=397
- 6. Herzfehlbildungen, n=4747
- 7. Down-Syndrom, n=1066
- 8. Fehlbildungen mit unbestimmtem Geschlecht, n=102

Unsere Analysen ergeben signifikante dosisabhängige Anstiege der Fehlbildungshäufigkeiten in den Expositions- bzw. Dosis-Quintilen der 96 Bayerischen Landkreise. Besonders stark ist dieser Zusammenhang z.B. für das weibliche Geschlecht, wenn alle 155 Fehlbildungsdiagnosen in Kombination betrachtet werden, aber auch für Einzeldiagnosen, wie z. B. die Fehlbildungen der Sexualorgane des männlichen Geschlechts.

Unsere Auswertungen widersprechen den Auswertungen des BStMLU/BfS sowie der Analyse von Küchenhoff, Engelhardt und Körblein, die jeweils keine bzw. keine langfristigen Erhöhungen der Fehlbildungshäufigkeiten feststellen konnten.

#### 7. Referenzen

- Scherb H, Weigelt E. Zunahme der Perinatalsterblichkeit, Totgeburten und Fehlbildungen in Deutschland,
  Europa und in hochbelasteten deutschen und europäischen Regionen nach dem Reaktorunfall von
  Tschernobyl im April 1986. Bericht Nr. 24 des Otto Hug Strahleninstitutes, ISSN 0941-0791 Gesellschaft
  für Strahlenschutz e.V. (GSS) Berlin, Bremen
- Scherb H, Weigelt E. Congenital Malformation and Stillbirth in Germany and Europe Before and After the Chernobyl Nuclear Power Plant Accident. ESPR - Environ Sci & Pollut Res, 10 Special (1) 2003 Dec, 117-125 {full text} /
- Scherb H, Weigelt E. Cleft lip and cleft palate birth rate in Bavaria before and after the Chernobyl nuclear power plant accident [Article in German, Abstract in English]. Mund Kiefer Gesichtschir. 2004
  Mar;8(2):106-10. Epub 2004 Jan 27 {full text Article in German
- Scherb H, Voigt K. Analytical ecological epidemiology: Exposure-reponse relations in spatially stratified time series. Environmetrics, published Online: 12 Sep 2008. {Enwironmetrics}, {DOI: 10.1002/env.958}
- Sperling K, Neitzel H, Scherb H. Evidence for an increase in trisomy 21 (Down syndrome) in Europe after the Chernobyl reactor accident. Genetic Epidemiology. Volume 36, Issue 1, pages 48–55, January 2012.
   PMID:22162022. (The PDF linked is a provisionally patched version because Fig. 1 in the original paper has a distorted aspect ratio: PDF, DOI)
- Scherb H, Kusmierz R, Voigt K. Increased sex ratio in Russia and Cuba after Chernobyl: a radiological hypothesis. Environ Health. 2013 Aug 15;12(1):63
- Bayerisches Staatsministerium für Landesentwicklung und Landesfragen (BStMLU Herausgeber). Angeborene Fehlbildungen in Bayern 1984 – 1991, Bericht im Rahmen des Strahlenbiologischen Umweltmonitorings in Bayern, Druck 1995, BfS Salzgitter
- Irl C, Schoetzau A, van Santen F, Grosche B. Birth prevalence of congenital malformations in Bavaria, Germany, after the Chernobyl accident. Eur J Epidemiol. 1995 Dec;11(6):621-5.
- Süddeutsche Zeitung vom 26. 10 1999, Seite V2/18. Eine stumpfe Waffe Strahlenbiologen verstehen vieles nicht / Lehrstühle verschwinden, von Jeanne Rubner, siehe Anhang 2
- Voigt K, Brueggemann R, Scherb H, Shen H, Schramm KW. Evaluating the relationship between chemical exposure and cryptorchidism. Environmental Modelling & Software, Volume 25, Issue 12, December 2010, Pages 1801–1812 http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1364815210001957
- Küchenhoff H, Engelhardt A, Körblein A. Combined spatial-temporal analysis of malformation rates in Bavaria after the Chernobyl accident. Busby/Yablokov (Hrsg.), Chernobyl: 20 years on. Health effects of the Chernobyl accident, (European Committee on Radiation Risk Documents, 01/2006), Aberystwyth: Green Audit Press, S. 179-183. http://www.alfred-koerblein.de/chernobyl/downloads/malformations.pdf
- Körblein A. Tschernobyl-Folgen, Fehlbildungen bei Neugeborenen in Bayern, http://www.strahlentelex.de/Stx\_02\_360\_S05-06.pdf

Anhang 1. Fehlbildungen in Bayern 1984 - 1991; vollständiger versus reduzierter Datensatz.

Begleittext auf der Diskette des BStMLU mit Daten zu 29 961 Fehlbildungen in Bayern von 1984 – 1991

FBDATEN.EXE ist eine selbstextrahierende Datei und enthält alle echten Fehlbildungsfälle, die in die Auswertung des ISH eingegangen sind, allerdings nicht alle der 114 Variablen, sondern nur die, die für eine Auswertung notwendig sind. Die Variablenbeschreibung ist bitte den beiliegenden Kopien zu entnehmen. FB FREOS.LST enthält eine Grundauszählung der in FBDATEN.DAT (extrahiert sich aus FBDATEN.EXE) enthaltenen Variablen Für evtl. Rückfragen wenden Sie sich bitte an Dr. Bernd Grosche Institut für Strahlenhvgiene Bundesamt für Strahlenschutz D-85762 Oberschleiáheim T: +49-89-31603 273 F: +49-89-31603 270 E: bgrosche@bfs.de

**Bemerkung:** Im Oktober 1999 fand im Bayerischen Landtag eine Anhörung zu gesundheitlichen Tschernobyl-Folgen statt, siehe Süddeutsche Zeitung vom 26. Oktober 1999, Seite V2/18: "Eine stumpfe Waffe – Strahlenbiologen verstehen vieles nicht / Lehrstühle verschwinden" von Jeanne Rubner, **Anhang 2**. Nach der Vorstellung positiver Befunde hinsichtlich eines Anstiegs der Häufigkeit der Fehlbildungen in Bayern nach Tschernobyl bei dieser Anhörung, wurde der vorher fast 5 Jahre lang (1995-1999) nicht in Frage gestellte, und mehrfach publizierte Datensatz (s. Referenzen) mit 29 961 "echten" Fehlbildungen vom BfS auf 7171 Fälle reduziert. Von ursprünglich 155 ICD-Diagnosen sollten nur noch 28 Diagnosen untersucht werden. Der vollständige Datensatz wurde uns (E. Weigelt, H. Scherb, GSF) daraufhin vom damaligen "Bayerischen Staatsministerium für Landesentwicklung und Umweltfragen" zur Verfügung gestellt. Das Ministerium war nämlich Auftraggeber der Studie und Eigentümer der Daten. Die an uns herangetragenen Bitten des BfS (Bernd Grosche, Wolfgang Weiss), unsere Auswertungen auf einen reduzierten, und damit für uns nicht nachvollziehbaren bzw. nicht dokumentierten Datensatz zu beschränken, hielten wir damals, und halten wir auch heute noch für unangemessen und für wissenschaftlich nicht begründet.

![](_page_37_Picture_1.jpeg)

#### Totgeburtenrate in Deutschland 1970 – 2012 nach 3 Zeitfenstern

- o **1980-1993**
- o **1970-1993**
- o **1970-2012**

• Im Jahre 1994 wurde die Definition der Totgeburt von 1000g auf 500g herabgesetzt

#### Hintergrund

In unseren Arbeiten aus den Jahren 1999: <u>Scherb H, Weigelt E, Brueske-Hohlfeld I (1999)</u> bzw. 2003: <u>Scherb H,</u> <u>Weigelt E (2003)</u> haben wir langfristige, signifikante Sprünge der Totgeburtenraten ab 1987 nach Tschernobyl für verschiedene Länderkombinationen in Europa nachgewiesen. Außerdem zeigte sich auf Landkreisebene in Bayern und der DDR eine signifikante ökologische Dosiswirkungsbeziehung zwischen Totgeburtlichkeit und Cs-134/137 Fallout <u>Scherb H, Weigelt E, Brueske-Hohlfeld I (2000)</u>. Ein ähnlicher Effekt wurde auch in Finnland gesehen: <u>Scherb H, Weigelt E (2003)</u>.

#### Was kann man aus heutiger Sicht zur Totgeburtenrate in Deutschland über längere Zeiträume sagen?

#### Methode

Offizielle, frei verfügbare und total erfasste, demographische Daten, wie z.B. Totgeburtenraten und Lebendgeburten nach Geschlecht in unterschiedlicher regionaler Gliederung (Gemeinde, Landkreis, Land, Kontinent, etc.), eignen sich zur Untersuchung von genetischen Effekten nach lokaler oder globaler Freisetzung von radioaktiven Substanzen oder erbgutverändernden Chemikalien. Im Mittelpunkt stehen dabei Zeitreihenanalysen mit dem Ziel, Trendänderungen nach Freisetzungsereignissen nachzuweisen.

#### Totgeburtenrate vor und nach Tschernobyl in Deutschland, 1970-2012

Die Zeit (z.B. in Jahren) ist ein wichtiger Confounder in Bezug auf den Tschernobyl-Effekt der Totgeburtenrate. Zeit ist nämlich assoziiert sowohl mit der Totgeburtenrate (Abwärtstrend) als auch mit dem Tschernobyl Effekt (vor/nach 1986/1987). Deshalb kommt es auf **optimale Confounder-Kontrolle** an. Man kann optimale Trendmodelle (unparteilich - impartial) bestimmen, indem man z.B. ein Polynom bis zum 6. Grade für die Trendfunktion als Startvorgabe zulässt und dann mit Hilfe von "backward selection" das optimale Trend Modell, d.h. die optimale Auswahl der Polynom-Parameter automatisch bestimmen lässt.

#### Resultat

In den drei Zeitfenstern (1980-1993, 1970-1993, 1970-2012) ist jeweils ein signifikanter (p<0.05) Sprung der Totgeburtenrate in Gesamtdeutschland um 3.4%-4.2% von 1987 bis 1993 nachweisbar. Schätzer und p-Werte variieren naturgemäß etwas mit den Zeitfenstern. Siehe folgende Abb. 1 – Abb. 4 und entsprechende SAS-Regressionskoeffizienten S. 6/7.

#### Fazit

Ein langfristiger Anstieg der Totgeburtenrate in Deutschland von 1987-1993 nach Tschernobyl um ca. 4% ist damit (signifikant) nachgewiesen. Die Situation in Gesamt-Deutschland ist demzufolge auch konsistent mit anderen Ländern. Setzt man für Deutschland 0.15 mSv/a Zusatzbelastung 1987-1993 nach Tschernobyl an (BfS/SSK, Jahresbericht 2008, s. Tabelle S. 7), ergibt sich eine OR für Totgeburt von 1.30/mSv\*a in guter Übereinstimmung mit unserer ESPR-Publikation.

![](_page_39_Figure_0.jpeg)

Abb. 1

![](_page_40_Figure_0.jpeg)

![](_page_40_Figure_1.jpeg)

![](_page_41_Figure_0.jpeg)

![](_page_41_Figure_1.jpeg)

![](_page_42_Figure_0.jpeg)

Abb. 4 Sparsame Variante des vollen Modells 1970 bis 2012 in Abb.3

#### Optimale Modelle für die drei Zeitfenster

Analysis of Maximum Likelihood Estimates						
			Standard	Wald		
Parameter	DF	Estimate	Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	
Intercept	1	-4.8592	0.0314	23950.5590	<.0001	
d1987	1	0.0384	0.0184	4.3488	0.0370	
t2	1	-0.00379	0.000357	112.8806	<.0001	
t3	1	0.000086	0.000013	41.8795	<.0001	

#### o **1980-1993** (Deviance 7.3837, DF 10, Ratio 0.7384, underdisperion ignored)

#### o **1970-1993** (Deviance 21.4415, DF 20, Ratio 1.0721 overdisperion allowed for)

	od Estimates				
			Standard	Wald	
Parameter	DF	Estimate	Error	Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-4.5567	0.00563	655938.022	<.0001
d1987	1	0.0345	0.0166	4.3012	0.0381
t	1	-0.0591	0.000801	5450.7162	<.0001
t4	1	3.712E-7	1.17E-7	10.0658	0.0015

#### o **1970-2012** (Deviance 22.8809, DF 29, Ratio 0.7890, underdisperion ignored)

	Anal	ysis of Maxi	mum Likeliho.	od Estimates	
			Standard	Wald	
Parameter	DF	Estimate	Error	Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-5.8078	0.0443	17150.5524	<.0001
d1987	1	0.0415	0.0206	4.0426	0.0444
v1994	1	0.2683	0.0311	74.3687	<.0001
d1995	1	0.3560	0.0542	43.0751	<.0001
t	1	0.0263	0.0258	1.0390	0.3080
t2	1	0.0153	0.00523	8.4992	0.0036
t3	1	0.00134	0.000450	8.7877	0.0030
t4	1	0.000054	0.000018	9.5573	0.0020
t5	1	8.133E-7	2.535E-7	10.2944	0.0013
t21995	1	-0.0543	0.0203	7.1510	0.0075
t31995	1	0.00903	0.00343	6.9394	0.0084
t41995	1	-0.00127	0.000440	8.2698	0.0040
t51995	1	0.000064	0.000023	8.0544	0.0045
t61995	1	-1.29E-6	4.543E-7	8.1168	0.0044

	Anal	ysis of Maxi	.mum Likeliho	od Estimates		
			Standard	Wald		
Parameter	DF	Estimate	Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	
Intercept	1	-5.8811	0.0221	70683.2038	<.0001	
d1987	1	0.0332	0.0165	4.0471	0.0442	
v1994	1	0.3019	0.0215	198.0324	<.0001	
d1995	1	0.4568	0.0176	672.7715	<.0001	
t31995	1	-0.00003	0.000016	4.4948	0.0340	
t	1	-0.0344	0.00165	436.3601	<.0001	
t2	1	0.00135	0.000153	77.6163	<.0001	
t3	1	0.000025	5.348E-6	21.0673	<.0001	

o 1970-2012 sparsam (Deviance 39.0828, DF 35, Ratio 1.1167, overdisperion allowed for)

Langfristige Zusatzdosis durch Tschernobyl-Fallout in Deutschland ca. 0.15 mS/a von 1987 bis 2006 in der Größenordnung und im Gesamtmittel (Quelle: Jahresbericht BfS/SSK, 2008)

Gebiet	Effektive	Effektive Dosis im 1. Jahr (mSv)				affektive D I folgender	osis für die n 50 Jahre (	nach (mSv)
	1986	1987	1996	2006	1986	1987	1996	2006
Voralpengebiet		1,2	0,65	0,5		3,8	2,2	2,1
Südlich Donau	0,5-1,1	0,6	0,35	0,3	1,5-4,0	1,9	1,3	1,1
Nördlich Donau		0,2	0,17	0,1		0,6	0,55	0,4

# HelmholtzZentrum münchen

German Research Center for Environmental Health

## Die Stellungnahme von Helmut Küchenhoff zur IPPNW-Anfrage

#### Hagen Scherb, Kristina Voigt,

Institute of Computational Biology

Ulmer Expertentreffen – Gefahren von ionisierender Strahlung auch im Niedrigstrahlungsbereich – Expertise zur Grenzwertdebatte Update 2013, 18./19. Oktober 2013, Ulm, Germany

![](_page_45_Picture_6.jpeg)

- SAS "backward selection": AIC versus p-Wert
- Modell (t, t<sup>2</sup>) versus Modell (t<sup>2</sup>, t<sup>3</sup>)
- Modell (t, t<sup>2</sup>) von Körblein/Küchenhoff bevorzugt
- Modell (t<sup>2</sup>, t<sup>3</sup>) von Scherb/Voigt bevorzugt
- Das Trendmodell als Hilfsmittel
- Validierung des Trends an mehreren Datensätzen
- Fazit
- Anhang: Lebend und Totgeburten in Deutschland 1980-1993

![](_page_46_Picture_9.jpeg)

Zur Bestimmung eines optimalen Trendmodells für die Totgeburtenraten in Deutschland von 1980 – 1993 haben wir die Methode "backward selection" der **SAS PROC LOGISTIC** verwendet.

Diese Methode basiert auf dem p-Wert als Selektionskriterium und nicht auf dem AIC, wie Helmut Küchenhof annimmt, siehe <u>SAS Dokumentation</u>.

Es gibt Beispiele, wo das AIC größer wird aber der p-Wert kleiner. Deshalb sollte man die Konzepte AIC und p-Wert im Zusammenhang mit der Variablenselektion begrifflich nicht vermengen.

#### **Rule of thumb for variable selection**

a.) If you want the model for predictions, better use one of these criteria: AIC, BIC, ...b.) If you want your model for explaining a phenomenon, use p-values.

Weil wir primär **<u>Phänomene</u>** wie Trend bzw. Sprung untersuchen bzw. erklären, schätzen oder testen wollen, wenden wir die Regel **b**.) an.

![](_page_47_Picture_8.jpeg)

Das Modell  $(t,t^2)$  ist ein Parabelabschnitt, d.h. der Trendverlauf ist immer nur entweder rechts herum oder nur links herum gekrümmt. Das Modell  $(t,t^2)$  ist demzufolge nicht "**hinreichend flexibel**", wie Helmut Küchenhoff meint.

Eine generelle Einschränkung von Trend-Modellen auf Krümmung mit konstantem Vorzeichen ist mathematisch/statistisch/inhaltlich nicht zu rechtfertigen.

Das durch unsere "backward selection" mit SAS bestimmte optimale Modell  $(t^2,t^3)$  lässt einen Krümmungswechsel zu;  $t^2$  und  $t^3$  sind beide hochsignifikant (p<0.0001). Das linear-quadratische Modell  $(t,t^2)$  hat gleich viele Parameter, wie das quadratisch-kubische  $(t^2,t^3)$ , nämlich 3. Mit weniger Parametern kann dieser Datensatz nicht sinnvoll modelliert werden.

Die Abhängigkeit der Trendfunktion ( $t^2$ , $t^3$ ) vom Zeitpunkt  $t_0$  ist ein Vorteil und kein Nachteil, weil Bereiche unterschiedlicher Krümmung, mit optimaler Anpassung an die Punkte vor bzw. nach Tschernobyl, bestimmt werden können. Unser Modell ( $t^2$ , $t^3$ ) ist optimal für  $t_0$ =1974.2.

![](_page_48_Picture_6.jpeg)

# Modell (t , t<sup>2</sup>) von Körblein/Küchenhoff bevorzugt

![](_page_49_Figure_1.jpeg)

Dev= 8.64	DF=10	Dev/DF=0	).864	0.5662
Parameter	Estimate	Std Error	Chi-Square	p > Chi2
Intercept	-5.1483	0.0107	232836.25	0.0001
t	-0.0565	0.0043	172.73	0.0001
t2	0.0004	0.0003	1.88	0.1701
d87	0.0266	0.0182	2.14	0.1434

![](_page_49_Picture_4.jpeg)

![](_page_50_Figure_1.jpeg)

Dev= 7.09	DF=10	Dev/DF=0	).709	0.7165
Parameter	Estimate	Std Error	Chi-Square	p > Chi2
Intercept	-5.0128	0.0188	71138.03	0.0001
t2	-0.0052	0.0004	165.17	0.0001
t3	0.0002	0.0000	66.13	0.0001
d87	0.0474	0.0187	6.42	0.0113

![](_page_50_Picture_4.jpeg)

Das Trendmodell an sich ist nicht Ziel unserer Analysen, sondern es ist die Basis zum Test der "vor/nach-Tschernobyl Hypothese". Deshalb kommt es auf besonders gute Anpassung der partiellen Trends an die Daten vor und nach Tschernobyl an.

Im Modell  $(t,t^2)$  ist der Parameter  $t^2$  nicht signifikant (p=0.1701), und der Sprung 1987 ist ebenfalls nicht signifikant (p=0.1434). Deshalb erscheint das von Küchenhoff/Körblein favorisierte Modell  $(t,t^2)$  relativ ungenau, und es stellt sich die Frage nach besseren Alternativen.

Im Modell ( $t^2$ , $t^3$ ) sind beide Parameter  $t^2$  und  $t^3$  hochsignifikant (p<0.0001) und haben unterschiedliche Vorzeichen, womit die Trendfunktion ihre Krümmung wechseln kann. Dadurch wird eine etwas bessere Anpassung erreicht. Diese etwas bessere Anpassung ist mit Dev=7.09 bei DF=10 nicht als "Overfit" anzusehen, zumal sie sich nur wenig von der des (t, $t^2$ )-Modells unterscheidet: Dev=8.64, DF=10, und darüberhinaus nicht signifikant ist: p= 0.7165.

Helmut Küchenhoff kritisiert das Verhältnis Datenpunkte/Parameter (14/7). Die 7 Parameter bilden aber nur die Kandidatenmenge für die "backward selection". Die von Helmut Küchenhoff suggerierte Kritik der **"Überanpassung"** ist daher nicht zutreffend. Die beiden hier diskutierten Modelltypen (t,t<sup>2</sup>) und (t<sup>2</sup>,t<sup>3</sup>) haben jeweils 3 Parameter, was als sparsame Modellierung anzusehen ist.

![](_page_51_Picture_6.jpeg)

# Validierung des Trends an mehreren Datensätzen

Das Kriterium **"Validierung an mehreren Datensätzen"** ist für die Trendfunktionen obsolet, da die Zeit als Confounder betrachtet wird, und die Datensätze historische Unikate sind. Für die Sprunghypothese ist dieses Kriterium der Validierung an mehreren Datensätzen sehr wohl erfüllt, wie an zahlreichen Datensätzen gezeigt wurde; z.B. am unabhängigen Datensatz für Finnland, s. <u>Auvinen et al. 2001</u> bzw. <u>Scherb & Weigelt 2003</u>. Neben einem globalen Sprung in 1987 ist auch ein partieller Sprung in 1989 signifikant.

![](_page_52_Figure_2.jpeg)

![](_page_52_Picture_4.jpeg)

Die von Helmut Küchenhoff geäußerte Kritik bzw. sein Unverständnis an unserer Vorgehensweise:

## AIC vs. p-value

- eine Parabel (t,t<sup>2</sup>) sei "hinreichend flexibel"
- Dev/DF=0.74 "liegt deutlich unter 1" (im Vergleich zu 0.86)
- > Helmut Küchenhoff die "Evidenz ... nicht beurteilen kann"

weisen wir mit den hier dargestellten Argumenten zurück.

Aufgrund der zahlreichen von uns vorgetragenen Indizien, sind wir der festen Überzeugung, dass es wegen des Tschernobyl Unfalls in Europa langfristige genetische Effekte gegeben hat und immer noch gibt.

Der Trend der Totgeburtlichkeit in Deutschland ist konsistent mit den Trends in anderen Ländern. Außerdem steigt die Totgeburtlichkeit in Finnland bzw. in Deutschland langfristig mit der Dosis auf Gemeinde- bzw. auf Landkreisebene an (Dosis-Wirkung=Evidenz für Kausalität). Diese Situation ist konsistent mit anderen langfristigen genetischen Effekten wie Fehlbildungen (insbes. Down Syndrom) und sex ratio.

![](_page_53_Picture_9.jpeg)

![](_page_53_Picture_10.jpeg)

year	LB	SB
1980	865789	4954
1981	862100	4855
1982	861275	4409
1983	827933	4107
1984	812292	3803
1985	813803	3601
1986	848232	3547
1987	867969	3602
1988	892993	3474
1989	880459	3247
1990	905675	3202
1991	830019	2741
1992	809114	2660
1993	798447	2467
total	11876100	50669

![](_page_54_Picture_3.jpeg)