Niedersächsisches
Landesgesundheitsamt

Umwelt und Gesundheit

Veränderungen beim sekundären Geschlechterverhältnis in der Umgebung des Transportbehälterlagers Gorleben ab 1995

Analysen auf Basis der Geburtsstatistiken der Bundesländer Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen-Anhalt sowie Niedersachsen

Niedersachsen

Das sekundäre Geschlechterverhältnis in Umgebung des TBL Gorleben

Herausgeber:

Niedersächsisches Landesgesundheitsamt
Roesebeckstr. 4 – 6
30449 Hannover

September 2011; überarbeitete Version

Erstellt von:
M. Hoopmann
K. Maaser

0 Zusammenfassung

Das „Geschlechterverhältnis bei Geburt“ von Jungen- zu Mädchengeburten oder auch „sekundäres Geschlechterverhältnis“ liegt deutschlandweit bei 1,055. Demgegenüber beschreibt das primäre Geschlechterverhältnis das Verhältnis der (zukünftigen) Jungen und Mädchen zum Zeitpunkt der Befruchtung; dieses Verhältnis liegt bei 1,3. Ein zuungunsten der Mädchen verschobenes sekundäres Geschlechterverhältnis kann vom Grundsatz her durch „verringerte Mädchengeburten“ oder „vermehrte Jungengeburten“ verursacht sein.

Im Februar 2011 sind Statistiken bekannt geworden, wonach das sekundäre Geschlechterverhältnis in der Nähe des Transportbehälterlagers, kurz TBL, Gorleben seit seiner Inbetriebnahme deutlich zuungunsten der Mädchen verschoben sei; dies würde auf eine verringerte Geburtenhäufigkeit bei Mädchen hinweisen („verlorene Mädchen“).

Das NLGA wurde in Folge der auf die Veröffentlichungen folgenden Diskussionen[1] im April 2011 sowohl vom Sozialministerium wie vom Landkreis Lüchow-Dannenberg gebeten, eine Stellungnahme zu den entsprechenden Auswertungen zu erstellen sowie darüber hinaus ergänzende Auswertungen auf Basis der Geburtsstatistiken der nicht-niedersächsischen Gemeinden in der Umgebung zum TBL Gorleben durchzuführen. Damit waren folgende statistische Fragestellungen verbunden:

- Lassen sich die für die niedersächsischen Gemeinden angeführten Statistiken replizieren?
- Zeigt sich ein ähnliches Bild für die benachbarten Gemeinden außerhalb von Niedersachsen?

Die im Internet verfügbaren Analysen ließen sich weitgehend anhand der online verfügbaren gemeindespezifischen Geburtsstatistiken aus Niedersachen replizieren: Hiernach liegt für ein um das TBL Gorleben definiertes Untersuchungsgebiet, das ungefähr einen 40 km – Radius abdeckt, ein zum 5%-Niveau statistisch signifikanter Unterschied beim Vergleich der Zeiträume „1971 bis 1995“ und „1996 bis 2009“ im sekundären Geschlechterverhältnis mit 1,0167 versus 1,0908 vor. Auch die Ergebnisse linearer Modelle, bei denen ein Trendwechsel ab 1995 modelliert wurde, konnten nachgebildet werden.

Für die zweite Fragestellung wurden entsprechende gemeindespezifische Geburtsstatistiken der Bundesländer Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern und Sachsen-Anhalt ab 1991 angefordert und unter Berücksichtigung zurück liegender Gemarkungsreformen aufgearbeitet. Das neue Untersuchungsgebiet besteht aus den Gemeinden, die maximal ca. 35 km vom TBL Gorleben entfernt liegen und bei den vorangegangenen rein niedersächsischen Analysen nicht berücksichtigt worden waren. Auf Basis dieser neuen Daten wurden zwei Nullhypothesen jeweils zum Signifikanzniveau von 5% geprüft; die Alternativhypothesen dabei sind:

I. (Interne Betrachtung:) Es gibt einen Niveausprung ab 1996.

II. (Externe Betrachtung:) Es liegt ein erhöhtes sekundäres Geschlechterverhältnis im Vergleich zu bundesweitern Referenzzahlen ab 1996 vor.

Insgesamt lagen für den Zeitraum 1991 bis 1995 7.158 Geburten vor, das Geschlechterverhältnis beträgt 1,012; für den Zeitraum 1996 – 2009 beträgt demgegenüber bei insgesamt 19.760 Geburten das Verhältnis 1,094. Damit sind beide Nullhypothesen zur vorgegebenen Irrtumswahrscheinlichkeit abzulehnen. Seit 1996 liegt somit auch außerhalb

[1] Z.B. Anfrage auf der 104. Plenarsitzung des Landtages am 14.04.2011 vom MdL K. Herzog: „Gibt es einen Zusammenhang zwischen dem Betrieb des Lagers für schwach- und mittelradioaktiven Atommüll in Gorleben und der signifikant verringerten Geburtenrate von Mädchen in der Umgebung der Gorlebener Atomanlagen?!“

von Niedersachsen im Umkreis um das TBL Gorleben ein erhöhtes sekundäres Geschlechterverhältnis vor.

Allerdings können keine plausiblen Gründe für diese Verschiebung auf Basis der wissenschaftlichen Literatur zu diesem Thema benannt werden: In einem in 2011 veröffentlichten Review zum Einfluss möglicher Umweltkontaminanten auf das sekundäre Geschlechterverhältnis wird unter anderem auch die Evidenz des Einflusses ionisierender Strahlung auf das Geschlechterverhältnis bei Geburt auf Basis der bestehenden wissenschaftlichen Literatur diskutiert, wobei die Ergebnisse verschiedener ökologischer Studien wie auch Querschnittstudien zu verschiedenen Expositionsformen gegenüber ionisierender Strahlung als nicht konsistent eingestuft werden. Aber auch wenn man dazu abweichend ionisierende Strahlung als möglichen Einflussfaktor für ein erhöhtes sekundäres Geschlechterverhältnis ansieht, scheidet dieser Erklärungsansatz aus, da keine nennenswerte Zusatzbelastung in der genannten Umgebung des TBL Gorleben für den Untersuchungszeitraum vorlag.

Grundsätzlich gibt es wenige gesicherte oder wahrscheinliche individuelle Einflussgrößen auf das sekundäre Geschlechterverhältnis. Aber auch mögliche gesellschaftliche Einflüsse, wie sie etwa im Rahmen der „ökonomischen Stress-Hypothese“ diskutiert werden, wonach in Zeiten bzw. in Regionen mit ökonomischer Depression oder hoher Arbeitslosigkeit das sekundäre Geschlechterverhältnis sinkt, sind nicht hinreichend gesichert.

Somit liegt zwar mit hoher statistischer Sicherheit ein verändertes sekundäres Geschlechterverhältnis um das TBL Gorleben vor, jedoch ist eine Diskussion um mögliche Ursachen rein spekulativ.

1 Vorangegangene Analysen zum Geschlechterverhältnis der Neugeborenen um das TBL Gorleben

Gemäß der Zeitungsartikel (z.B. FR vom 24.02.11) wird ausgesagt, dass die in den drei Gemeinden Gorleben, Höhbeck und Trebel ab 1996 geborenen Kinder in ihrem Geschlechterverhältnis von 120 Jungen zu 111 Mädchen, d.h. einem Wert von 1,081, statistisch signifikant von dem bundesweiten Verhältnis von 1,055 abweiche.

In der Jungen Welt vom 24.02.11 wird darüber hinaus angegeben, wie die Geburten zwischen 1971 und 1995 verteilt gewesen seien, und zwar 266 Jungen- gegenüber 294 Mädchengeburten.

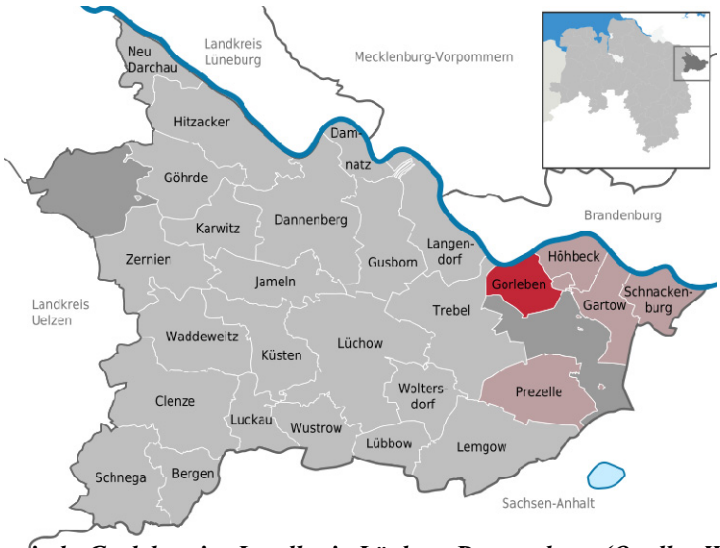

Abbildung 1.1: Die Gemeinde Gorleben im Landkreis Lüchow-Dannenberg (Quelle: Wikimedia Commons; http://de.wikipedia.org/wiki/Datei:Gorleben_in_DAN.svg. Version: 28.10.10)

Die in den Tageszeitungen publizierten Statistiken beziehen sich nur auf einen Teil der von einer Arbeitsgruppe um Herrn Dr. Scherb und Herrn Kusmierz durchgeführten Analysen zum Geburtenverhältnis um Gorleben. Diese Analysen wiederum basieren auf den online abrufbaren Daten vom Landesbetrieb für Statistik und Kommunikationstechnologie Niedersachsen (LSKN) zu gemeindespezifischen Geburtsstatistiken, insbesondere gingen nur niedersächsische Daten in die Analysen ein. Die Unterscheidung der Zeiträume „bis 1995" bzw. „ab 1996" ist darin begründet, dass die Einlagerung in das TBL Gorleben 1995 begann, so dass etwaige Effekte auf das Geburtenverhältnis erst (nach schwangerschaftsbedingtem Verzug) ab 1996 auftreten könnten.

Im Internet finden sich zwei Quellen[2], die die in der Tagespresse auszugsweise zitierten Auswertungen näher beschreiben:

- Q1: Eine rund einseitige Darstellung von Herrn Kusmierz vom Februar 2011 zu seinen Auswertungen. Hierbei wurden die Nachbargemeinden mit zunehmender Entfernung von dem TBL Gorleben in drei Zonen unterteilt. Hiernach liegt ein statistisch signifikanter Unterschied für das komplette Untersuchungsgebiet (niedersächsische Gemeinden in bis zu 40 km –Entfernung zum TBL Gorleben) beim Geburtenverhältnis zwischen den Zeiträumen „bis (einschl.) 1995" und „ab 1996" vor.
- Q2: Ein so genanntes „FactSheet" von Herrn Dr. Scherb in zwei Versionen vom 28.02.2011 bzw. 03.08.2011. In der ersten Version, auf die sich dieser Bericht vor allem bezieht, waren die Gemeinden nicht explizit benannt, wohl aber die Geburtenhäufigkeiten in verschiedenen Radien um das TBL.

2 Zielsetzung

Bei den Re- und ergänzenden Analysen sind folgende Fragen zu beantworten:

1.) Replikation und Diskussion der gewählten Verfahren: Lassen sich die in den o.g. Papieren genannten (deskriptiven) Statistiken replizieren? Wie stark hängen die Signifikanzaussagen von den Modellannahmen bzw. von dem gewählten Untersuchungsgebiet / -zeitraum ab?

2.) Transfer: Zeigt sich ein ähnliches Bild für die benachbarten Gemeinden außerhalb von Niedersachsen?

Das nähere Vorgehen sowie die Ergebnisse dieser Fragestellungen sind in den Kapiteln 3 und 4 dargestellt.

3 Replizierung der bisherigen Auswertungen

3.1 Replikation und Diskussion der Statistiken von Herrn Kusmierz

Das Untersuchungsgebiet [s. Abb. 3.1] wurde in drei Entfernungszonen eingeteilt, wobei diese aus den in der Tabelle 3.1 aufgelisteten Gemeinden zusammengesetzt sind. Die niedersächsische Gemeinde Amt Neuhaus wurde dabei nicht berücksichtigt, da sie erst seit 1993 aus einem Zusammenschluss von vormals mecklenburg-vorpommerschen Gemeinden neu gegründet worden war.

[2] Link: siehe Anhang (Kapitel 7.1).

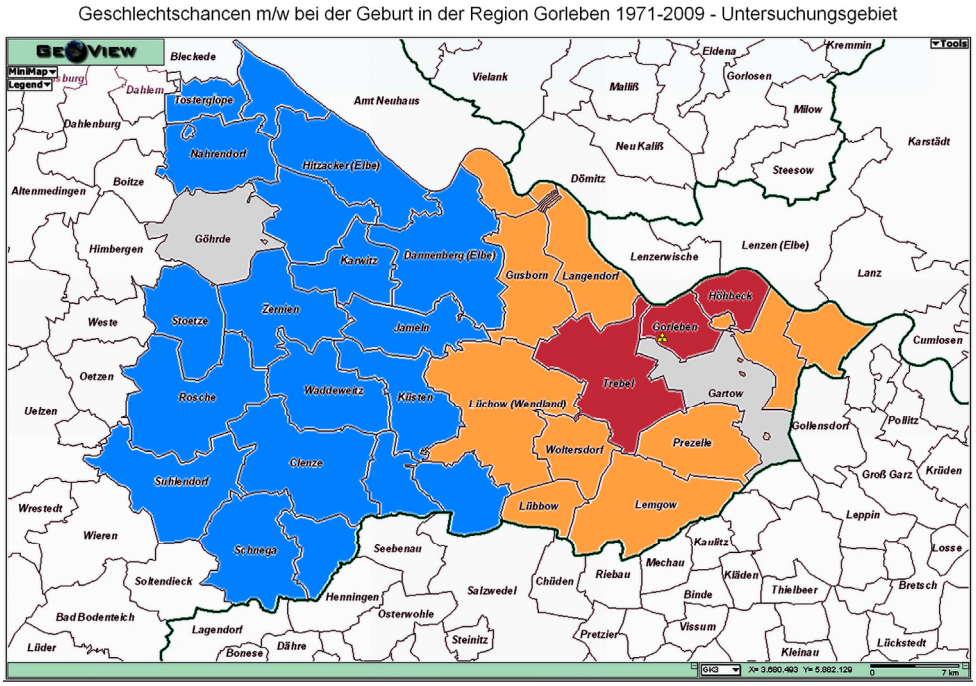

Abbildung 3.1: Untersuchungsgebiet der Analysen von Kusmierz, 2011 (Quelle: Q1)

Tabelle 3.1: Übersicht der berücksichtigten Gemeinden Niedersachsen mit Gemeindekennziffern (GKZ)

Gemeinde	*Entfernungszone vom TBL Gorleben*	*GKZ*
Gorleben	A	03 354 007
Höhbeck	A	03 354 010
Trebel	A	03 354 023
Damnatz	B	03 354 003
Gartow	B	03 354 005
Gusborn	B	03 354 008
Langendorf	B	03 354 014
Lemgow	B	03 354 015
Lübbow	B	03 354 017
Lüchow	B	03 354 018
Prezelle	B	03 354 020
Schnackenburg	B	03 354 021
Woltersdorf	B	03 354 025
Bergen	C	03 354 001
Clenze	C	03 354 002
Dannenberg	C	03 354 004
Göhrde	C	03 354 006
Hitzacker	C	03 354 009
Jameln	C	03 354 011
Karwitz	C	03 354 012
Küsten	C	03 354 013
Luckau	C	03 354 016
Nahrendorf	C	03 355 025
Neu Darchau	C	03 354 019
Rosche	C	03 360 018
Schnega	C	03 354 022
Stoetze	C	03 360 022
Suhlendorf	C	03 360 024
Tosterglope	C	03 355 037
Waddeweitz	C	03 354 024
Wustrow	C	03 354 026
Zernien	C	03 354 027

Die Geburtsstatistiken der drei Teilzonen für die Jahre 1971 bis 1995 bzw. 1996 bis 2009 waren problemlos zu reproduzieren. In den Zonen wurden folgende Geburten registriert:

Tabelle 3.2: Geburten und sekundäre Geschlechterverhältnisse im Untersuchungsgebiet nach Kusmierz

		1971 – 1995	1996 – 2009
Zone A	Geburten insgesamt	560	231
	Jungengeburten	266	120
	Geschlechterverhältnis Jungen zu Mädchen	0,9048	1,0811
Zone B	Geburten insgesamt	4328	2058
	Jungengeburten	2190	1091
	Geschlechterverhältnis Jungen zu Mädchen	1,0243	1,1282
Zone C	Geburten insgesamt	8912	4364
	Jungengeburten	4501	2260
	Geschlechterverhältnis Jungen zu Mädchen	1,0204	1,0741
Zone A - C	Geburten insgesamt	13800	6653
	Jungengeburten	6957	2260
	Geschlechterverhältnis Jungen zu Mädchen	1,0167	1,0908

Das sogenannte „sex odds ratio“, kurz SOR, der als Quotient der beiden sekundären Geschlechterverhältnisse „nach 1995“ und „bis einschl. 1995“ definiert wurde, konnte ebenfalls repliziert werden. Ebenso wurden die entsprechenden p-Werte für zweiseitige Vergleiche, ob die SOR gleich eins bzw. ob die sekundären Geschlechterverhältnisse „bis 1995“ bzw. „nach 1995“ identisch seien, bestätigt [Tabelle 3.3].

Tabelle 3.3: „Sex odds ratio“ für die einzelnen Zonen

Zone	„Sex odds ratio“ [SOR]	P – Wert: erhöhtes SOR
A	1,1949	0,2554
B	1,1014	0,0716
C	1,0527	0,1650
A + B	1,1124	0,0357
A + B + C	1,0729	0,0184

Die p-Werte beziehen sich dabei auf einen einzelnen Vergleich; es erfolgte keine Kontrolle der Anzahl der durchgeführten Vergleiche in Richtung einer Gesamtirrtumswahrscheinlichkeit [„multiple Vergleiche“].

Weiterhin heißt es bei Kusmierz, 2011, dass mit zunehmender Nähe zum TBL Gorleben der relative Jungenüberschuss signifikant zunehme. Eine entsprechende Statistik ist allerdings nicht genannt. Bei drei stetigen Werten ist ein steigender Verlauf (von C über B nach A) einer von lediglich vier möglichen Verläufen, so dass ein „signifikanter Trend“ allein von den zu den Teilzonen aggregierten Werten an sich nicht abgleitet werden kann.
Um die mögliche Abhängigkeit des „sex odds ratio“ von den drei Subzonen A, B oder C zu modellieren, wurden für alle 32 Gemeinden die gemeindespezifischen SOR berechnet und im Rahmen einer einfachen Varianzanalyse (gewichtet mit der Gesamtgeburtenzahl) der Faktor Teilzone überprüft. Dieser erwies sich als nicht signifikant (p-Wert: 0,56). Insofern kann nicht davon gesprochen werden, dass sich die Gemeinden gemäß ihrer Teilzoneneinteilung im SOR signifikant unterscheiden.

Keine Aussage wurde bei Kusmierz dahingehend getroffen, ob das sekundäre Geschlechterverhältnis nach 1996 sich vom bundesweiten bzw. niedersächsischen Referenzwert von 1,055 unterscheide. Dies ist nicht der Fall, insofern liegt kein erhöhtes sekundäres Geschlechterverhältnis vor, allein der Sprung in 1996 ist auffällig.

Insgesamt lassen sich die berechneten SOR sowie die Hauptaussagen replizieren, weitergehende statistische Aussagen jedoch nicht.

3.2 Replikation und Diskussion des „FactSheet“

Da der ursprüngliche Bericht vor der Veröffentlichung des zweiten FactSheet abgeschlossen wurde, bezieht sich die Replikation zunächst auf das „FactSheet“ vom 28.02.2011, das aus zwei Folien bestand und inzwischen über das Internet nicht mehr abrufbar ist:

Folie 1 zeigte dabei den Quotienten aus den beiden Geschlechterverhältnissen bei Geburt („Sex odds ratio“) von „1971 – 1995“ bzw. „1996 – 2009“ für niedersächsische Gemeinden, die sich in verschiedene Radien, von „bis zu 10 km“ hin zu „bis zu 100 km“, um das TBL Gorleben befinden. Dabei waren auch die Geburtenzahlen (Jungen / Mädchen), bezogen auf die einzelnen Radien um das TBL Gorleben, für die Zeiträume „1971 – 1994“ sowie „ab 1995“ tabellarisch wiedergegeben. Unter anderem waren auch Geburtenzahlen im 40 km-Radius um das TBL angegeben: Sie betrugen bis einschl. 1994 insgesamt 12.019 Geburten (davon 6068 Jungen), sowie für den Zeitraum „1995 – 2009“ 7.029 Geburten (davon 3650 Jungen).
Folie 2 zeigt für den um das TBL Gorleben gewählten Radius von 35 km die sekundären Geschlechterverhältnisse für die Jahre 1971 bis 2009. Dabei wurde ein zunächst einfacher linearer Trend ab 1971 eingezeichnet, der in 1995 nach oben hin abknickt (→ stückweise Regression). Der modellierte Knick in 1995 („change point“) wurde mit einem p-Wert von 0,0188 angegeben.

Die Replikation der auf den beiden Folien dargestellten Ergebnisse erwies sich zunächst als schwieriger, konnte aber über eine schrittweise Ausweitung eines zunächst enger definierten Untersuchungsgebietes gelöst werden:

Dabei waren zunächst mögliche unterschiedliche Festlegungen, unter welchen Bedingungen sich eine Gemeinde innerhalb eines vorgegebenen Radius um das TBL Gorleben befindet, zu berücksichtigen. Schließlich gibt es verschiedene Möglichkeiten festzulegen, ob sich eine Gemeinde im Radius eines Punktes [hier: TBL Gorleben] befindet:

- A: Das komplette Gemeindegebiet befindet sich im Radius.
- B: Lediglich ein Teil der Gemeinde befindet sich im Radius.
- C: Der „Gemeindemittelpunkt“ bzw. eine festgelegte Gemeindekoordinate befindet sich im Radius. Entsprechende Gemeindekoordinaten sind in AKTIS bereit gestellt.

Die Antwort auf eine entsprechende Rückfrage des Sozialministerium vom 07.04.11 bei Herrn Dr. Scherb ergab, dass die dritte Alternative herangezogen wurde.

Der 40 km-Radius, auf den in der Folie 1 Bezug genommen ist, entspricht im Wesentlichen dem Untersuchungsgebiet bei Kusmierz (Zonen A + B + C), allerdings ohne die Gemeinden Rosche, Tostenglope sowie Suhlendorf. Zudem wurde hier aber auch die erst seit 1993 bestehende Gemeinde Amt Neuhaus berücksichtigt. Anders als bei Kusmierz („bis 1995“ versus „ab 1996“) wurde allerdings die Beobachtungsreihe um ein Jahr verschoben in „vor 1995“ und „1995 und danach“ unterteilt.

Allein die Gemeinden Neu Darchau, Schnega, Nahrendorf sowie Stoetze liegen dabei nicht im engeren 35-km-Radius (Folie 2).

Tabelle 3.4: Replikation der Geburtenstatistiken bei Scherb (Folie 1)

	„bis einschl. 1994“		„ab 1995“	
Scherb, 2011	m	w	m	w
Geburten bis 40 km:	6068	5951	3650	3379
Eigene Berechnung: Geburten aus..				
Gemeinden im 35 km-Radius	5492	5361	3051	2824
Übrige Gemeinden bis 40 km-Radius	545	565	313	294
Zusätzlich: Amt Neuhaus	31	25	286	261

Die Folie 2, insbesondere die Lage der Punkte, ließ sich ebenfalls replizieren. Die Herleitung des angegebenen p-Wertes gelang hingegen nur näherungsweise:

Die Folie 2 legte zunächst die Verwendung des folgenden Regressionsmodell für das Verhältnis von Jungen- zu Mädchengeburten j_t/m_t mit der Indikatorvariable $I_{t > 1994}$ nahe[3]:

$$E(f(j_t / m_t)) = \alpha + ß * t + \gamma * (t - 1994) * I_{t > 1994}, \qquad t = 1971 \ldots 2009$$

Dabei verweist Scherb, 2011, selbst auf eine Schätzung im Rahmen eines logistischen Regressionsmodells, i.e. mit π_t = Wahrscheinlichkeit einer Jungengeburt, dürfte das zu Grunde gelegte Modell bei der betrachteten Untersuchungsregion lauten:

$$\ln(\pi_t / (1 - \pi_t)) = \alpha + ß * t + \gamma * (t - 1994) * I_{t > 1994}, \qquad t = 1971 \ldots 2009.$$

Beim logistischen Regressionsmodell werden für die einzelnen Geburten, die quasi aus den gemeindebezogenen Geburtsstatistiken abgeleitet wurden, das bernoulli-verteilte Ereignis „männliches Geschlecht" betrachtet. Die Annahme von statistisch unabhängigen Beobachtungen wäre zwar im Falle von Mehrlingsgeburten formal nicht unbedingt gegeben, doch ist diese (marginale) Verletzung der Annahme von „unabhängigen, identisch verteilten" Beobachtungen für die Schätzung als irrelevant anzunehmen. Die Schätzung der Regressionskoeffizienten erfolgt über eine iterative Maximum-Likelihood-Schätzung. Die von den Statistikprogrammen bei der Modellschätzung angegebenen Inferenzstatistiken, wie p-Werte oder Konfidenzintervalle für die Trendparameter, sind in der Regel approximativ.

Alternativ dazu könnte aber auf dieser Aggregationsstufe auf Grund der raschen Approximation der Binomialverteilung durch eine Normalverteilung selbst die an sich auf den Wertebereich [0; 1] beschränkte relative Häufigkeit einer Jungengeburt im Rahmen einer gewichteten bzw. verallgemeinerten linearen Regression betrachtet werden. Schließlich gelten unter der Normalverteilungsannahme die entsprechenden Inferenzstatistiken exakt und die Schätzung erfolgt über den Kleinste-Quadrate [KQ] – Ansatz in geschlossener Form.

Auch das sekundäre Geschlechterverhältnis kann unmittelbar in ein Regressionsmodell übertragen werden. Da im Gegensatz zur Wahrscheinlichkeit einer Jungengeburt das Geschlechterverhältnis (mit einem theoretischen Wertebereich von Null bis unendlich) allerdings schief verteilt ist, wird dabei das logarithmierte Verhältnis („Log-odds") betrachtet. Auch hier gilt die Normalverteilungsannahme approximativ.

Bei den Schätzungen im Rahmen der beiden letzt genannten linearen Regressionsmodelle sind die Beobachtungen, i.e. die beobachteten sekundären Geschlechterverhältnisse in den einzelnen Jahren, geeignet zu gewichten. Eine binomial verteilte Zufallsgröße,

$$X \sim \mathcal{B}(n, p), \quad \text{hat die Varianz}^4 \quad Var(X) = n*p*(1-p),$$
$$\text{und somit:} \quad Var(X/n) = n^{-1}*p*(1-p).$$

Unter der Hypothese der über die Beobachtungsdauer konstanten Wahrscheinlichkeit einer Jungengeburt ist die Varianz des Jungenanteils damit proportional zur Inversen der Gesamtgeburten. Daher wurde die Gesamtgeburtenzahl im Rahmen einer verallgemeinerten linearen Regression als Gewichtungsfaktor gewählt.

---

[3] Die Indikatorvariable I_z nimmt den Wert 1 an, wenn die Bedingung z erfüllt ist, andernfalls nimmt sie den Wert Null an.

[4] Mit den erwarteten Häufigkeiten von Jungen- bzw. Mädchengeburten, m = p*n bzw. w = (1–p)*n, gilt: $m*w*(m+w)^{-1} = n*p*(1-p)$.

Die drei Schätzansätze, die auf die Wahrscheinlichkeit einer Jungengeburt angewendete logistische Regression und die verallgemeinerten KQ-Schätzungen für die relative Jungenhäufigkeit bzw. für das logarithmierte sekundäre Geschlechterverhältnis, sind für die Beurteilung der interessierenden Regressionskoeffizienten statistisch als weitgehend äquivalent anzusehen [vgl. Tab. 3.5].

Mit allen Modellen bzw. Schätzansätzen war der Regressionskoeffizient für die Variable „Jahre nach 1994“, i.e. (t – 1994), zur 5%-Irrtumswahrscheinlichkeit statistisch signifikant. Der im Rahmen der logistischen Regression ermittelte p-Wert von 0,016 weicht dabei marginal von dem in dem FactSheet angegebenen Wert von 0,0188 ab. Diese Abweichung könnte bereits durch eine unterschiedliche Auswertesoftware bzw. der verwendeten Inferenzstatistiken bedingt sein. Die p-Werte, die über die verallgemeinerte KQ-Schätzung abgeleitet wurden, liefern einen Wert von 0,024. Mithin konnte mit allen Modellen die Hauptaussage bestätigt werden.

Die beiden Folien geben keinen unmittelbaren Aufschluss, wie die Modellannahmen (Festlegung des Radius, gewähltes Modell) zu Stande gekommen sind, doch verweist der Autor selbst auf die vorangegangenen Publikationen:

Bereits bei Kusmierz, 2010, wurde um die jeweiligen Standorte ein 35 km-Radius gelegt; dieser Abstand war zwar nicht Ergebnis einer vorangegangenen Powerkalkulation im engeren Sinne, sondern eher eine einer Modelloptimierung geschuldeten Festsetzung, doch kann der 35 km-Radius damit als a priori festgelegt betrachtet werden. Eine Modelloptimierung auf Basis der Geburtenstatistiken, wie dies die Folie 1 an sich nahe legt, wäre damit ausgeschlossen.

Allerdings wird bei den Auswertungen zu Gorleben nicht das in den vorangegangenen Publikationen verwendete, übliche Modell angenommen, mit dem ein Verschieben des Absolutgliedes ab einem bestimmten Jahr modelliert wird

$$\text{(Mo1)}\quad \ln(\pi_t / (1 - \pi_t)) = \alpha + ß * \text{Jahr} + \gamma * I_{\text{Jahr} > 1994}$$

$$= \alpha_1 I_{\text{Jahr} \le 1994} + \alpha_2 I_{\text{Jahr} > 1994} + ß * \text{Jahr}.$$

Mit dem verwendeten Modell wird demgegenüber ein Knick im Trend selbst modelliert

$$\text{(Mo2)}\quad \ln(\pi_t / (1 - \pi_t)) = \alpha + ß * \text{Jahr} + \gamma * (\text{Jahr} - 1994) * I_{\text{Jahr} > 1994}.$$

Anders als das nach dem FactSheet, Version 28.02.11, nahe gelegte Modell (Mo2) wäre das übliche Modell (Mo1) (Scherb, 2011) hier nicht statistisch signifikant (5%-Irrtumsniveau), d.h. es findet kein Sprung auf ein anderes Niveau statt.

Tabelle 3.5: Überblick der berechneten verallgemeinerten Linearen Modelle: Schätzer der Regressionskoeffizienten und dazu gehörige p-Werte (in Klammern).

	Logistisches Regressionsmodell	Gewichtete KQ-Schätzung für log. Geschlechterverhältnis	Gewichtete KQ-Schätzung für Jungenanteil
	Mo1:		
Allgemeiner Trend	-0,000 (0,870)	-0,000 (0,883)	-0,000 (0,881)
„Sprung“ (1995)	0,061 (0,285)	0,061 (0,331)	0,015 (0,331)
	Mo2:		
Allgemeiner Trend	-0,003 (0,237)	-0,003 (0,258)	-0,001 (0,255)
Knick im Trend	0,014 (0,016)	0,014 (0,024)	0,004 (0,024)

Aus der Tabelle 3.5 erkennt man anhand der identischen Schätzer für die Regressionskoeffizienten die prinzipielle Äquivalenz der beiden Schätzansätze für das logarithmierte Verhältnis der Wahrscheinlichkeiten für eine Jungen- bzw. Mädchengeburt

sowie der relativen Häufigkeiten von Jungen- bzw. Mädchengeburten. Die Abweichungen bei den p-Werten sind nicht gravierend.
Dafür liefern die beiden gewichteten KQ-Schätzungen nahezu identische p-Werte bei aufgrund der alternativen Regressanden unterschiedlichen Effektschätzern.

In der Version vom 03.08.2011 des „FactSheet“ (Q2*) wurden die Geburtsstatistiken mit den Daten aus 2010 ergänzt und für die Zeitreihe wieder das Modell (Mo1) angepasst. Hier ist der Sprung als grenzwertig signifikant einzustufen (p-Wert < 0,1).

Dieser (doppelte) Modellwechsel könnte als Hinweis verstanden werden, dass die Hypothesen, die statistisch bewertet werden, möglicherweise nicht vollständig a priori spezifiziert worden sind und stattdessen eine Modelloptimierung mitgelaufen ist. Dies führt zu Verzerrungen der dargestellten Inferenzstatistiken. Sofern ergänzend zu dem im ersten „FactSheet“ (Q2) berichteten Modell (Mo2) weitere Modelle parallel berechnet worden sind, hätte dies strenggenommen in Hinblick auf eine Kontrolle der Gesamtirrtumswahrscheinlichkeit mit angegeben werden müssen.

In den Modellen (Mo1) und (Mo2) wird von der Unabhängigkeit der jährlichen Geburtsstatistiken ausgegangen; alternativ hätte man über einen ARIMA-Modellansatz auch einen autoregressiven Prozess annehmen können, wonach das Geschlechterverhältnis zum Zeitpunkt t von dem zum Zeitpunkt (t-1) abhängt. Ein derartiges Modell wurde bei Catalano, 2003, zu Grunde gelegt, bei dem ein einmaliger Ausschlag bzw. Peak in den Zeitreihen der sekundären Geschlechterverhältnisse in West- und Ostdeutschland modelliert worden war.

4 Ergänzende Analysen

4.1 Fragestellung

Das neue Untersuchungsgebiet besteht aus den nicht-niedersächsischen Gemeinden, die maximal ca. 35 km vom TBL Gorleben liegen, sowie der Gemeinde Amt Neuhaus des Landkreises Lüneburg, die bei den Auswertungen von Kusmierz (Q1) nicht berücksichtigt wurde. Diese Festlegung auf den 35 km-Radius erfolgt gemäß Kusmierz, 2010, sowie Scherb, 2011. Wie bei den Auswertungen der niedersächsischen Gemeinden von Kusmierz (Q1) wurden die Zeiträume bis einschl. 1995 sowie ab 1996 betrachtet, ebenso werden die einzelnen Gemeinden des Untersuchungsgebietes explizit aufgelistet.

Da aus den Bundesländern Brandenburg und Sachsen-Anhalt nur die Geburtsstatistiken ab 1991 vorliegen, besteht die „vorher“- Zeitspanne nur aus den fünf Jahrgängen 1991 – 1995. Die niedersächsische Gemeinde Amt Neuhaus wird bei den neuen Analysen ebenso miteinbezogen; hier gibt es mit 1993 – 1995 nur drei Jahrgänge vor 1996.

Um ansatzweise der Frage nachgehen zu können, ob sich das Geschlechterverhältnis mit zunehmender Nähe zum TBL Gorleben weiter verschiebt, könnte innerhalb des Untersuchungsgebietes ein Teilbereich (ca. 20 km um TBL Gorleben) betrachtet werden. Da die meisten Gemeinden im Umkreis von 20 km aber in Niedersachsen liegen, ist für eine derartige Untersuchung die Zahl der Geburten innerhalb des 20 km-Radius zu klein. Insofern findet keine Graduierung innerhalb des 35 km-Radius statt.

Die bereits analysierten niedersächsischen Gebiete fließen nicht in die Analyse ein, um die ausgewiesenen p-Werte nicht zu verfälschen. Allerdings wurde zu Vergleichszwecken für die niedersächsischen Gebiete ebenfalls der verkürzte Zeitraum ab 1991 in die „neue“ Auswertung eingearbeitet, ohne dass dies inferenzstatistisch zu bewerten wäre.

Auf Basis der neuen Daten werden zwei Hypothesen geprüft:

- Fragestellung 1 - interne Betrachtung: Niveausprung ab 1996:
  Die Nullhypothese lautet, dass das Geschlechterverhältnis bis 1995 mindestens genauso hoch gewesen ist wie ab 1996. Die Alternativhypothese lautet somit, dass sich ab 1996 das Geschlechterverhältnis zuungunsten der Mädchen verschoben hat.
- Fragestellung 2 – externe Bewertung: erhöhtes Geschlechterverhältnis ab 1996 im Vergleich zu bundesweitern Referenzzahlen:
  Die Nullhypothese lautet, dass das Geschlechterverhältnis ab 1996 höchstens 1,055 bzw. dass die Wahrscheinlichkeit einer Jungengeburt maximal 0,5134 beträgt. Die Alternative wäre dann, dass die Wahrscheinlichkeit einer Jungengeburt im Untersuchungsgebiet ab 1996 gegenüber dem Referenzwert erhöht ist.

Die beiden Nullhypothesen ließen sich zusammenfassen: Das Geschlechterverhältnis ab 1996 ist höchstens so groß wie das Maximum von Referenzwert und (regionalem) Geschlechterverhältnis bis 1995.

Der angenommene Referenzwert von 1,055 hat auch für das Untersuchungsgebiet Referenzcharakter und kann insofern als Erwartungswert einer beliebigen Kontrollregion angesehen werden: Die folgende Abbildung zeigt für die drei Bundesländer Brandenburg, Niedersachsen sowie Sachsen-Anhalt die Entwicklung des sekundären Geschlechterverhältnis (gemäß zweiter Hypothese: 1996 – 2009), wobei die neuesten Zahlen aus 2010 die Reihe ergänzen. Insgesamt weicht von 1996 – 2009 das sekundäre Geschlechterverhältnis dieser vier Bundesländer bei insgesamt 1.694.563 Geburten nicht signifikant vom Wert 1,055 ab (p-Wert: 0,94), bei der Einzelbetrachtung liegt allein Sachsen-Anhalt geringfügig darüber. Die geringsten Schwankungen treten erwartungsgemäß für Niedersachsen auf, deren Geburtenzahl höher ist als die Summe der drei anderen Bundesländer.

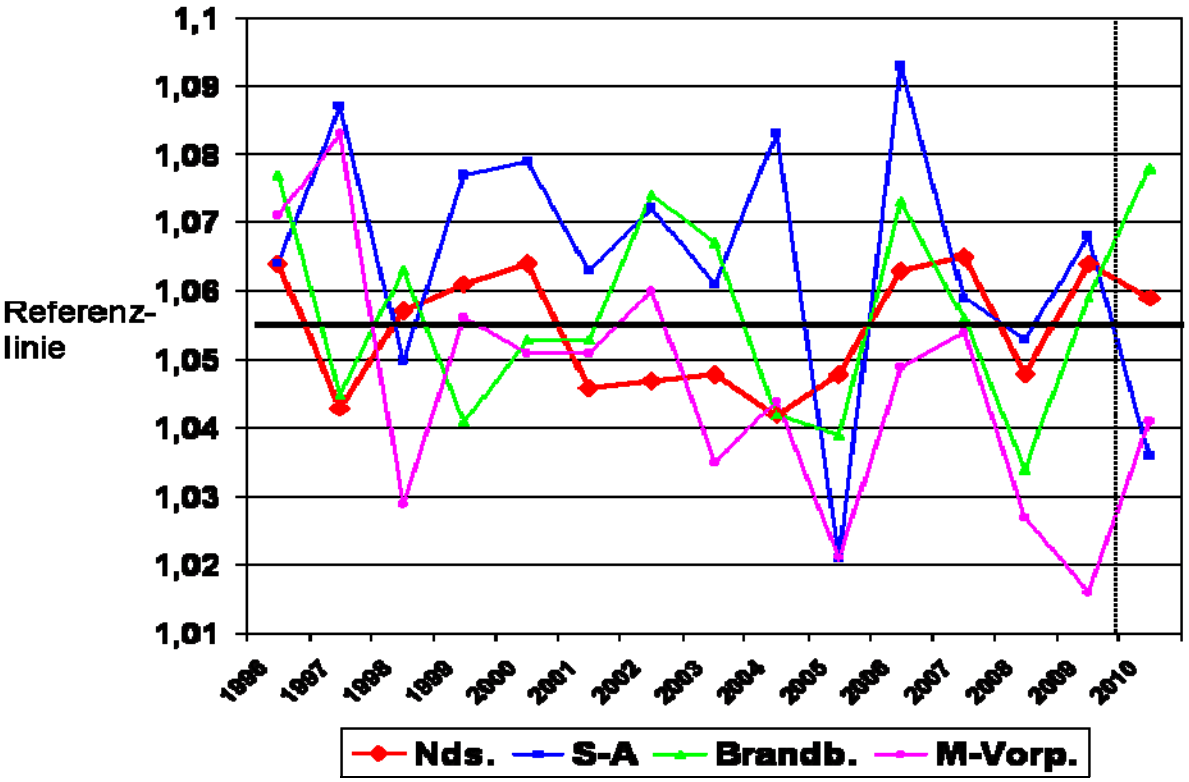

Abbildung 4.1: Das sekundäre Geschlechterverhältnis für die Bundesländer Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Niedersachsen und Sachsen-Anhalt

Die Auswertungen lehnen sich an die Auswertungen von Kusmierz [Kapitel 3.1] an, wobei gemäß der Fragestellung jedoch einseitige und nicht zweiseitige Hypothesen formuliert wurden. Ergänzend wurden Regressionsmodelle in Anlehnung an Scherb angepasst, wobei

jedoch auch hier der Wechselpunkt („change-point“) bei 1996 beibehalten wurde. Hierbei wurde das im Kapitel 3.2 beschriebene Regressionsmodell für das logarithmierte sekundäre Geschlechterverhältnis mit der verallgemeinerten Kleinste-Quadrate-Schätzung verwendet. Gemäß den bisherigen Analysen auf Basis der niedersächsischen Zahlen wurde allerdings nur der Niveausprung, nicht jedoch ein jenseits der Referenz liegendes Geschlechterverhältnis betrachtet.

Beide Thesen werden in Form einseitiger Hypothesen bei einem vorgegebenen Signifikanzniveau von jeweils 5% mittels einfachem Test auf Gleichheit der Anteilwerte (Nullhypothese: „Anteil der Jungengeburten an allen Geburten bis 1995 mindestens genauso hoch wie der ab 1996“; Alternativhypothese: „Jungenanteil ab 1996 höher als der bis 1995“; Approximation der Binomialverteilung via Normalverteilung) bzw. auf Gleichheit mit dem Anteilswert 0,5134 überprüft.

Die Gesamtirrtumswahrscheinlichkeit, dass eine der beiden Hypothesen fälschlicherweise verworfen wird, beträgt damit zwar bis zu 10%, aber inhaltlich relevant wird die Analyse erst, wenn beide Nullhypothesen verworfen werden würden. Bei zwei unabhängigen 5%-Tests läge diese Wahrscheinlichkeit bei 0,0025, so dass mit der Festlegung auf jeweils 5% die Wahrscheinlichkeit, beide Nullhypothesen zu verwerfen, deutlich unterhalb von 5% liegen dürfte. Allerdings sind die beiden Hypothesen nicht unabhängig, was eine Kalkulation der exakten Irrtumswahrscheinlichkeit erschwert.[5]

Ergänzend wird das logarithmierte, über die Gemeinden jahrgangsweise aggregierte Verhältnis von Jungen- zu Mädchengeburten j_t / m_t, t = 1991 .. 2009, anhand von linearen Regressionsmodellen mit der Gesamtgeburtenzahl als Gewichtungsfaktor angepasst; damit wird die Fragestellung 1 detaillierter modelliert.

Neben den analog zu (Mo1) und (Mo2) [vgl. Kapitel 3.2] formulierten Modellen (M1) und (M2):

$$(M1) \quad E(\ln(j_t / m_t)) = \alpha + ß * Jahr + \gamma * I_{Jahr > 1995},$$

$$(M2) \quad E(\ln(j_t / m_t)) = \alpha + ß * Jahr + \gamma * (Jahr - 1995) * I_{Jahr > 1995},$$

wird dabei folgendes einfache Trendmodell (M0) betrachtet:

$$(M0) \quad E(\ln(j_t / m_t)) = \alpha + ß * Jahr.$$

M0 kann sowohl als Spezialfall von (M1) wie (M2) aufgefasst werden ($\alpha_1 = \alpha_2$ bzw. $\gamma = 0$). Zudem wird ein kombiniertes „Sprung- und Trendmodell“ (M3) betrachtet, das sowohl einen Sprung beim Change-point modelliert wie auch ein danach verändertes Trendverhalten:

$$(M3) \quad E(\ln(j_t / m_t)) = \alpha_1 I_{Jahr \le 1995} + \alpha_2 I_{Jahr > 1995} + \gamma * (Jahr - 1995) * I_{Jahr > 1995}.$$

Entsprechend sind M1 und M2 Sonderfälle zu M3.

---

[5] Hierzu wurde eine Monte-Carlo-Simulation (1000 Durchläufe) durchgeführt, bei der 5.000 Geburten bis 1995, sowie 15.000 ab 1996 zu Grunde gelegt wurden; es wurden Binomialverteilungen mit dem wahren Parameter p = 0,5134 für eine Jungengeburt angenommen: X1 ~ $\mathcal{B}$(5.000, 0,5134), X2 ~ $\mathcal{B}$(15.000, 0,5134).
Analog zu den beiden Hypothesen wurde in der Simulation getestet, ob für jeden Simulationsdurchlauf einerseits der Anteilswert bei X2 zum 5%-Irrtumsniveau signifikant größer ist als der von X1 sowie andererseits größer als der wahre Wert von 0,5134.
Die Simulation ergab, dass beide Tests nur in 1,3% der 10.000 Durchläufe gleichzeitig abgelehnt wurden.
Damit dürfte die Wahrscheinlichkeit, die beiden konkreten Hypothesen zum Jungenanteil zu verwerfen, bei ungefähr 1% – 2% liegen. Dies ist zwar deutlich höher als im Falle zweier unabhängiger Tests ($0{,}05^2 = 0{,}0025$), aber wesentlich unterhalb vom üblichen 5%-Niveau.

4.2 Vorliegende Geburtsstatistiken und Identifikation der Gemeinden

Während die benötigten Geburtsstatistiken für das Land Niedersachsen online zur Verfügung stehen, mussten die der anderen Bundesländer bei den entsprechenden statistischen Landesämtern angefordert werden:

Entsprechende Anfragen waren bereits vor April 2011 vom Landkreis Lüchow-Dannenberg bei den statistischen Landesämtern von Berlin/Brandenburg sowie Sachsen-Anhalt durchgeführt worden, so dass diese gemeindespezifischen Statistiken dem NLGA vom Landkreis bei dessen schriftlicher Anfrage vom 21.04. zur Verfügung gestellt werden konnten. Bei der Aufbereitung der Daten stellte es sich heraus, dass eine sogenannte Brückendatei, die benötigt wurde, um die Gemeindekennziffern ehemals selbständiger Gemeinden im Untersuchungsgebiet zu identifizieren, beim statistischen Landesamt Berlin/Brandenburg nachgefragt werden musste. Zudem mussten für die Landkreise Ludwigslust und Parchim noch Geburtsstatistiken beim Land Mecklenburg-Vorpommern angefordert werden. Der komplette Rohdatensatz lag am 19.05. im NLGA vor.

Die Identifikation der Gemeinden, die sich im 35 km-Radius um das TBL Gorleben befinden, wurde mit Hilfe von Karten auf Basis der aktuell gültigen Gemeindegrenzen durchgeführt. Sofern eine aktuelle Gemeinde, die in den letzten Jahren durch den Zusammenschluss verschiedener ehemals selbständiger Gemeinden entstanden ist bzw. in die ehemals selbständige Gemeinden eingemeindet wurden, mit ihrem Gemeindemittelpunkt innerhalb des 35 km-Radius liegt, werden auch für die zurück liegenden Jahre alle Ortsteile dieser Gemeinde als innerhalb des 35 km-Radius liegend angesehen, auch wenn eine ehemals selbständige Gemeinde mit ihrem Gemeindemittelpunkt außerhalb des 35 km-Radius liegt. D.h. die betrachtete Fläche ist über die Jahre konstant; andernfalls hätte es über die zeitliche Betrachtung eine unerwünschte Veränderung der Bezugsgröße gegeben.

Ergänzend ist anzumerken, dass bei Gemeinden, die ziemlich genau 35 km entfernt vom TBL Gorleben liegen, die Zuordnung zu „innerhalb“ bzw. „außerhalb des 35 km-Radius“ oft nicht eindeutig ist, und es daher nicht auszuschließen ist, dass stärker automatisierte Verfahren vielleicht in diesen Fällen eine andere Zuordnung getroffen hätten. Dies bedingt aber keinen systematischen Fehler, da die Auswahl der Gemeinden a priori ohne Kenntnis der Geburtsstatistiken erfolgt ist und bei Gültigkeit der Hypothesen diese Grenzfälle für die Statistiken irrelevant sind.

Wegen der Ungenauigkeiten, die mit der Zuweisung einer Gemeinde zum 35 km-Radius anhand des vermeidlichen Gemeindemittelpunktes und nicht anhand der (bewohnten) Gemeindefläche verbunden sind, sollte daher von einem ungefähren 35 km-Radius gesprochen werden. Insofern stellen die im Folgenden detailliert aufgelisteten Gemeinden die exakte und a priori erfolgte Beschreibung des Untersuchungsgebietes dar.

4.2.1 Sachsen-Anhalt

Teile der (jetzigen) Landkreise Altmarkkreis Salzwedel sowie Stendal befinden sich im 35 km-Radius um das TBL Gorleben.

In Sachsen-Anhalt kam es 1994 sowie 2007 zu umfangreichen Kreisreformen sowie zu zahlreichen Eingemeindungen bzw. Zusammenlegungen von Gemeinden (insbs. in 2010). Eine Kreisreform führt zu Veränderungen in den Kreiskennziffern (= erste fünf Ziffern der Gemeindekennziffer) und damit einhergehend zu unterschiedlichen Gemeindekennziffern über die Jahre: a) 03.10.1990 bis 30.06.1994; b) 01.07.1994 bis 30.06.2007 sowie c) seit dem 01.07.2007. Daher sind über den Betrachtungszeitraum für jede Gemeinde bis zu drei Gemeindekennziffern relevant.

So ging 1994 der ehemalige Landkreis Osterburg, der unmittelbar an den Landkreis Lüchow-Dannenberg angrenzte, in die Landkreise Salzwedel sowie Stendal auf. Problematischer als die Kreisreformen sind aber die Gemeindezusammenlegungen bzw. Eingemeindungen, die dazu führen, dass je nach betrachtetem Jahrgang eine unterschiedliche Anzahl von selbständigen Gemeinden zu berücksichtigen sind: So wurden beispielweise seit 1992 18 zuvor selbständige Gemeinden in die Hansestadt Salzwedel eingemeindet. Mithin hat sich die Zahl der Gemeinden in Sachsen-Anhalt drastisch reduziert.

Innerhalb des 35 km-Radius befinden sich nach heutigem Gebietsstand folgende Gemeinden:

- Hansestadt Salzwedel
- Wallstave
- Kuhfelde
- Apenburg-Winterfeld
- Arendsee
- Zehrental
- Aland
- Seehausen
- Altmärkische Höhe

In der folgenden Tabelle 4.1 sind für diese aktuell neun Gemeinden alle Gemeindekennziffern auch der ehemals selbständigen Gemeinden aufgeführt, für die die Geburtsstatistiken zu berücksichtigen sind: In der Tabelle sind die Eingemeindungen in die Stadt Salzwedel mit dem Datum ihrer Eingemeindung angegeben (neben der Gemeinde). In den anderen Fällen handelt es sich um die Zusammenlegung verschiedener Gemeinden zu einer neuen Einheitsgemeinde, für die in Klammern das Gründungsjahr angegeben ist; die dazugehörigen ehemals selbständigen Gemeinden sind darunter eingerückt aufgeführt.

Tabelle 4.1: Übersicht der zu berücksichtigenden Gemeindekennziffern Sachsen-Anhalt – aktuelle sowie ehemals selbständige Gemeinden

Gemeinde	*GKZ bis 1994*	*GKZ 94 – 07*	*GKZ seit 2007*
Salzwedel	15 336 550	15 370 097	15 081 455
Benkendorf (2008)	15 336 050	15 370 010	15 081 050
Brietz (2003)	15 336 100	15 370 017	
Chüden (2010)	15 336 250	15 370 019	15 081 090
Dambeck (2003)	15 336 140	15 370 021	
Henningen (2010)	15 336 270	15 370 035	15 081 160
Klein Gartz (2010)	15 336 320	15 370 058	15 081 265
Königstedt (1992)	15 336 330		
Langenapel (2010)	15 336 380	15 370 066	15 081 310
Liesten (2010)	15 336 390	15 370 069	15 081 325
Mahlsdorf (2003)	15 336 410	15 370 072	
Osterwohle (2010)	15 336 460	15 370 084	15 081 395
Pretzier (2010)	15 336 480	15 370 088	15 081 415
Riebau (2010)	15 336 510	15 370 091	15 081 430
Seebenau (2010)	15 336 590	15 370 102	15 081 480
Stappenbeck (2005)	15 336 610	15 370 107	
Steinitz (2011)	15 336 620	15 370 109	15 081 510
Tylsen (2010)	15 336 630	15 370 112	15 081 525
Wieblitz-Eversdorf (2011)	15 336 680	15 370 120	15 081 565
Wallstawe (seit 2009)			
Ellenberg	15 336 170	15 370 025	15 081 115
Gieseritz	15 336 220	15 370 030	15 081 140
Kuhfelde (seit 2009)			
Kuhfelde	15 336 360	15 370 062	15 081 290
Siedenlangenbeck	15 336 600	15 370 105	15 081 495
Valfitz	15 336 640	15 370 113	15 081 530
Püggen	15 336 490	15 370 089	15 081 420
Apenburg-Winterfeld (seit 2009)			
Apenburg	15 325 020	15 370 005	15 081 025
Altensalzwedel	15 336 020	15 370 003	15 081 015
Winterfeld	15 336 700	15 370 123	15 081 580
Arendsee (seit 2010)			
Arendsee	15 331 020	15 370 006	15 081 030
Binde	15 336 070	15 370 013	15 081 065
Höwisch	15 331 370	15 370 036	15 081 175
Kaulitz	15 336 300	15 370 054	15 081 250
Kerkau	15 336 310	15 370 055	15 081 255
Kläden	15 331 400	15 370 056	15 081 260
Kleinau	15 331 410	15 370 057	15 081 270
Leppin	15 331 480	15 370 067	15 081 315
Neulingen	15 331 580	15 370 083	15 081 390
Sanne-Kerkuhn	15 331 670	15 370 098	15 081 460
Schrampe	15 331 700	15 370 100	15 081 470
Thielbeer	15 331 750	15 370 111	15 081 520
Ziemendorf	15 331 850	15 370 126	15 081 595
Altmärkische Höhe (seit 2010)			
Boock	15 331 120	15 363 018	15 090 085
Bretsch	15 331 130	15 363 019	15 090 090
Gagel	15 331 240	15 363 033	15 090 160
Heiligenfelde	15 331 350	15 363 049	15 090 235
Kossebau	15 331 440	15 363 069	15 090 325
Losse	15 331 530	15 363 078	15 090 365
Lückstedt	15 331 540	15 363 079	15 090 370
Zehrental (seit 2010)			
Gollensdorf	15 331 310	15 363 039	15 090 185
Groß Garz	15 331 320	15 363 043	15 090 205
Aland (seit 2010)			
Aulosen	15 331 030	15 363 003	15 090 015
Krüden	15 331 460	15 363 072	15 090 340
Pollitz	15 331 610	15 363 090	15 090 420
Wanzer	15 331 780	15 363 127	15 090 595
Hansestadt Seehausen (Altmark) (seit 2010)			
Beuster	15 331 100	15 363 012	15 090 060
Geestgottberg	15 331 250	15 363 036	15 090 170
Losenrade	15 331 520	15 363 077	15 090 360
Hansestadt Seehausen (Altmark)	15 331 720	15 363 110	15 090 520
Schönberg	15 331 690	15 363 103	15 090 490

Anstelle der aktuell neun Gemeinden bzw. Gemeindekennziffern sind somit über den gesamten Beobachtungszeitraum insgesamt 171 Gemeindekennziffern zu berücksichtigen.

4.2.2 Brandenburg

Allein der Landkreis Groß Pankow (Prignitz) liegt in der Nachbarschaft zum TBL Gorleben.

Innerhalb des 35 km-Radius liegen – nach dem heutigen Gebietsstand – neun Gemeinden. Allerdings sind auch in Brandenburg umfangreiche Gemeindereformen durchgeführt worden, so dass auch „ehemalige Gemeindekennziffern“ bei der Festlegung des Untersuchungsgebietes über den gesamten Zeitraum zu berücksichtigen sind. In der folgenden Tabelle sind Eingemeindungen mit dem Datum ihrer Eingemeindung angegeben (neben dem eingerückten Gemeindenamen). In den anderen Fällen handelt es sich um die Zusammenlegung verschiedener Gemeinden zu einer neuen Einheitsgemeinde, die zum Teil aber den Namen einer der vormals selbständigen Gemeinden trägt; in diesen Fällen ist neben der neu entstandenen Gemeinde das Gründungsjahr angegeben und die dazugehörigen ehemals selbständigen Gemeinden sind darunter eingerückt aufgeführt.

Tabelle 4.2: Übersicht der zu berücksichtigenden Gemeindekennziffern Brandenburg– aktuelle sowie ehemals selbständige Gemeinden

Gemeinde	*Amt*	*GKZ*
Karstädt (seit 2001)	(amtfrei)	12 070 173
Blüthen		12 070 040
Dallmin		12 070 064
Groß Warnow		12 070 128
Karstädt		12 070 172
Kribbe		12 070 212
Laaslich		12 070 232
Pemslin		12 070 312
Reckenzin		12 070 332
Garlin		12 070 092
Mankmuß (2002)		12 070 260
Pröttlin (2002)		12 070 320
Boberow (2003)		12 070 044
Nebelin (2003)		12 070 284
Cumlosen	Lenzen Elbtalaue	12 070 060
Lanz	Lenzen Elbtalaue	12 070 236
Lenzen (seit 2003)	Lenzen Elbtalaue	12 070 244
Eldenburg		12 070 080
Mellen		12 070 268
Lenzerwische (seit 2003)	Lenzen Elbtalaue	12 070 246
Besandten		12 070 032
Wootz		12 070 432
Breese	Bad Wilsnack / Weiden	12 070 052
Groß Breese (2003)		12 070 120
Weisen	Bad Wilsnack / Weiden	12 070 416
Perleberg	Selbst. Stadt	12 070 296
Wittenberge	Selbst. Stadt	12 070 424
Bentwisch (1997)		12 070 024

Um eine analoge Einteilung in drei Bereiche wie bei Kusmierz zu erhalten, wäre Lenzerwische dem Nahbereich zuzuordnen, Lenzen und Lanz dem mittleren Bereich und die übrigen sechs Gemeinden dem äußeren Bereich.

4.2.3 Mecklenburg-Vorpommern

Im 35 km-Radius um das TBL Gorleben liegt in etwa die Hälfte des Landkreises Ludwigslust, inklusive der Kreisstadt, sowie geringe Anteile des Landkreises Parchim, ohne dass sich jedoch eine Gemeinde dieses Landkreises gemäß der Festlegung über die punktuelle Gemeindekoordinate im 35 km-Radius um das TBL Gorleben befände.

Insofern sind die in der Tabelle 4.3. aufgelisteten folgenden Gemeinden des Landkreises Ludwigslust Teil des Untersuchungsgebietes (ehemals selbständige Gemeinden wiederum mit

dem Datum ihrer Eingemeindung eingerückt unter der aktuellen Gemeinde). Die Gemeinde Grebs-Niendorf entstand dabei 2004 aus der Zusammenlegung von den ehemals selbständigen Gemeinden Grebs und Niendorf an der Rögnitz.

Tabelle 4.3: Übersicht der zu berücksichtigenden Gemeindekennziffern Mecklenburg-Vopommern– aktuelle sowie ehemals selbständige Gemeinden

Gemeinde	*Amt*	*GKZ*
Stadt Dömitz	Dömitz-Malliß	13 054 024
Heidhof (2004)		13 054 044
Polz (2004)		13 054 088
Rüterberg (2004)		13 054 094
Grebs-Niendorf (seit 2004)	Dömitz-Malliß	13 054 125
Grebs		13 054 038
Niendorf an der Rögnitz		13 054 082
Karenz	Dömitz-Malliß	13 054 049
Malk Göhren	Dömitz-Malliß	13 054 071
Malliß	Dömitz-Malliß	13 054 072
Neu Kaliß	Dömitz-Malliß	13 054 079
Vielank	Dömitz-Malliß	13 054 110
Tewswoos (2004)		13 054 105
Woosmer (2004)		13 054 120
Eldena	Grabow	13 054 028
Gorlosen	Grabow	13 054 035
Dadow (2004)		13 054 020
Grabow	Grabow	13 054 037
Karstädt	Grabow	13 054 051
Kremmin	Grabow	13 054 058
Milow	Grabow	13 054 074
Krinitz (2004)		13 054 059
Prislich	Grabow	13 054 089
Werle (2004)		13 054 115
Streesow	Grabow	13 054 098
Zierzow	Grabow	13 054 122
Alt Krenzlin	Ludwigslust-Land	13 054 001
Göhlen	Ludwigslust-Land	13 054 034
Bresegard bei Eldena	Ludwigslust-Land	13 054 017
Groß Laasch	Ludwigslust-Land	13 054 042
Leussow	Ludwigslust-Land	13 054 064
Warlow	Ludwigslust-Land	13 054 112
Belsch	Hagenow-Land	13 054 007
Groß Krams	Hagenow-Land	13 054 041
Lübtheen	Selbst. Stadt	13 054 067
Garlitz (2004)		13 054 032
Gößlow (2004)		13 054 036
Jessemitz (2004)		13 054 048
Ludwigslust	Selbst. Stadt	13 054 069
Glaisin (2005)		13 054 033
Kummer (2005)		13 054 061

Keine Daten liegen für die Gemeinde Lenzen vor, die 1991 noch zu Mecklenburg-Vorpommern gehörte, bevor sie 1992 zu Brandenburg wechselte [vgl. Kap. 4.2.2]. Somit „fehlen“ quasi ca. 10 Geburten.

Weiterhin fehlen in der vorliegenden Datei auch die Geburtsstatiken von 1991 sowie 1992 zu den ehemaligen Gemeinden, die ab 1993 die niedersächsischen Gemeinde Amt Neuhaus bilden, i.e. von Dellien, Haar, Kaarßen, Neuhaus/Elbe, Stapel, Sückau, Sumte sowie Tripkau. Somit fehlen weitere ca. 60 Geburten (grob geschätzt aus den Geburtszahlen für Amt Neuhaus aus 1993 und 1994). Die in 1993 an Niedersachsen abgetretenen Ortsteile der

Gemeinde Teldau dürften hingegen in den Geburtstatistiken für 1991 und 1992 von Teldau enthalten sein. Da der Ortsteil Stiepelse dabei in das Amt Neuhaus eingemeindet worden ist, könnten sogar weniger als die angegebenen rund 60 Geburten in der Gesamtstatistik fehlen.

4.3 Zusammenfassende Analyse

Die Statistiken der vier Teilgebiete (neben den drei Bundesländern Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern sowie Sachsen-Anhalt auch die niedersächsische Gemeinde Amt Neuhaus) wurden zusammengeführt und gemäß der Eingangsfragestellungen analysiert.

Ergänzend werden die Daten aus Niedersachsen (eingeschränkt auf den Zeitraum ab 1991) aufgeführt.

4.3.1 Überprüfung der Eingangshypothesen

Die zusammenfassende Geburtsstatistik ist in der folgenden Tabelle 4.4 dargestellt:

Tabelle 4.4: Zusammenfassende Geburtsstatistik der bislang nicht berücksichtigten Gemeinden im 35 km-Radius um das TBL Gorleben

	1991 - 1995			1996 -2009		
	Geburten insgesamt	Davon Jungen	Geschlechter-verhältnis	Geburten insgesamt	Davon Jungen	Geschlechter-verhältnis
Sachsen-Anhalt	1658	823	0,986	5079	2705	1,139
Brandenburg	1418	736	1,079	4112	2128	1,083
Mecklenburg-Vorpommern	1325	675	1,038	4076	2103	1,066
Amt Neuhaus	108	54	1	495	263	1,134
Gesamt	4509	2288	1,030	13762	7199	1,096

Damit folgt für die eingangs formulierten Nullhypothesen (s. Kapitel 4.1):

Hypothese 1: Der p-Wert beim einseitig formulierten Test, ob das Geschlechterverhältnis bis 1995 mindestens genauso hoch ist wie ab 1996, beträgt 0,034 und liegt damit unterhalb des festgelegten Signifikanzniveaus von 0,05.

Hypothese 2: Auf Basis der Tabelle 4.4 ergibt sich für den einseitig formulierten Test, ob das Geschlechterverhältnis ab 1996 kleiner oder gleich dem angenommen Referenzwert von 1,055 ist, ein p-Wert von 0,011.

Damit sind beide Nullhypothesen zu verwerfen: Das sekundäre Geschlechterverhältnis ist somit statistisch auffällig sowohl in Bezug zum Referenzwert erhöht, und damit auch gegenüber dem niedersächsischen Durchschnitt, wie auch zeitlich zu Ungunsten der Mädchen verschoben.

4.3.2 Ergänzende Analysen zu den Haupthypothesen

Die nachgewiesenen Unterschiede im sekundären Geschlechterverhältnis basieren vor allem auf den Geburtsstatistiken der berücksichtigten Gemeinden aus Sachsen-Anhalt.

Sofern sich die Auswertungen allein auf Sachsen-Anhalt bezögen, würde für die beiden Hypothesen folgen:

a) Das Geschlechterverhältnis ab 1996 ist gegenüber dem bis einschließlich 1995 erhöht (p-Wert 0,005).

b) Das Geschlechterverhältnis Jungen zu Mädchen für die Zeit ab 1996 liegt für das definierte Untersuchungsgebiet signifikant über dem Referenzverhältnis von 0,5134 (p-Wert (einseitige Testung): 0,003).

D.h. die Unterschiede sind für Sachsen-Anhalt allein – trotz wesentlich geringerer Geburtenzahlen - in der statistischen Signifikanz deutlicher ausgeprägt.

Ergänzt man zu den Daten des zuvor beschriebenen Untersuchungsgebietes die niedersächsischen Daten für den Zeitraum ab 1991, so folgen für den kompletten 35 km-Radius um das TBL Gorleben folgende Statistiken:

Tabelle 4.5: Sämtliche Gemeinden im 35 km-Radius um das TBL Gorleben

	1991 - 1995			1996 - 2009		
	Geburten insgesamt	Davon Jungen	Geschlechter-verhältnis	Geburten insgesamt	Davon Jungen	Geschlechter-verhältnis
Untersuchungsgebiet	4509	2288	1,030	13762	7199	1,096
.. aus Niedersachsen	2389	1189	0,991	5447	2841	1,090
Gesamt	6898	3477	1,016	19209	10040	1,095

Auch hier sind die Abweichungen zwischen den beiden Zeitperioden sowie zwischen dem Referenzwert und dem Geschlechterverhältnis der zweiten Periode im statistischen Sinne ausgeprägt (p-Werte 0,004 bzw. 0,005).

Beide Betrachtungen (nur Sachsen-Anhalt bzw. Untersuchungsgebiet plus Niedersachsen) sind im explorativen Sinne rein ergänzend zu verstehen; die im Sinne einer a priori formulierten Fragestellung entscheidenden Statistiken sind die des vorangegangenen Unterkapitels 4.3.1.

4.3.3 Regressionsmodelle

Die folgende Abbildung zeigt die Zeitreihe des sekundären Geschlechterverhältnisses für das Untersuchungsgebiet. Auffällig sind vor allem die Jahre 1994 und 1995:

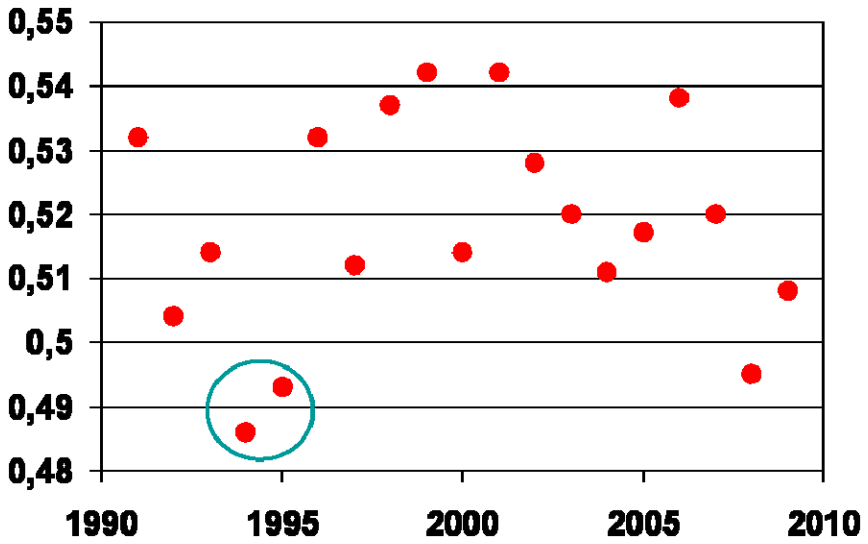

Abbildung 4.2: Relative Häufigkeit einer Jungengeburt über die Jahre (eingekreist: 1994 & 1995)

Für diese insgesamt 19 Beobachtungen – jährliche sekundäre Geschlechterverhältnisse – wurden die in Kapitel 3.2 wie 4.1 beschriebenen Regressionsmodelle ergänzend zu den beiden Hauptfragestellungen (s. Kap. 4.3.1) angepasst. Die Regressionsmodelle wurden dabei grundsätzlich mit dem Gewichtungsfaktor „Geburten insgesamt“ durchgerechnet.

Das einfache Trendmodelle (M0) aber auch das modifizierte Trendmodell (M2), das eine Änderung im Trend in 1996 modelliert und in der Version einer logistischen Regression im „FactSheet“ von Dr. Scherb [(Q2); s. Kapitel 3.2] verwendet wurde, führten zu keinen signifikanten Ergebnissen. Insofern lässt sich dieses Detailergebnis der zweiten Folie des FactSheet mit diesem neuen Datensatz nicht bestätigen.

Demgegenüber führte jetzt das einfache Sprungmodell (M1), das an sich als Analogon zu dem für die Hypothese 1 durchgeführten Test auf Gleichheit der Anteilswerte der beiden Zeiträume anzusehen ist, zu einem p-Wert von 0,008 für eben diesen Sprung in 1996, ohne zusätzlichen allgemeinen zeitlichen Trend. Insofern wird damit das Ergebnis aus 4.3.1 mit einer anderen Statistik repliziert[6]. Das Modell (M3), das zusätzlich zum Sprung einen zweiten zeitlichen Trend anpasst, führte zu einer auch unter Berücksichtigung des zusätzlich verwendeten Regressors deutlich verbesserten Datenanpassung (p-Werte: Trend: 0,027; Sprung: 0,0001; zweiter Trend nach Sprung: 0,033).

In der Grafik erkennt man, dass weniger der Wert in 1996, an den der „Sprung“ modelliert wurde, außergewöhnlich hoch ist, als vielmehr, dass die Werte der vorangehenden beiden Jahre 1994 sowie 1995 auffällig niedrig ausgefallen sind. Würde man diese Werte als Ausreißer betrachten und nicht mit in die Analyse mit aufnehmen, wären sämtliche Regressoren unauffällig, d.h. es läge insbesondere kein Sprung vor.

4.4.4 Geburtenanzahl und sekundäres Geschlechterverhältnis

In den Regressionsmodellen (Kapitel 3.2 sowie 4.4.3) wird mit hochgradig aggregierten Daten gerechnet und damit die kleinräumige Variabilität (auf Gemeindeebene) verwischt. Auch bleiben andere mögliche Einflussfaktoren unberücksichtigt.

Für die in der Abbildung 4.2 wiedergegebenen Zeitreihe könnte hingegen rein exemplarisch auch die jährliche absolute Geburtenzahl im Linienverlauf gegen das sekundäre Geschlechterverhältnis geplottet werden:

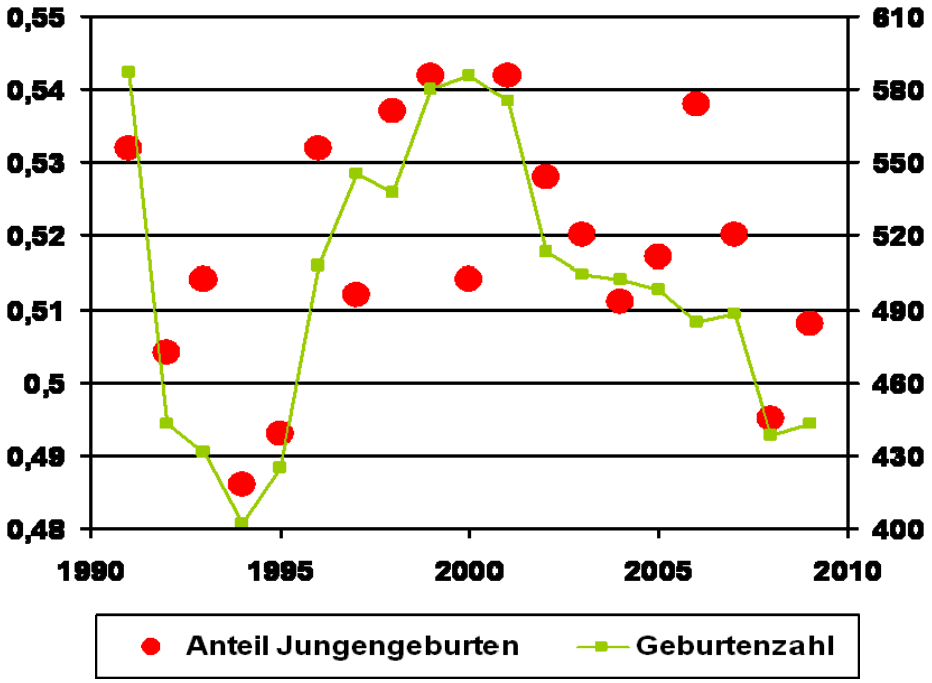

Abbildung 4.3: Relative Häufigkeit einer Jungengeburt (linke Achse) und Gesamtgeburtenzahl (rechte Achse) im zeitlichen Verlauf.

[6] Die resultierenden p-Werte der beiden Tests, 0,034 bzw. 0,008, unterscheiden sich aus zwei Gründen: Zum einen wird im Regressionsmodell noch ein allgemeiner Trend mitgeführt, der zwar nicht statistisch auffällig ist, aber geringfügig den Schätzer für den Sprung beeinflusst. Zum anderen unterscheidet sich die Zielgröße, die beim Regressionsmodell eben das logarithmierte sekundäre Geschlechterverhältnis ist (Annahme: Normalverteilung), während in 4.3.1 unmittelbar die Wahrscheinlichkeit einer Jungengeburt beim Test auf Gleichheit der Anteilswerte heran gezogen wurde (Annahme: Binomialverteilung).

Der Anteil der Jungengeburten und die Geburtenzahl korrelieren mit einem Pearson´schen Korrelationskoeffizienten von 0,617 hoch signifikant miteinander (p-Wert: 0,005). Der Zusammenhang ließe sich in die Richtung interpretieren, dass je weniger Geburten insgesamt eintreten, desto höher der Mädchenanteil ist. Ähnliche Überlegungen sind bspw. Ausgangspunkt der sogenannten Stress-Hypothese [Kapitel 5.4].
Anstelle der Absolutzahl der Geburten könnten als spezifischere Indikatoren auch die Geburtenziffer, d.h. Geburten bezogen auf 1000 Einwohner, oder die allgemeine Fruchtbarkeitsziffer, mit Bezug auf die weibliche Bevölkerung von 15 bis 44 Jahren, heran gezogen werden.

Dieses Auswertebeispiel soll keinesfalls als vordergründiger Erklärungsansatz für die um das TBL Gorleben beobachteten Schwankungen beim sekundären Geschlechterverhältnis dienen. Es zeigt aber, dass es zwingend notwendig ist, die Gesamtheit der diskutierten Einflussgrößen auf das sekundäre Geschlechterverhältnis zu berücksichtigen, um insbesondere auf hohen Aggregationsstufen ein mögliches Confounding geeignet kontrollieren zu können.

5 Literaturüberblick: mögliche Einflussfaktoren auf das sekundäre Geschlechterverhältnis

Auf verschiedenen Ebenen werden mögliche Einflussfaktoren auf das sekundäre Geschlechterverhältnis diskutiert: Neben individuellen Faktoren (wie Alter von Mutter oder Vater, Geburtsreihenfolge) werden auch Umweltfaktoren (z.B. Pestizide, ionisierende Strahlung) aber auch gesellschaftliche bzw. strukturelle Einflüsse (ökonomische Krisen, Kriegsereignisse) als potentielle Faktoren genannt.

Für strukturelle oder populationsbezogene Fragestellungen werden meist sogenannte „ökologische Studien“ herangezogen, bei denen die möglichen Einflussgrößen nicht individuell, sondern nur aggregiert erfasst werden. Hierbei werden räumlich und/oder zeitlich zusammengefasste Geburtsstatistiken mit bestimmten Ereignissen in Verbindung gebracht, ohne Berücksichtigung, in welchem Ausmaß die hinter den Geburtsstatistiken steckenden Individuen von den Ereignissen bzw. der Exposition betroffen sind. Sofern die ökologischen Analysen Hinweise zu möglichen Effekten liefern, wäre anschließend zu diskutieren, durch welche Veränderungen auf der Individualebene der auf Populationsebene beobachtete Effekt erklärt werden könnte. Hierbei sind Einflüsse bei den Frauen / Müttern (z.B. Hormonspiegel; Verschiebungen in der Alterstruktur), beim Mann / Vater (Beweglichkeit bzw. „Motilität“ der Spermien) oder auch paarbezogene Faktoren (Häufigkeit des Geschlechtsverkehrs; Zeitpunkt der Befruchtung) vom Prinzip her möglich. Schließlich ist neben dem statistisch-epidemiologischen Nachweis einer Assoziation, auch der mögliche Wirkungspfad bis hin auf Ebene der Epigenetik (vgl. Boklage, 2004) zu berücksichtigen.

Auch bei Umweltfaktoren wird häufig der epidemiologische Studientyp der ökologischen Studie angewendet mit dem impliziten Ansatz, dass die gesamte betrachtete Population des Untersuchungsgebietes gegenüber dem Faktor exponiert ist. Daneben werden bei der Analyse von potentiellen Umweltfaktoren aber auch aufwändigere Beobachtungsstudien eingesetzt, bei denen eine individuelle Expositionserfassung durchgeführt wird, z.B. die Zuordnung von gemessenen Strahlendosen am Arbeitsplatz.

Die folgenden Unterkapitel sollen nur einen ersten Überblick über die in epidemiologischen Studien diskutierten Einflussfaktoren geben, beginnend mit Faktoren auf Individualebene, deren Verteilung in der Bevölkerung durchaus kleinräumig zu Abweichungen gegenüber dem generellen gemittelten sekundären Geschlechterverhältnis führen könnten, über diskutierte Umweltnoxen, insbesondere in diesem Zusammenhang ionisierende Strahlung, bis hin zum diskutierten Einfluss von gesellschaftlichen Stresssituation wie auch Kriegsereignissen.

5.1 Einflussgrößen auf Individualebene

Es gibt wenige gesicherte oder wahrscheinliche individuelle Einflussgrößen auf das Geschlechterverhältnis bei Geburt, allein ein Einfluss der Rasse bzw. Ethnizität gilt als gesichert. So ist die Wahrscheinlichkeit einer Jungengeburt bei Eltern asiatischer Herkunft erhöht, bei afro-amerikanischer hingegen erniedrigt (James, 1984 und 1985). Nach Khoury, 1984, der das sekundäre Geschlechterverhältnis bei den Kindern von Elternpaaren unterschiedlicher Rassen untersuchte, ist die Rasse des Vaters und nicht die der Mutter entscheidend für die geänderte Geburtenwahrscheinlichkeit von Jungen.

Mehrere Studien bzw. Geburtsregisterauswertungen greifen die mögliche Abhängigkeit des kindlichen Geschlechtes vom Alter der Eltern sowie von der Geschlechtsreihenfolge der vorangegangenen Geburten auf bzw. untersuchen mögliche Häufungen von Jungen- oder Mädchengeburten innerhalb von Familien. So gilt die vorangegangene Geburtenreihenfolge dabei als Einflussfaktor auf die Wahrscheinlichkeit einer nachfolgenden Jungengeburt, zudem wurde bei jüngeren Eltern ein erhöhtes sekundäres Geschlechterverhältnis beobachtet. Da allerdings das Alter der Eltern mit der Anzahl bisheriger Geburten und damit der möglichen Geburtsreihenfolge korreliert, ist die Auftrennung der familiären Einflussfaktoren in direkte oder indirekte Effekte nicht ganz einfach:
Jacobsen, 1999, untersuchte anhand der Daten von rund 800.000 Kindern, die von 1980 – 1993 in Dänemark geboren worden sind, den Einfluss vom Alter der beiden Elternteile, der Geburtsreihenfolge, der Anzahl und des Geschlechterverhältnisses bisheriger familiärer Geburten sowie etwaiger Mehrlingsgeburten auf das sekundäre Geschlechterverhältnis. Demnach erwies sich das Alter des Vaters, nicht jedoch das der Mutter und ebenso wenig die Geburtenreihenfolge als Einflussfaktor auf das sekundäre Geschlechterverhältnis. Zudem zeigte sich eine verringerte Wahrscheinlichkeit für Jungen bei Mehrlingsgeburten im Vergleich zu „Ein-Kind-Geburten“. Neben den eigenen Analysen gab Jacobsen einen kurzen tabellarischen Überblick zu bisherigen Studien zu diesen drei Einflussgrößen:

Tabelle 5.1: Überblick zu Analysen zu möglichen Effekten des mütterlichen bzw. väterlichen Alters sowie der Geburtsreihenfolge [Gebrf.] auf das sekundäre Geschlechterverhältnis nach Jacobsen, 1999 (- : signifikante Abnahme, + : signifikante Zunahme, na: nicht analysiert; Leerfeld: keine Zusammenhänge aufgezeigt)

Studiencharakteristika			Effekte der Faktoren		
Jahr der Publikation	Studienpopulation	Ungefähre Studiengröße	Alter Mutter	Alter Vater	Gebrf.
1954	Japan, 1937 – 1943	14.600.000	+		-
1969	Australien, 1914 – 1963	7.300.000	-	-	na
1976	New York (USA)	1.500.000		-	-
1985	England & Wales, 1968 - 1977	6.000.000	-	-	-
1985	USA, 1975	1.700.000	-	-	
1997	Schottland, 1975 – 1988	600.000		na	
1997	12 Schwellenländer, 1992 – 1997	500.000			
1999	Dänemark, 1980 – 1993	800.000		-	

Nachfolgend beobachtete Bigger, 1999, ebenfalls anhand von dänischen Geburtsregisterdaten (Zeitraum: 1960 – 1994; rd. 1,4 Millionen Geburten), einen parallelen Abfall des sekundären Geschlechterverhältnis und der durchschnittlichen Familiengröße bzw. der durchschnittlichen Geburtenreihenfolge (Erst-, Zweit-, Drittgeborenes etc.). Die näheren Analysen zeigten, dass die Wahrscheinlichkeit einer Jungengeburt höher war, wenn bereits die vorangegangene Geburt in der Familie männlich war. Mithin spiele die „biologische Heterogenität“ eine Rolle: Familien mit Jungen haben eine erhöhte Wahrscheinlichkeit für einen weiteren Jungen.

Wenn auch in verschiedenen Analysen auf Basis umfangreicher Geburtenregister Effekte der Geburtsreihenfolge sowie des Alters der Eltern auf die Wahrscheinlichkeit einer Jungengeburt

identifiziert worden sind, ist die absolute Größenordnung der Effekte sehr gering, so dass sie als möglicher Confounder für Beobachtungsstudien etwa zu potentiellen arbeitsplatz- oder umweltbezogenen Risiken an sich kaum in Betracht kommen (Terrell, 2011).

Zum möglichen Einfluss des sozialen Status der Mutter bzw. der Familie auf das Geburtenverhältnis gibt es unterschiedliche Ergebnisse, wobei allerdings in den Fällen, in denen ein Zusammenhang empirisch nachgewiesen worden sei, nicht mit dem Sozialstatus assoziierte Faktoren wie das Alter der Eltern als mögliche Confounder berücksichtigt worden seien (Terrell, 2011).

Auch gibt es diverse Publikationen zum möglichen Einfluss des Zeitpunktes der Befruchtung bzw. des damit einhergehenden Hormonlevels der Eltern (James, 2008). Diese möglichen Einflussfaktoren sind aber im Rahmen ökologischer Studien nicht zu kontrollieren. Im Grunde fallen auch Untersuchungen zum Effekt einer künstlichen Befruchtung auf das sekundäre Geschlechterverhältnis unter diese Theorien (Dean, 2010).

Weitere vereinzelt untersuchte oder als mögliche Confounder berücksichtigte potentielle Einflussgrößen sind beispielsweise:

- Körpergewicht der Mutter (Cagnacci, 2004),
- Rauchverhalten der Eltern vor der Schwangerschaft (Fukuda, 2002; Obel, 2003),
- väterlicher Diabetes (Hansen, 1999).

Hierbei kann aber nicht von etablierten oder wahrscheinlichen Einflussfaktoren gesprochen werden.

5.2 Radioaktivität und sekundäres Geschlechterverhältnis

Da bereits ein möglicher Zusammenhang zwischen ionisierender Strahlung bzw. Radioaktivität und dem sekundären Geschlechterverhältnis nach den vorangegangen veröffentlichten Zahlen zu den Geburtsstatistiken rund um das TBL Gorleben öffentlich diskutiert worden ist, wird auch in diesem Bericht der Kenntnisstand einer möglichen Wirkung ionisierender Strahlung auf das sekundäre Geschlechterverhältnis separat beschrieben.

Es gibt verschiedene Untersuchungen bzw. Publikationen, die einen möglichen Zusammenhang zwischen dem Geschlechterverhältnis und Radioaktivität aufgegriffen haben: ökologische Analysen einer möglichen Exposition durch die Umwelt wie auch Quer- und Längsschnittsanalysen an exponierten Kohorten, insbesondere Berufskohorten.

Dabei muss wie bei anderen Noxen [vgl. Tabelle 5.2] bei der Richtung eines möglichen Effektes auf das sekundäre Geschlechterverhältnis die Abhängigkeit vom betroffenen Elternteil (mütter- bzw. väterlicherseits) berücksichtigt werden. Nach Scherb, 2009, wären folgende Effekte zu erwarten: Wären nur die Mütter von der Strahlung betroffen, resultiert dies hypothetisch bei x-chromosomal-gebundenen rezessiven Genmutationen in verringerten Jungengeburten, während bei dominanten Genen die Effekte bei Mädchen und Jungen identisch sind. Bei den Vätern hingegen können Mutationen beim X-Chromosom ausschließlich zu verringerten Mädchengeburten führen. Wären beide Elternteile gleichermaßen betroffen, könnte an sich zunächst keine Aussagen getroffen werden, es wird allerdings die Dominanz des Effektes mütterlicherseits vermutet.

5.2.1 Studien zur umweltbedingten Radioaktivität

Bei den ökologischen Untersuchungen zu möglichen Effekten des Fallout des Tschernobyl-GAU von 1986 wurde im nachfolgenden Jahr 1987 ein Sprung im Geschlechterverhältnis beobachtet, allerdings in Sinne eines Anstiegs und somit entgegen der Annahme, dass bei einer gleichmäßigen bevölkerungsbezogenen Exposition der Effekt mütterlicherseits dominiere und damit ein erhöhtes sekundäres Geschlechterverhältnis zu beobachten sei (Scherb, 2007, 2009, 2011):
Für die Analysen wurden verschiedene Datensätze herangezogen: Die ersten Analysen basieren auf Geburtenstatistiken aus sechs Ländern für die relativ kurze Zeitreihe 1984 – 1991. Hier zeigte sich der Sprung, der insbesondere auf den Änderungen des Geschlechterverhältnisses der am stärksten belasteten osteuropäischen Länder zurück zu führen sei.
Für den gleichen Zeitraum wurde auf Basis deutscher landkreisspezifischer Geburtsstatistiken eine weitere Analyse durchgerechnet: Während sich der zeitliche Verlauf des Geburtenverhältnisses ähnelt, ist hier der modellierte Sprung in 1987 nicht signifikant. Immerhin gelang der Nachweis eines Zusammenhanges mit regionalen Cäsiumbelastungen des Bodens, wenngleich auch hier verschiedene Modelle parallel durchgerechnet wurden, ohne dass die ausgewiesenen p-Werte entsprechend diskutiert bzw. korrigiert wurden.
Der Artikel aus 2011 berücksichtigt europäische Zeitreihendaten von 1975 bis 2009; der modellierte Sprung in 1987 ist für Deutschland nicht signifikant.
Der Trennung zwischen der eher explorativen Datenanalyse im Sinne einer möglichst guten Approximation der Zeitreihe von einer (inferenzstatistischen) Überprüfung einer möglichst vollständig vorab definierten Nullhypothese ist in den Publikationen nicht immer vollständig vollzogen.

Auch in anderen Publikationen wurde ein möglicher Einfluss von Atombomben oder Reaktorunfälle auf das sekundäre Geschlechterverhältnis aufgegriffen:
Neben den o. g. Analysen untersuchte eine Studie mögliche Folgen des Reaktorunfalls von Tschernobyl auf das sekundäre Geschlechterverhältnis für alle tschechischen Regionen in 1986 [Peterca, 2007]. Hierbei wurde das Geschlechterverhältnis der im November 1986 geborenen Kinder, d.h. der Kinder, deren Mütter sich zum Zeitpunkt des Reaktorunfalls im April 1986 in der 8.-12. Schwangerschaftswoche befanden, mit dem der Geburten des restlichen Jahres 1986 verglichen. Hier zeigte sich eine Abnahme der Jungengeburten in Abhängigkeit von der Strahlenbelastung der jeweiligen Region.
Bei den Untersuchungen, die auf die Atombombenabwürfe Hiroshima und Nagasaki gefolgt sind und für die eindeutige höhere Expositionsdosen bestanden, konnte trotz hoher Fallzahl bei den Geburten keine eindeutige Richtung bei dem Geschlechterverhältnis beobachtet werden (Schull, 1966). Hierbei wurden verschiedene geschätzte Expositionsdosen mitberücksichtigt.
In Kasachstan wurden von 1949 bis 1989 Atombombentests durchgeführt. Die resultierende Strahlenbelastung wurde für die umliegenden Orte abgeschätzt (Mudie, 2007) und das Geschlechterverhältnis von 11.464 Kindern, die dort zwischen 1949 und 1956 geboren wurden, analysiert. Auch hier zeigte sich kein signifikanter Zusammenhang zwischen Strahlenexposition und Geschlechterverhältnis.
Insgesamt ergibt sich aus den vorliegenden Studien laut Terrell, 2011, eine insuffiziente Evidenz für einen irgendwie gearteten Einfluss auf das sekundäre Geschlechterverhältnis.

Eine ähnliche ökologische Analyse wie bei ihren Tschernobyl-Analysen führte die Autorengruppe Kusmierz, Scherb und Voigt für den Faktor „wohnhaft im Umkreis um ein AKW (Deutschland und Schweiz)“ durch (Kusmierz, 2010). Für den 35 km-Radius wurde ein erhöhtes sekundäres Geschlechterverhältnis im Vergleich zur Referenz von 1,055 beobachtet. Neben dem Einwand, dass hier auch andere Effekte, die mit der Wahl der AKW-Standorte im

Zusammenhang stehen, eine Rolle spielen können, sind die gewählten Modelle a priori nicht plausibel, insbesondere da für den gewählten Radius die durch die AKW´s im Vergleich zu der Hintergrundbelastung bedingte zusätzliche Strahlenexposition zu vernachlässigen sein sollte: Für den 5 km-Radius, der zunächst Gegenstand der Analyse war, konnte hingegen kein Effekt nachgewiesen werden. Daraufhin wurde die Grenze des Umkreises verschoben, wobei sich mit einem größeren Radius die „Signifikanz einstellte"; somit fand eine Modelloptimierung statt. Ein Modell, bei dem die (reziproke) Entfernung als Regressor für das logarithmierte sekundäre Geschlechterverhältnis einging, lieferte zudem keine signifikanten Zusammenhänge.

5.2.2 Sonstige Studien: ionisierende Strahlung und sekundäres Geschlechterverhältnis

Die übrigen Studien zum Einfluss ionisierender Strahlung auf das Geschlechterverhältnis führten ebenfalls zu keiner halbwegs konsistenten Evidenz:

Untersuchungen der Geburtsstatistiken in Cumbria (Dickinson, 1996) zeigen, dass das Geschlechterverhältnis der Kinder von den (männlichen) Beschäftigten der Wiederaufbereitungsanlage Sellafield in Richtung verringerter Mädchengeburten ausfiel: das Verhältnis betrug 1,094 (95%-KI: [1,060; 1,128]) und war gegenüber dem Vergleichskollektiv statistisch auffällig erhöht. Unter den Beschäftigten mit einer jährlichen arbeitsplatzbezogenen Zusatzbelastung von mindestens 10 mSv war das Verhältnis sogar noch ausgeprägter, wenngleich zwischen dem sekundären Geschlechterverhältnis und der Zusatzbelastung keine eindeutige Dosisabhängigkeit nachgewiesen werden konnte.

Eine noch umfangreichere Studie zu Gesundheitseffekten bei den in der britischen Atomindustrie Beschäftigten („Nuclear industry family study"; Maconochie, 1999) zeigte keinen Effekt der kumulativen externen Dosis auf das sekundäre Geschlechterverhältnis (rund 46.000 Geburten; Maconochie, 2001). Bei den Analysen wurde danach differenziert, ob der Vater oder die Mutter exponiert gewesen ist.

Mithin müssen die Ergebnisse der Querschnittstudien als nicht konsistent eingestuft werden und können daher nicht als Unterstützung der Resultate der ökologischen Studien von Scherb et al. dienen.

In dem Review von Terrell, 2011, zum Einfluss möglicher Umweltkontaminanten auf das sekundäre Geschlechterverhältnis wird zusammenfassend der Einfluss ionisierender Strahlung auf das sekundäre Geschlechterverhältnis auf Basis der bestehenden wissenschaftlichen Literatur als nicht evident eingestuft. Dabei wurden drei Teilbereiche betrachtet (vgl. Tabelle 5.2; Teilbereiche: „nuklear", „arbeitsplatz-„ sowie „behandlungsbezogen"):

- Die in Kapitel 5.2.1 diskutierten bevölkerungsbezogenen Studien, bei denen es regional auf Grund von Atomwaffen oder einer Reaktorkatastrophe zu erhöhter Radioaktivität gekommen ist.
- Studien, bei denen die Eltern am Arbeitsplatz einer ionisierender Strahlenexposition ausgesetzt gewesen sind.
- Sowie als dritter Forschungsbereich Studien an den Kindern von ehemals an Leukämie im Kindesalter erkrankten Eltern, die auf Grund ihrer medizinischen Behandlung einer hohen ionisierender Strahlendosis ausgesetzt gewesen waren.

5.3 Weitere arbeitsplatz- oder umweltbezogene Faktoren

Auf Basis eines bestehenden Nord-Süd-Gefälles innerhalb von Europa beim sekundären Geschlechterverhältnis wurde die Hypothese abgeleitet, dass klimatische Faktoren, die mit der

geografischen Breite korreliert sind, wie z.B. die Jahresdurchschnittstemperatur, einen Einfluss auf das sekundäre Geschlechterverhältnis haben (Grech, 2000). Diese ökologische Betrachtung kontrolliert aber keineswegs die Verteilung von anderen potentiellen Einflussfaktoren, die in Europa differieren (durchschnittliche Familiengröße; Bevölkerungsanteile einzelner Rassen; Alter der Eltern etc.).

Ein Einfluss von Chemikalien (bei arbeitsplatz- oder auch umweltbezogenem Expositionspfad) auf das sekundäre Geschlechterverhältnis wird ebenfalls diskutiert, wobei diese als endokrine Disruptoren den Hormonhaushalt und damit in der Folge das Geschlechterverhältnis beeinflussen sollen (Mackenzie, 2005). Wie bei der möglichen Wirkung ionisierender Strahlung [Kapitel 5.2] muss bei derartigen Noxen differenziert werden, ob der Vater oder die Mutter exponiert sind.

Zu den arbeitsplatz- und umweltbezogenen Faktoren im engeren Sinne finden sich in dem bereits erwähnten Review (Terrell, 2011) nur wenige Einflussgrößen, die als recht gesicherter oder auch nur wahrscheinlicher oder möglicher Einflussfaktor gelten. Die folgende Tabelle listet die Expositionsgruppen auf, für die die Autoren gemäß ihrer Suchkriterien mindestens vier Studien (bezogen auf die links aufgeführten acht Hauptgruppen) identifizieren konnten:

Tabelle 5.2: Zusammenfassung der Evidenz von arbeitsplatz- oder umweltbezogenen Risiken auf das sekundäre Geschlechterverhältnis nach Terrell, 2011. Symbole für Evidenz [E.] eines Einflusses: ↑↑ = etwas E. (Anstieg) , ↑ = limitierte E. (Anstieg), ↑↓ = widersprüchliche E. bzgl. Richtung, ↓↓ = etwas E. (Abfall) ↓ = limitierte E. (Abfall), ? = nicht-hinreichende Hinweise, n/a = keine Studien vorliegend)

	Zusammengefasste Evidenz für Expositionspfad			Anzahl der für die Evidenz-einstufung berücksichtigten Studien
	väterlicher-seits	mütterlicher-seits	Beide	
Dioxine	↓↓	?	↓	10
PCBs	↑↑	↑↓	↑	6
Pestizide:				15
DBCP	↓	n/a	n/a	(2)
sonstige	?	?	?	(13)
Metalle				13
Blei	↓	?	n/a	(4)
Methylquecksilber	↓	?	?	(1)
sonstige	?	?	?	(8)
Nicht-ionisierende Strahlung	↓	?	n/a	9
Ionisierende Strahlung				18
behandlungsbezogen	↓	?	n/a	(5)
arbeitsplatzbezogen	↑↓	?	n/a	(8)
nuklear	?	?	?	(5)
Gravitationskräfte	↓	n/a	n/a	5
Bor (Halbmetall)	↓	n/a	?	5

Demnach werden allein PCB-Kongenere väterlicherseits mit einem erhöhten sekundären Geschlechterverhältnis in Zusammenhang gebracht, wobei die PCB-Exposition der in der Übersicht verwendeten Studien insbesondere über den Nahrungspfad, speziell hier der Fischverzehr, stattfand.

Darüber hinaus sind noch in einzelnen Studien weitere Expositionsszenarien betrachtet worden, doch erlaubt sich aus Einzelstudien keine Evidenzeinstufung.

5.4 Strukturelle Einflussgrößen

Die sogenannte „Stress-Hypothese“ ermöglicht an sich durchaus die Erklärung kurzfristiger zeitlicher Schwankungen wie auch regionaler Unterschiede je nach den Strukturmerkmalen der untersuchten Region: Nach dieser Hypothesengruppe führt Stress zu einer verringerten Anzahl von Jungengeburten. Hierbei werden drei verschiedene Erklärungsansätze unterschieden, vor allem die (an Faktoren bei der Mutter anlehnende) Erklärung, nach der ein gehäuftes Ableben männlicher Föten vor der Geburt auf Grund einer Glucocorticoidproduktion der Mutter zu Stande kommt. Daneben werden die Möglichkeiten diskutiert, dass die Bewegungsfähigkeit („Motilität“) der Spermien (i.e. Wirkung über den Vater) sowie die Häufigkeit des Sexualkontaktes und darüber der Zeitpunkt der Empfängnis beeinflusst wird (vgl. Catalano, 2005). Insbesondere gemäß dem ersten Erklärungsansatz folgt die Stress-Hypothese im Wesentlichen der allgemeinen These, dass suboptimale Fortpflanzungsbedingungen mit einem verringerten sekundären Geschlechterverhältnis assoziiert sind (z.B. Cagnacci, 2004).

Auf Individualebene sind in diesem Zusammenhang ein über die Berufsbezeichnungen abgeleiteter beruflicher Stress der Mutter (Ruckstuhl, 2010) wie auch einschneidende Familienereignisse wie der Tod des Partners oder eines älteren Kindes (Hansen, 1999) untersucht worden, wobei sich deutliche Hinweise auf verringerte Jungengeburten unter oder nach den individuellen Stresssituationen ergeben haben.

Die Stress-Hypothese wurde auch anhand verschiedener Naturkatastrophen u.a. im Rahmen ökologischer Studien untersucht (vgl. iff. Catalano, 2005): Ein verringertes sekundäres Geschlechterverhältnis wurde entsprechend in Folge einer lang anhaltenden Smog-Periode in London 1952 beobachtet, nach dem Erdbeben bei Kobe (Japan) in 1995 (Fukuda, 1998), wie auch nach dem terroristischen Anschlag in New York am 11.09.2001 (Catalano, 2006; Bruckner, 2010).

Eine spezifischere Hypothese ist die der „ökonomischen Stress-Hypothese“, wonach in Zeiten bzw. Regionen mit ökonomischer Depression oder hoher Arbeitslosigkeit das Geschlechterverhältnis sinkt (Catalano, 2005). Entsprechend könnte das Geschlechterverhältnis somit in nachfolgenden Zeiten von Prosperität oder stabiler Wirtschaftlage zwischenzeitlich ansteigen, bevor es sich wieder beim „Normallevel“ einpendelt. Dagegen zeigt eine Studie von Helle (Helle, 2009) keinen Einfluss vom ökonomischen Stress auf das sekundäre Geschlechterverhältnis. Folglich wird dieser Einfluss insgesamt als inkonsistent beurteilt (Zilko, 2010).

Auch Kriegs-Ereignisse könnten als „akute Stress-Ereignisse“ angesehen werden und tatsächlich zeigte sich vereinzelt auch ein verringertes Jungenverhältnis, etwa im Zusammenhang mit dem 10-Tages-Krieg in Slowenien (Zorn, 2002). Doch wurde gerade während und im Anschluss an langjährige Kriegs-Ereignisse, wie den Weltkriegen, häufiger eher ein erhöhtes Geschlechterverhältnis beobachtet, was unter anderem bspw. mit einer erhöhten Häufigkeit des Sexualverkehr erklärt wird (James, 2004).

Allerdings sind diese Beobachtungen nicht allgemein gültig, so wurde bspw. auf Grund der Kriegsereignisse in Kroatien keine Veränderungen im sekundären Geschlechterverhältnis nachgewiesen (Polasek, 2005). Gerade auch bei den potentiellen „kriegsassoziierten“ Verschiebungen zeigt sich wiederum die Notwendigkeit auf, sie durch individuelle Faktoren zu erklären, ebenso wie bei der der Stresshypothese. Insofern könnte auch weitergehend für andere „strukturelle“ Faktoren, die einen Einfluss auf den Hormonhaushalt oder die Frequenz des Sexualverkehrs haben könnten, ebenfalls ein zunächst theoretischer Einfluss auf das sekundäre Geschlechterverhältnis hergestellt werden, den es empirisch zu überprüfen gelte.

5.5 Diskussion der Relevanz möglicher Einflussfaktoren in der Nähe des TBL Gorleben

Bei den diskutierten individuellen Faktoren – etwa dem Alter der Mutter oder des Vaters oder der Geburtenreihenfolge – ist kaum von gravierenden regionalen wie temporalen Verteilungsunterschieden in einer Bevölkerung auszugehen, so dass sie als Erklärungsansatz, z.B. als Verschiebungen im demographischen Aufbau, für das Muster der beobachteten Zeitreihe der Geschlechterverhältnisse nahezu ausfallen.

Bezüglich einer möglichen radioaktiven Exposition der Bevölkerung als möglicher Einflussfaktor auf das sekundäre Geschlechterverhältnis kann unter Berücksichtigung aller wissenschaftlichen Studien eben nicht von einem etablierten oder auch nur wahrscheinlichen Einflussfaktor gesprochen werden. Aber davon abgesehen läge um das TBL Gorleben gemäß der bisherigen Messergebnisse noch nicht einmal eine entsprechende Strahlungsexposition der Bevölkerung vor. Insofern scheidet diese Hypothese vollständig aus, auch wenn der logisch unzulässige Rückschluss versucht wird, vom geänderten Geschlechterverhältnis auf eine stattgefundene Strahlungsexposition zu schließen.

Allerdings finden sich keine anderen überzeugenden Hypothesen auf, die die beobachtete Zeitreihe im sekundären Geschlechterverhältnis bei derzeitiger Datenlage ansatzweise erklären könnten. Hierbei muss nicht zwingend ein Ereignis ab oder in 1995, das über bislang unbekannte Mechanismen auf das sekundäre Geschlechterverhältnis in 1996 gewirkt haben könnte, identifiziert werden, sondern auch eine Erklärung der niedrigen Werte in 1994 und 1995 könnte die Signifikanz der Sprungvariablen bzw. den Unterschied zwischen den beiden Zeitabschnitten erklären. Sofern hier ein entsprechendes Ereignis identifiziert werden könnte, könnte die ökonomische Stresshypothese zwar als eine mögliche Erklärung für die sehr niedrigen Zahlen vor 1996 heran gezogen werden, offen bliebe dabei allerdings das konstant hohe Niveau ab 1996, das deutlich über dem angenommenen Referenzwert liegt.

Grundsätzlich bleibt zu betonen, dass nur wenige Effekte als Einflussfaktoren des Geschlechterverhältnisses etabliert sind; selbst Risiken, die die Reproduktivität betreffen, wie Zigarettenrauchen oder eben auch ionisierende Strahlung, scheinen keinen Impact auf das Geschlechterverhältnis der Nachkommen zu haben. Bei all den aufgeführten publizierten empirischen Belegen für die formulierten Thesen zum Einfluss bestimmter Faktoren auf das Geschlechterverhältnis darf schließlich nicht übersehen werden, dass es gerade in diesem Bereich einen beträchtlichen „publication bias“ geben dürfte. D.h. vor allem Analysen, die einen Zusammenhang mit einer gerade diskutierten These zu belegen scheinen, werden eingereicht und publiziert, seltener hingegen nicht gelungene Versuche, eine These empirisch zu untermauern.

In diesem Zusammenhang stellte Bonde, 2007, im Editorial des British Medical Journals die Frage, warum das sekundäre Geschlechterverhältnis so viel wissenschaftliche Aufmerksamkeit auf sich ziehe, und begründet dies damit, dass es so einfach zu messen sei. Somit dürfe es bei den vorliegenden mannigfaltigen Datenbeständen nicht überraschen, dass immer wieder aufsehenerregende Zusammenhänge aufgezeigt werden, die im Rahmen eines scheinbar plausiblen biologischen Mechanismus erklärt werden können.[7]

[7] „Why then does sex ratio continue to attract so much scientific attention? One reason may be that it is so easy to measure. Literally thousands of studies include information on sex of offspring. With so many opportunities for analysing data, it is hardly surprising that striking findings emerge. When they do, imaginative researchers have no trouble constructing plausible biological mechanisms to explain their findings…”

6 Fazit

Die hier im Bericht vorgestellten statistischen Analysen waren als Replizierung und Ergänzung der Auswertungen von Kusmierz bzw. Scherb gedacht.

Hierzu wurden zwei (nicht-unabhängige) Hypothesen a priori formuliert, jeweils zum Signifikanzniveau 5%. Die übrigen Analysen, insbesondere auch die durchgerechneten Regressionsmodelle, sind rein ergänzend dargestellt.

Folgende Aussagen können bereits auf Basis dieses Sachstandberichtes festgehalten werden:

(1) Die in den Papieren von Kusmierz, 2011, bzw. Scherb, 2011, veröffentlichten Statistiken lassen sich replizieren.

(2) Allerdings liegt für die niedersächsischen Gemeinden ab 1996 kein gegenüber dem Referenzwert von 1,055 signifikant erhöhtes sekundäres Geschlechterverhältnis vor. Zudem bleibt zum Teil die Frage bestehen, ob die ausgewiesenen p-Werte nicht durch Modelloptimierungen minimiert wurden.
Dennoch haben die Hauptaussagen Bestand und waren Veranlassung, ähnliche Auswertungen auf ein neues Untersuchungsgebiet auszudehnen.

(3) Die Auswertungen zu den benachbarten Gemeinden aus den übrigen Bundesländern führen zu ähnlichen Resultaten. Insbesondere für Sachsen-Anhalt liegt hierbei ab 1996 auch ein erhöhtes sekundäres Geschlechterverhältnis vor sowie, bei allerdings verkürzter Zeitreihe, ein ausgeprägter Unterschied der Jahre bis 1995 sowie ab 1996 im Geschlechterverhältnis.

(4) Auch mit dem nunmehr vorliegenden unabhängigen Nachweis, dass um das TBL Gorleben Verschiebungen im sekundären Geschlechterverhältnis seit 1996 zu beobachten sind, ist damit noch kein Beweis in Richtung auf eine stattgefundene Strahlenbelastung im Niedrigdosisbereich durch das TBL Gorleben gegeben. Vielmehr sind diese Ergebnisse sogar getrennt von der These zu diskutieren, ob Radioaktivität zu einem veränderten Geschlechterverhältnis bei der Geburt führen kann, wie dies von der Arbeitsgruppe um Dr. Scherb als hinreichend belegt dargestellt wird, da um das TBL Gorleben keine auch für den Niedrigdosisbereich relevante zusätzliche Exposition der Bevölkerung durch ionisierende Strahlung beobachtet worden ist. Zudem ist die Evidenz eines Zusammenhanges zwischen Geschlechterverhältnis und Radioaktivität bzw. ionisierender Strahlung zu hinterfragen: auch anhand von Querschnitt- oder Längsschnittstudien, die epidemiologisch höherwertiger als ökologische Untersuchungen anzusehen sind, ist kein konsistenter Nachweis einer möglichen Wirkung von ionisierender Strahlung auf das sekundäre Geschlechterverhältnis gelungen.

(5) Insofern wären andere mögliche Einflussfaktoren auf ihre Plausibilität hin zu diskutieren. Dazu wären – über den in diesem Bericht skizzierten Literaturüberblick hinaus - vertiefende Literaturrecherchen nötig, wie auch das Zusammenspielen der Geburtsstatistiken mit strukturellen gemeindebezogenen Statistiken, um ökologische Zusammenhangsanalysen durchführen zu können. Insbesondere wären derartige bevölkerungsbezogene Einflussfaktoren zu identifizieren, die kleinräumig über Zeit und Region variieren.
Es muss bezweifelt werden, ob derartige Analysen mit vertretbarem Aufwand sowie hinreichender Wahrscheinlichkeit, Einflussfaktoren auch möglichst sicher nachzuweisen, durchgeführt werden können.

7 Anhang

7.1 Auswertungen zu Geburten um TBL Gorleben – Quellen

(Q1) Kusmierz, Februar 2011. Unter: http://www.cshare.de/file/f4b29d009f35c76bb97cfe635ce10ba2/Geburten_Gorleben?tags=Geburten_Gorleben&lang=de (letzter Zugriff: 01.07.2011)

(Q2) Scherb, 28.02.2011. „FactSheet"; letzter Zugriff 01.07.2011. Ersetzt durch:

(Q2*) Scherb, Voigt, Kusmierz, 03.08.2011. „FactSheet". Unter: http://www.helmholtz-muenchen.de/ibb/homepage/hagen.scherb/proceedings.html (Letzter Zugriff: 08.09.2011)

7.2 Zitierte Literatur

Biggar RJ et al., 1999: Sex Ratios, Family Size, and Birth Order. American Journal of Epidemiology 150: 957 – 962.

Boklage ChE, 2004: The epigenetic environment: secondary sex ratio depends on differential survival in embryogenesis. Hum Reprod 20: 583 – 587.

Bonde JPE, Wilcox A, 2007: Ratio of boys to girls at birth – is not related to the time taken to conceive, or exposure to environmental agents. BMJ 334: 486 – 487.

Bruckner TA, Catalano R, Ahern J, 2010: Male fetal loss in the U.S. following the terrorist attacks of September 11, 2001. BMC Public Health 10: 273.

Cagnacci A et al., 2004: Influences of maternal weight on the secondary sex ratio of human offspring. Human Reproduction 19: 442 - 444.

Catalano RA, 2003: Sex ratios in the two Germanies: a test of the economic stress hypothesis. Human Reproduction 18: 1972 – 75.

Catalano R et al., 2005: Fetal death sex ratios: a test of the economic stress hypothesis. International Journal of Epidemiology 34: 944 – 948.

Catalano R et al., 2006: Exogenous shocks to the human sex ratio: The case of September 11, 2001 in New York City. Human Reproduction 21: 3127 – 3131.

Dean JH, Chapman MG, Sullivan EA, 2010: The effect on human sex ratio at birth by assisted reproductive technology (ART) procedures--an assessment of babies born following single embryo transfers, Australia and New Zealand, 2002-2006. BJOG. 117: 1628 - 1634.

Dickinson et al., 1996: The sex ratio of children in relation to paternal preconceptional radiation dose: a study in Cumbria, northern England. J Epidemiol Community Health 50: 645 – 652.

Fukuda M et al., 1998: Decline in sex ratio at birth after Kobe earthquake. Human Reproduction 13: 2321 – 2322.

Fukuda M, Fukuda K, Shimizu T, 2002: Parental periconceptional smoking and male : female ratio of newborn infants. Lancet 359: 1407 – 1408.

Hansen D, Møller H, Olsen J, 1999: Severe periconceptional life events and the sex ratio in offspring: follow up study based on five national registers. BMJ 319: 548 – 549.

Helle S, Helama S, Lertola K, 2009: Evolutionary ecology of human birth sex ratio under the compound influence of climate change, famine, economic crises and wars. J Anim Ecol 78: 1226 – 1233.

Jacobsen R, Møller H, Mouritsen A, 1999: Natural variation in the human sex ratio. Human Reproduction 14: 3120 – 3125.

James WH, 1984: The sex ratios of black births. Ann Hum Biol. 11: 39 - 44.

James WH, 1985: The sex ratio of Oriental births. Ann Hum Biol. 12: 485 - 487.

James WH, 2004: A furter note on the sex ratios at births conceived during wartime. Human Reproduction 19: 1495 - 1496.

James WH, 2008: Evidence that mammalian sex ratios at birth are partially controlled by parental hormone levels around the time of conception. Journal of Endocrinology 198: 3 – 15.

Khoury MJ, Erickson JD, James LM, 1984: Paternal Effects on the Human Sex Ratio at Birth: Evidence from Interracial Crosses. Am J Hum Genet 36: 1103 – 1111.

Kusmierz R, Voigt K, Scherb H, 2010: Is the human sex odds at birth distorted in the vicinity of nuclear facilities (NF)? In: Greve K, Cremers AB (eds.) 24th EnviroInfo, Bonn/Köln. Shaker, p: 616 – 626.

Maconochie et al., 2001: Sex ratio of nuclear industry employees´ children. Lancet 357: 1589 – 91.

Maconochie et al., 1999: Nuclear industry family study: methods and description of a United Kingdom study linking occupational information held by employers to reproduction an child health. Occup Environ Med 56: 793 – 801.

Mudie NY et al., 2007: Sex ratio in the offspring of parents with chronic radiation exposure from nuclear testing in Kazakhstan. Radiat Res. 168: 600-607.

Obel C et al., 2003: Periconceptional smoking and the male to female ratio in the offspring – re-assessment of a recently proposed hypothesis. Int J Epidemiol 32: 470 – 471..

Peterka M, Peterková R, Likovský Z.: 2007: Chernobyl: relationship between the number of missing newborn boys and the level of radiation in the Czech regions. Environ Health Perspect. 115: 1801-1806.

Polasek O et al., 2005: Sex ratio at birth and war in Croatia (1991 – 1995). Human Reproduction 20: 2489 - 2491.

Ruckstuhl KE et al., 2010: Mother's occupation and sex ratio at birth. BMC Public Health 10: 269.

Scherb H, Voigt K, 2009: Analytical ecological epidemiology: exposure-response relations in spatially stratified time series. Environmetrics 20: 596 – 608.

Scherb H, Voigt K, 2011: The human sex odds at birth after the atmospheric atomic bomb tests, after Chernobyl, and in the vicinity of nuclear facilities. Environ Sci Pollut Res 18: 697 – 707.

Scherb H, Voigt K, 2007: Trends in the human sex odds at birth in Europe and the Chernobyl Nuclear Power Plant accident. Reprod Toxicol 23: 593 – 599.

Schull WJ, Neel JV, Hashizume A, 1966: Some Further Observations on the Sex Ratio Among Infants Born to Survivors of the Atomic Bombings of Hiroshima and Nagasaki. Amer J Human Genetics 18: 328 – 338.

Terrell ML, Hartnett KP, Marcus M, 2011: Can environmental or occupational hazards alter the sex ratio at birth? A systematic review. Emerging Health Threats Journal 4: 7109 – DOI: 10.3402/ehtj.v4i0.7109.

Zilko CE, 2010: Economic contraction and birth outcomes: an integrative review. Hum Reprod Update. 16: 445 - 458.

Zorn B et al., 2002: Decline in sex ratio at birth after 10-day war in Slovenia. Human Reproduction 17: 3173 – 3177.

Nachbemerkung

Dieser Bericht ist eine überarbeitete Version des gleichnamigen Berichtes vom Juli 2011.

Neben einzelnen zumeist redaktionellen Änderungen wurde insbesondere das Kapitel 3.2 überarbeitet:
Zum einen wurde in der Juli-Version irrtümlich ausgeführt, dass Dr. Scherb zur Schätzung eines Trendwechsels ein verallgemeinertes lineares Regressionsmodell für das logarithmierte sekundäre Geschlechterverhältnis verwendet habe, während er tatsächlich einen logistischen Regressionsansatz verfolgt hat. Auf Grund der weitgehenden Äquivalenz dieser beiden Modelle führen sie zwar zu vergleichbaren Effektschätzungen, aber der Vollständigkeit halber werden jetzt beide Schätzansätze dargestellt und korrekt zugeordnet.
Zudem wurde das „Factsheet" von Dr. Scherb nach dem Bericht vom Juli grundlegend überarbeitet und die alte Version vom Februar ausgetauscht, so dass auch kurz auf diesen Wechsel zum Verständnis der Leser eingegangen werden musste.