

Folgen von Fukushima

# Update: Säuglingssterblichkeit in Japan nach Fukushima

Von Alfred Körblein\*

**Im Jahre 2012 war die Säuglingssterblichkeit in den Präfekturen Fukushima und 6 benachbarten Präfekturen deutlich signifikant erhöht. Ein Maximum des Anstiegs zeigt sich um den Mai 2012. Damit könnte der Effekt auf den Verzehr von kontaminierten Lebensmitteln während der Erntezeit 2011 zurückzuführen sein.**

## Hintergrund

Die vorliegende Arbeit ist ein Update der Studie des Autors zur Säuglingssterblichkeit in der Fukushima-Region, die im Strahlentelex vom Februar 2014 veröffentlicht wurde [1]. Darin wurde die Säuglingssterblichkeit in einer vordefinierten Studienregion, in den Präfekturen Fukushima, Iwate, Miyagi, Gunma, Tochigi, Ibaraki und Chiba (siehe Abbildung 1), mit der Säuglingssterblichkeit im Rest von Japan verglichen. In den ersten 9 Monaten des Jahres 2012 wurde ein signifikanter Anstieg um 25 Prozent gefunden.

Die Studie basierte auf den Daten von 2002 bis 2012. Im September 2014 wurden die endgültigen Daten für das Jahr 2013 veröffentlicht. Mit den zusätzlichen Daten ist jetzt eine zuverlässigere Schätzung der Größe des Effekts möglich.

Monatliche Daten der Lebendgeburten und Säuglingssterblichkeit 2002 bis 2013 sind in japanischer Sprache verfügbar unter <http://www.e-stat.go.jp> [2]. Die Daten wurden, mit deutschen Überschriften versehen, von Masao Fukumoto als Excel-Dateien zur Verfügung gestellt.

## Trendanalyse

Nach der Reaktorkatastrophe von Tschernobyl kam es zu einem ersten Anstieg der Perinatalsterblichkeit im Januar/

Februar 1987, circa 9 Monate nach dem 26. April 1986 [3]. Die Jahresdaten zeigten einen Anstieg im Jahr 1987, aber nicht danach. Aufgrund der Tschernobyl-Erfahrung ist zu erwarten, dass eine mögliche Auswirkung des Reaktorunfalls in Fukushima auf die Säuglingssterblichkeit im Wesentlichen auf das Jahr 2012 begrenzt ist.

## Methodik

Um zu prüfen, ob sich die Säuglingssterblichkeit in der Studienregion im Jahr 2012 vom Trend der Daten von 2002 bis 2013 unterscheidet, wird eine gemeinsame logistische Regression der Daten in der Studienregion und der Kontrollregion (Japan ohne die Studienregion) durchgeführt. Die Zeitvariable *t* wird definiert als Kalendermonat minus 2000, ausgedrückt in Bruchteilen eines Jahres; zum Beispiel hat *t* im Januar 2002 den Wert  $2+1/24$  (Mitte Januar). Die Dummyvariablen *d12S*, *d12C* kennzeichnen die Daten des Jahres 2012 in der Studien- (S) und der Kontrollregion (C). Weitere Dummyvariable markieren die Daten der Studienregion (*study*) und den März 2011 in der Studienregion (*dmarS*) und in der Kontrollregion (*dmarC*). Das Produkt aus *t* und *study* (*tstudy*) berücksichtigt einen möglichen Unterschied im Trendparameter zwischen Studien- und Kontrollregion. Saisonale Schwankungen (Jahresgang) werden durch 11 Dummyvariable für die Monate Februar bis Dezember mo-

Tabelle 1: Ergebnisse der Trendanalyse

parameter	estimate	SE	t value	P value
(Intercept)	-5.6746	0.0224	-253.1	0.0000
t	-0.0329	0.0018	-18.38	0.0000
feb	-0.0070	0.0273	-0.255	0.7986
mar	-0.0014	0.0273	-0.053	0.9578
apr	0.0019	0.0269	0.071	0.9437
may	0.0143	0.0266	0.537	0.5915
jun	-0.0463	0.0272	-1.701	0.0901
jul	-0.1154	0.0272	-4.235	0.0000
aug	-0.1136	0.0273	-4.165	0.0000
sep	-0.1500	0.0276	-5.431	0.0000
oct	-0.0861	0.0272	-3.164	0.0017
nov	-0.0187	0.0272	-0.688	0.4920
dec	0.0301	0.0267	1.130	0.2596
study	0.0397	0.0164	2.412	0.0165
dmarS	0.6469	0.1383	4.677	0.0000
dmarC	0.1109	0.0758	1.462	0.1448
d12C	0.1792	0.0555	3.228	0.0014
d12S	-0.0184	0.0261	-0.707	0.4805

Tabelle 2: Ergebnisse der Auswertung der Odds Ratios mit Dummy für 2012

parameter	estimate	SE	t value	P value
$\beta_1$	0.0531	0.0167	3.178	0.0018
$\beta_2$	0.5227	0.1570	3.330	0.0011
$\beta_3$	0.1981	0.0607	3.264	0.0014

Tabelle 3: Ergebnisse der Auswertung der Odds Ratios mit glockenförmigem Zusatzterm

parameter	estimate	SE	t value	P value
$\beta_1$	0.0528	0.0167	3.171	0.0019
$\beta_2$	0.5229	0.1559	3.353	0.0010
$\beta_3$	0.3598	0.1130	3.184	0.0018
$\beta_4$	12.337	0.0781	158.0	0.0000
$\beta_5$	0.2137	0.0818	2.613	0.0100

delliert; der Januar ist Referenzmonat. Der Jahresgang wird für Studienregion und Kontrollregion als gleich vorausgesetzt.

Insgesamt erfordert das Regressionsmodell 19 Parameter. Es hat die folgende Form:  
 $y \sim t + feb + mar + apr + may + jun + jul + aug + sep + oct + nov + dec + study + tstudy + dmarS + dmarC + d12S + d12C$

## Ergebnisse

Das Modell erlaubt eine gute Anpassung an die Daten (Deviance=286,7 bei 269 Freiheitsgraden (df)). Die leichte Overdispersion (Deviance ist größer als die Zahl der Frei-

heitsgrade) wird durch die Verwendung des F-Tests anstelle des Chiquadrattests berücksichtigt, was im Statistikpaket R durch die Funktion `glm(family=quasibinomial)` statt `glm(family=binomial)` erreicht wird.

Da der Schätzer für *tstudy* sich nicht nennenswert von Null unterscheidet, (*tstudy*=-0,0028 ± 0,0059, P=0,586), kann *tstudy* im Regressionsmodell weggelassen werden. Das Ergebnis der Regression zeigt Tabelle 1.

Im Studiengebiet ist die Säuglingssterblichkeit im März 2011 signifikant um 91 Pro-

\* Dr. Alfred Körblein, [alfred.koerblein@gmx.de](mailto:alfred.koerblein@gmx.de)

zent erhöht ( $P < 0,0001$ ), vermutlich eine unmittelbare Auswirkung des Erdbebens und des Tsunami. Im Jahr 2012 zeigt sich ein deutlicher Anstieg um 20 Prozent in der Studienregion ( $P = 0,0014$ ) und ein Rückgang um 2 Prozent in der Kontrollregion ( $P = 0,480$ ).

Die Abbildungen 2 und 3 zeigen den Trend der Säuglingssterblichkeit in der Studien- und der Kontrollregion und die Trendlinien; die unteren Teilbilder zeigen jeweils die Abweichungen der Säuglingssterblichkeit von der Trendlinie, in Einheiten von Standardabweichungen (standardisierte Residuen). Fast alle Residuen liegen im Bereich von  $\pm 2$  Standardabweichungen; dies beweist die gute Anpassung des Regressionsmodells an die Daten.

### Alternativer Ansatz: Auswertung der odds ratios

Die Anzahl der Parameter kann stark reduziert werden, wenn das Verhältnis der Raten der Säuglingssterblichkeit in der Studienregion zu den Raten in der Kontrollregion analysiert wird. Saisonale Effekte fallen dann weg. Die Dummyvariablen  $dmar11$  und  $d2012$  werden verwendet, um die Effekte im März 2011 im Jahr 2012 zu schätzen.

Aus rechentechnischen Gründen werden die Chancenverhältnisse (odds ratio, OR) statt der Ratenverhältnisse ausgewertet. Die Chancen (odds) sind definiert als  $p/(1-p)$ , wobei  $p = ID/LB$  die Rate der Säuglingssterblichkeit ist. Hier ist ID die Anzahl der gestorbenen Säuglinge und LB die Zahl der Lebendgeburt. OR ist das Verhältnis der odds in der Studienregion zu den odds in der Kontrollregion.

Wenn bei der Analyse die OR logarithmiert werden, vereinfacht sich die Berechnung der Varianzen, welche für eine gewichtete Regression benötigt werden. Die Varianzen

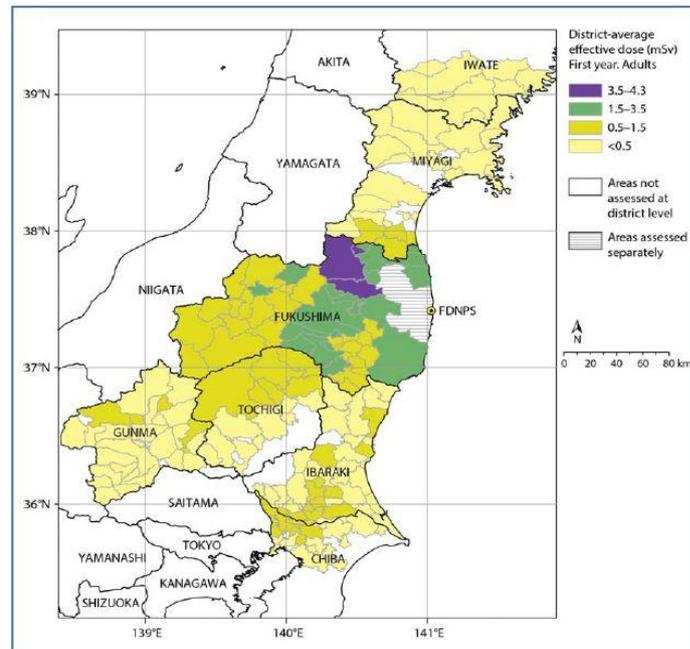


Abbildung 1: Mittlere effektive Dosis auf Gemeindeebene (mSv) im ersten Jahre nach Fukushima in der Studienregion (Präfekturen Fukushima, Iwate, Miyagi, Gunma, Tochigi, Ibaraki und Chiba). Quelle: UNSCEAR

haben dann die folgende einfache Form:  

$$\text{var} = 1/ID0 + 1/(LB0-ID0) + 1/ID1 + 1/(LB1-ID1)$$

Der Index 1 kennzeichnet die Studienregion und Index 0 (null) die Kontrollregion. Das Regressionsmodell benötigt statt 18 nur mehr 3 Parameter:  

$$y \sim \beta_1 + \beta_2 \times dmar11 + \beta_3 \times d2012,$$

$$\text{weights} = 1/\text{var}$$

Dabei ist  $y = \ln(\text{OR})$ , und  $\beta_1$  bis  $\beta_3$  sind Parameter.

Tabelle 2 enthält die Ergebnisse der Analyse. Der Effekt im März 2011 ist wieder hochsignifikant ( $P = 0,001$ ) und die Erhöhung der OR im Jahr 2012 beträgt 21 Prozent ( $P = 0,0014$ ). Der Anstieg bedeutet 64 zusätzlich im Jahr 2012 gestorbene Säuglinge.

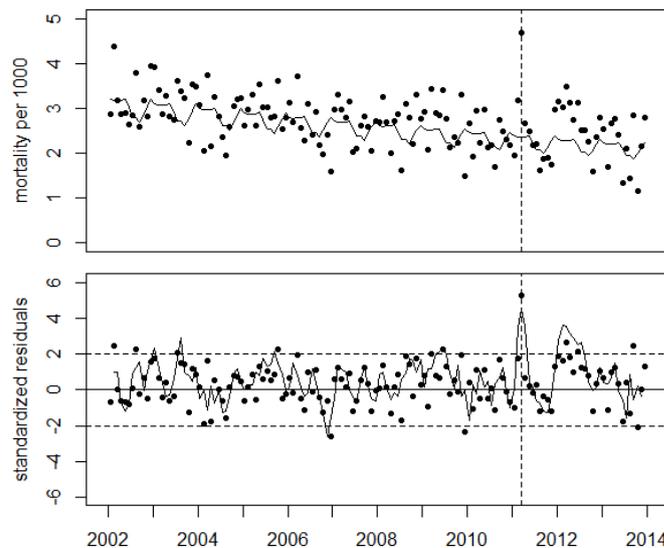


Abbildung 2, oben: Trend der monatlichen Raten der Säuglingssterblichkeit in der Studienregion und Regressionslinien. Unten: Abweichungen der Säuglingssterblichkeit vom erwarteten Verlauf in Einheiten von Standardabweichungen (standardized residuals). Durchgezogene Linie: Gleitender Dreimonats-Mittelwert. Die senkrechten Linien kennzeichnen den März 2011.

Nach dem Unfall von Tschernobyl wurden in Deutschland Peaks der Perinatalsterblichkeit beobachtet, die mit dem zeitlichen Trend der Cäsiumbelastung während der Schwangerschaft korrelierten. Über die Cäsiumbelastung bei schwangeren Frauen aus der Region Fukushima ist leider wenig bekannt. Um die Lage und Breite des Effekts genauer zu bestimmen, wird anstatt der Dummyvariablen für 2012 ein glockenförmiger Zusatzterm (Normalverteilung) im Regressionsmodell verwendet.

Die Regressionsfunktion ist jetzt nicht-linear und hat die folgende Form:

$$y \sim \beta_1 + \beta_2 \times dmar11 + \beta_3 / t / \exp((t - \beta_4)^2 / 2 / \beta_5^2),$$

$$\text{weights} = 1/\text{var}$$

mit den Parametern  $\beta_1$  bis  $\beta_5$ .

Das Modell erlaubt eine gute Anpassung an die Daten (Deviance=147,4; df=139). Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der Regression.

Um die Signifikanz des glockenförmigen Zusatzterms zu ermitteln, wird ein F-Test mit (3;139) Freiheitsgraden verwendet. Er ergibt  $P = 0,0029$ , der Effekt ist also deutlich signifikant. Abbildung 4 zeigt die monatlichen Odds Ratios und darunter die Abweichungen der Odds Ratios vom erwarteten Trend. Das Maximum errechnet sich im Mai 2012 ( $t = \beta_4 = 12,34$ ), die Standardabweichung beträgt  $\beta_5 = 0,214$  Jahre, und die Säuglingssterblichkeit ist im Maximum um 43 Prozent erhöht ( $\exp(\beta_3) - 1 = 43\%$ ).

### Diskussion

Die Tatsache, dass die Säuglingssterblichkeit ein Maximum im Mai 2012 annimmt, mehr als ein Jahr nach dem Unfall in Fukushima, deutet darauf hin, dass die Zunahme eine Folge der internen und nicht der externen Strahlenexposition ist. In Deutschland folgten die Maxima der Perinatalsterblichkeit den Maxima der Cäsiumbelastung von schwangeren Frauen mit einer

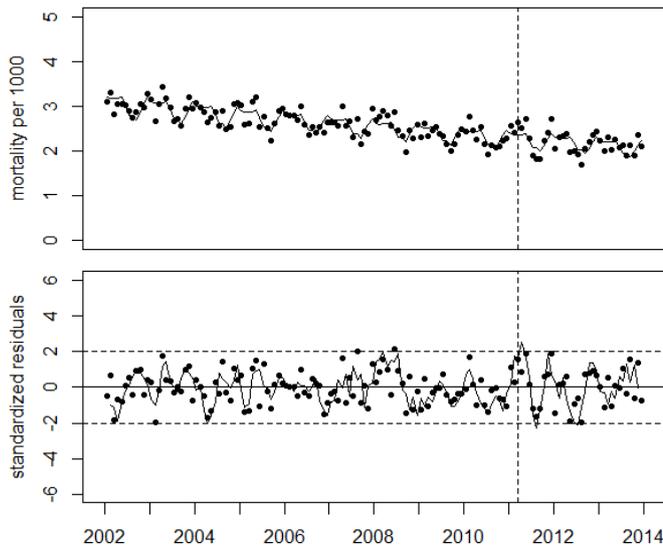


Abbildung 3, oben: Trend der monatlichen Raten der Säuglingssterblichkeit in Japan ohne die Studienregion (Kontrollregion). Unten: Standardisierte Residuen (standardized residuals). Durchgezogene Linie: Gleitender Dreimonatsmittelwert.

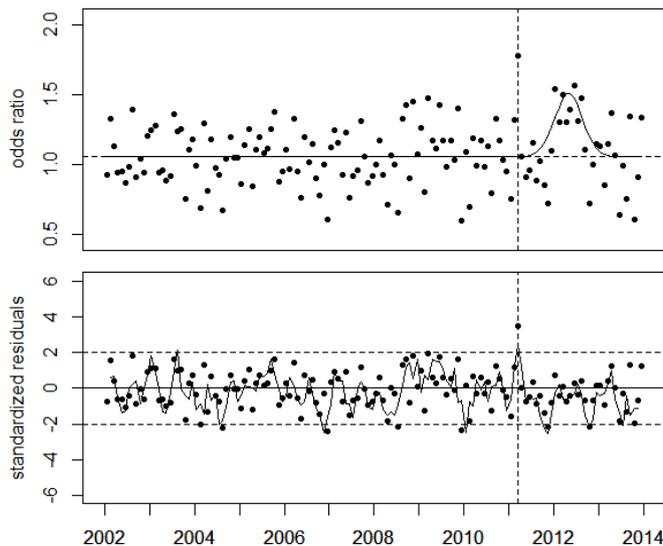


Abbildung 4, Bild oben: Verhältnis der Raten der Säuglingssterblichkeit in der Studienregion zu den Raten in der Kontrollregion und Regressionslinie. Bild unten: Standardisierte Residuen und gleitender Dreimonatsmittelwert.

Zeitverzögerung von sieben Monaten [3]. Geht man vom Mai 2012 sieben Monate zurück, so kommt man zum Oktober 2011, dem Ende der Erntezeit. Damit könnte die erhöhte Säuglingssterblichkeit in der Region Fukushima durch den Verzehr von kontaminierten Lebensmitteln im Herbst 2011 verursacht sein.

1. Körblein, A.: Erhöhte Säuglingssterblichkeit und Rückgang der Geburtenrate in Japan nach Fukushima. Strahlentelex (2014)

- 650-651:7-9.  
[www.strahlentelex.de/Stx\\_14\\_650-651\\_S07-09.pdf](http://www.strahlentelex.de/Stx_14_650-651_S07-09.pdf)  
 English version:  
[http://www.strahlentelex.de/Koerblein\\_infant%20mortality%20after%20Fukushima.pdf](http://www.strahlentelex.de/Koerblein_infant%20mortality%20after%20Fukushima.pdf)  
 2. <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001028897>  
 3. Körblein A, Küchenhoff H. Perinatal mortality in Germany following the Chernobyl accident. Radiat Environ Biophys. 1997 Feb;36(1):3-7. ●

Epidemiologie

Verlorene Mädchen

Die Veröffentlichung einer Stellungnahme der SSK wird verzögert

Die Strahlenschutzkommission der Bundesregierung (SSK) hat jetzt im Oktober 2014 eine Stellungnahme zum möglichen Einfluss von Strahlung auf das Geschlechterverhältnis (Jungen zu Mädchen) Neugeborener verabschiedet. Das ließ die Bundesumweltministerin Barbara Hendricks (SPD) in einer Pressemitteilung vom 22. Oktober 2014 anlässlich des 40-jährigen Bestehens der SSK mitteilen. Während es zunächst noch hieß, diese Stellungnahme werde zeitnah auf der SSK-Homepage veröffentlicht, soll dies nun laut einer Mitteilung vom 28. Oktober 2014 unter dem Titel „Einflussfaktoren auf das Geschlechterverhältnis der Neugeborenen unter besonderer Beachtung der Wirkung ionisierender Strahlung“ erst im Dezember 2014 geschehen.

In den Jahresberichten 2012 und 2013 der SSK war dazu vermerkt: „In der Fachöffentlichkeit wird immer wieder intensiv der Zusammenhang zwischen dem Geschlechterverhältnis von Neugeborenen und der Exposition mit ionisierender Strahlung diskutiert. Das BMU hat in Folge dessen in einem Beratungsauftrag um eine grundsätzliche Stellungnahme zu den wissenschaftlichen Untersuchungsergebnissen über die Einflussfaktoren auf das Geschlechterverhältnis bei Neugeborenen gebeten. Dabei sollte insbesondere die Wirkung ionisierender Strahlung betrachtet werden. Für diese Aufgabe wurde eine Arbeitsgruppe eingesetzt, die in bisher fünf Sitzungen [lt. Jahresbericht 2013; Anm. d. Red.] einen Entwurf erarbeitet hat, der dem Ausschuss „Strahlenrisiko“ der SSK vorgelegt

wurde.“ Offenbar stieß die von der SSK beschlossene Fassung jetzt in Verwaltung und/oder Politik auf Widerspruch und muß nun „überarbeitet“ werden, vermuten Beobachter.

Scherb und Kollegen hatten unter anderem Veränderungen im Geschlechterverhältnis auch in der Umgebung des Zwischenlagers Gorleben nachgewiesen. Seit einem Fachgespräch im März 2012 befaßt sich auch die SSK mit diesem Thema. Meist wird bei Risikobetrachtungen lediglich die mögliche Freisetzung radioaktiver Stoffe durch Terrorangriffe gesehen. Daß bei der Zwischenlagerung insbesondere von abgebrannten Brennelementen auch Neutronenstrahlung freigesetzt wird, die von den Lagerbehältern nicht abgeschirmt wird, bleibt dagegen meist unberücksichtigt.

Hagen Scherb, Kristina Voigt, Ralf Kusmierz: Human Birth Odds (SO) in Lower Saxony (LS) around the TBL (Transportbehälterlager für Castoren – nuclear storage site) Gorleben Spatialtemporal situation, 7/28/2011, [http://www.helmholtz-muenchen.de/fileadmin/ICB/biostatistics\\_pdfs/scherb/GeschlechtserhaeltisKernaussagenFachgespraechBundestag7.4.2014.pdf](http://www.helmholtz-muenchen.de/fileadmin/ICB/biostatistics_pdfs/scherb/GeschlechtserhaeltisKernaussagenFachgespraechBundestag7.4.2014.pdf)  
 Ralf Kusmierz, Kristina Voigt, Hagen Scherb: Veränderte geburtliche Geschlechterverteilung in der Umgebung kerntechnischer Anlagen, Strahlentelex 574-575 v. 2.12.2010, S.2-5, [www.strahlentelex.de/Stx\\_10\\_574\\_S02-07.pdf](http://www.strahlentelex.de/Stx_10_574_S02-07.pdf), [www.strahlentelex.de/Stx\\_11\\_590\\_S17.pdf](http://www.strahlentelex.de/Stx_11_590_S17.pdf)  
 Ralf Kusmierz: Weshalb Zwischenlager Radioaktivität freisetzen. Strahlentelex 616-617 v. 6.9.2012 S. 1-4, [http://www.strahlentelex.de/Stx\\_12\\_616\\_S01-04.pdf](http://www.strahlentelex.de/Stx_12_616_S01-04.pdf) ●