

Aus dem Institut für Soziale Pädiatrie und Jugendmedizin der Ludwig-Maximilians-
Universität München, Vorstand: Prof. Dr. Dr. h. c. H. von Voss

Abteilung für Epidemiologie im Kindes- und Jugendalter, Schwerpunkt
Gesundheitsforschung, Leiter: Prof. Dr. R. von Kries

Risikofaktoren für Übergewicht: Verschiebung der gesamten BMI-Verteilung oder nur der oberen Perzentilen

Dissertation

zum Erwerb des Doktorgrades der Zahnheilkunde
an der Medizinischen Fakultät der
Ludwig-Maximilians-Universität zu München

vorgelegt von

Barbara Luise Dörner-Geis

aus

Mainz

2006

Mit Genehmigung der Medizinischen Fakultät der Universität München

Berichterstatter:

Prof. Dr. med. R. von Kries

Mitberichterstatter:

Prof. Dr. B. Koletzko

Prof. Dr. K. Parhofer

Mitbetreuung durch den promovierten Mitarbeiter:

Dr. med. A. M. Toschke

Dekan:

Prof. Dr. med. D. Reinhardt

Tag der mündlichen Prüfung: 18. Juli 2006

INHALT

| | | |
|----------|---|-----------|
| 1 | EINLEITUNG | 1 |
| 2 | STAND DER FORSCHUNG | 3 |
| 2.1 | Definition von Übergewicht und Adipositas | 3 |
| 2.2 | Statistische Modelle zur Untersuchung von Zusammenhängen..... | 3 |
| 2.3 | Fragestellung | 5 |
| 3 | MATERIAL UND METHODE | 7 |
| 3.1 | Datengewinnung..... | 7 |
| 3.2 | Untersuchungsparameter und Stichprobe..... | 7 |
| 3.3 | Statistische Auswertung | 9 |
| 3.3.1 | Lineare Regression | 9 |
| 3.3.2 | Logistische Regression | 11 |
| 4 | ERGEBNISSE..... | 13 |
| 4.1 | Beschreibung der Stichprobe..... | 13 |
| 4.2 | Vergleich von Häufigkeitsverteilungen des BMI in den untersuchten Strata..... | 15 |
| 4.3 | Untersuchung des Einflusses der potenziellen Risikofaktoren auf den BMI | 21 |
| 4.3.1 | Vergleich von Mittelwerten und Medianen bei exponierten und nicht exponierten Kindern | 21 |
| 4.3.2 | Alters- und geschlechtsstandardisierte Auswertung | 23 |
| 5 | DISKUSSION..... | 26 |
| 5.1 | Diskussion der Methodik | 26 |
| 5.2 | Diskussion der Ergebnisse..... | 28 |
| 5.2.1 | Intrauterine Nikotinexposition..... | 28 |
| 5.2.2 | Fernsehkonsument..... | 29 |
| 5.2.3 | Verzicht auf Stillen | 30 |

| | | |
|------------|---|-----------|
| 5.2.4 | Übergewicht der Mutter | 31 |
| 5.2.5 | Frühkindliche Gewichtszunahme | 32 |
| 5.2.6 | Bildungsstand der Eltern | 32 |
| 5.2.7 | Fazit..... | 33 |
| 5.3 | Zusammenfassende Beantwortung der Fragen aus Kap. 2.3 | 33 |
| 5.4 | Ausblick..... | 34 |
| 6 | ZUSAMMENFASSUNG | 36 |
| 7 | LITERATUR..... | 37 |
| 8 | ANHANG | 46 |
| 8.1 | Studien zur Untersuchung des Zusammenhanges zwischen Haupteinflussfaktoren und BMI | 46 |
| 9 | DANKSAGUNG | 54 |
| 10 | LEBENS LAUF | 55 |

1 Einleitung

In den vergangenen Jahren ist der Anteil übergewichtiger und adipöser Kinder in vielen Ländern dramatisch angestiegen (THOMSEN et al. (1999); STETTLER (2000); HULENS et al. (2001); KAUTIAINEN et al. (2002); FLEGAL et al. (2002); OKOSUN et al. (2003); SUNDQUIST et al. (2004)).

Adipositas geht in vielen Fällen mit einer substanziellen Beeinträchtigung der Lebensqualität einher (HEBEBRAND et al. (2004)). Übergewicht und Fettleibigkeit in der Kindheit sind zudem ein Risikofaktor für chronische Krankheiten im Erwachsenenalter wie Diabetes mellitus Typ II, koronare Herzkrankheit, Bluthochdruck, Arthrose sowie Gallenblasenerkrankungen. Diskutiert wird zudem der Einfluss auf einige Krebserkrankungen (STETTLER (2000); GEISS et al. (2001); WAKE et al. (2003)). Teilweise werden Übergewicht und Adipositas aber auch als eigenständige Krankheit beschrieben (HEBEBRAND et al. (2004)).

In zahlreichen Studien wurde der Anstieg des Anteils übergewichtiger Kinder dokumentiert und mögliche Ursachen auf ihren Einfluss auf das Körpergewicht bzw. das Auftreten von Übergewicht untersucht. Als Einflussfaktoren für das Entstehen von Übergewicht bei Kindern wurden folgende Parameter identifiziert: Fernsehkonsum (ROBINSON (1999); ROBINSON (2001); DENNISON et al. (2002); TOSCHKE et al. (2002a); VON KRIES (2002)), elterliches Übergewicht (CARRIERE (2003); CELI et al. (2003); DENNISON et al. (2002)), hoher Gewichtszuwachs in den ersten 24 Lebensmonaten (TOSCHKE et al. (2004b); ONG et al. (2000); SKINNER et al. (2004); STETTLER et al. (2002b)), Verzehr von Zwischenmahlzeiten („Snacks“) beim Fernsehen (VON KRIES (2002); STETTLER et al. (2004)), Intrauterine Nikotinexposition (TOSCHKE et al. (2003b); MONTGOMERY und EKBOM (2002); TOSCHKE et al. (2002a); VON KRIES et al. (2002)).

Als protektive Faktoren wurden beschrieben: Stillen (TOSCHKE et al. (2002b); VON KRIES et al. (1999); VON KRIES (2002)), sportliche Aktivität (TOSCHKE et al. (2002b); STETTLER et al. (2004); CARRIERE (2003)), hoher Bildungsstand der Eltern (STETTLER et al. (2002a); TOSCHKE et al. (2002b)).

Mehrere Studien zeigten, dass in den vergangenen Jahren der Median des BMI wenig oder gar nicht gestiegen ist, sondern dass speziell eine Zunahme der höheren Perzentilen (85 %, 90 %, 95 %, 99%) zu verzeichnen war (THOMSEN et al. (1999); HULENS et al. (2001); HERPERTZ-DAHLMANN et al. (2003); KAUTIAINEN et al. (2002); OKOSUN et al. (2003); KALIES et al. (2002); TOSCHKE et al. (2005)). Das mittlere Körpergewicht nicht übergewichtiger Kinder blieb über die Zeit also weitgehend konstant, während dasjenige der übergewichtigen und adipösen Kinder zunahm. Das zunehmende Problem kindlichen Übergewichtes scheint damit insbesondere in einer Verschärfung der Situation schwergewichtiger Kinder zu bestehen und weniger die Mehrheit der nicht übergewichtigen Kinder zu betreffen.

Im Anhang (Kap. 8.1) sind in einer tabellarischen Übersicht die Ergebnisse von 73 Studien, die den Zusammenhang zwischen den genannten Einflussfaktoren und dem BMI bei Kindern, bzw. dem Vorhandensein von Übergewicht oder Adipositas bei Kindern untersuchten.

Der Zusammenhang zwischen BMI der Eltern (19 Studien) bzw. der Gewichtszunahme in früher Kindheit (7 Studien) einerseits sowie BMI bzw. Übergewicht bei Kindern andererseits war in allen analysierten Studien statistisch signifikant. Für die Risikofaktoren intrauterine Nikotinexposition (7 Studien), Verzicht auf Stillen (13 Studien) sowie Fernsehen bzw. Computerspiele (10 Studien) lag der Anteil der als statistisch signifikant nachgewiesenen Einflüsse auf den kindlichen BMI bzw. das Übergewicht zwischen 85 und 90 %. Hinsichtlich des sozioökonomischen Status der Eltern (17 Studien) war der Anteil der als statistisch signifikant nachgewiesenen Einflüsse mit 53 % dagegen deutlich geringer.

2 Stand der Forschung

2.1 Definition von Übergewicht und Adipositas

Die Definition von Übergewicht und Adipositas orientiert sich in den meisten Studien am Body Mass Index (BMI), der aus Körpergröße (GRO) und Körpergewicht (GEW) nach der folgenden Formel berechnet wird:

$$BMI = \frac{GEW}{GRO^2} \text{ [kg / m}^2\text{]}$$

Als übergewichtig werden Erwachsene (über 18 Jahre) angesehen, deren BMI größer als 25 kg/m² ist. Als adipös gelten Erwachsene, die einen BMI über 30 kg/m² aufweisen (WHO (2004)). Für Kinder wurden von COLE et al. (2000) alters- und geschlechtsspezifische BMI-Referenzwerte für das Vorliegen von Übergewicht und Adipositas entwickelt, die sich an der zeitlichen Entwicklung des BMI derjenigen Kinder orientieren, deren BMI im Alter von 18 Jahren gerade den Wert von 25 kg/m² (für Übergewicht) bzw. 30 kg/m² (für Adipositas) aufweist.

2.2 Statistische Modelle zur Untersuchung von Zusammenhängen

Für die Untersuchung des adjustierten Zusammenhanges zwischen potenziellen Einflussfaktoren und dem Auftreten von Übergewicht oder Adipositas kommen überwiegend multiple Regressionsmodelle zum Einsatz.

Lineare Regressionsmodelle werden oft angewandt, wenn die abhängige Variable des Modells auf einer Intervallskala gemessen wird (zum Beispiel BMI in kg / m²), während für die logistische Regression eine dichotome Verteilung der abhängigen Variablen üblich ist (zum Beispiel BMI bis / über 25 kg / m²; HARTUNG et al. (1998)). Verletzungen der Modellvoraussetzungen für die lineare Regression (siehe Kap. 3.3.1), insbesondere die Verletzung der Homoskedastizität der Daten sowie das Vorhandensein von extremen Ausreißern, können zu verzerrten Resultaten führen. Homoskedastizität bedeutet, dass die Varianz der Residuen über den Bereich der Einflussgrößen homogen ist. Weitere

Voraussetzungen für die Anwendung der linearen Regression sind ein linearer Zusammenhang zwischen Einflussgrößen und Zielgröße sowie die Normalverteilung der Einfluss- und Zielgrößen (SACHS (2002)).

Die logistische Regression erfordert die Einhaltung so restriktiver Voraussetzungen nicht. Für deren Anwendung ist weder die Linearität des Zusammenhanges zwischen Einfluss- und Zielgröße noch die Homogenität der Varianzen erforderlich. Eine wichtige Voraussetzung ist allerdings die Unabhängigkeit der analysierten Fälle, was in der vorliegenden Studie aufgrund der Tatsache, dass die Daten jedes Kindes als einzelner Fall behandelt werden, gewährleistet ist (HOSMER und LEMESHOW (1989)).

Werden die Voraussetzungen der linearen Regressionsanalyse verletzt, dann können evtl. geeignete Transformationen auf die Daten angewandt und dadurch die Erfüllung der Voraussetzungen gewährleistet werden.

Ein Beispiel für die Verletzung der Voraussetzungen der Linearität ist der Zusammenhang zwischen Alter und BMI bei Kindern (Abbildung 1). Der mediane BMI beträgt im Alter von 2 Jahren etwa 17-18 kg/m², sinkt dann bis zum Alter von etwa 5-6 Jahren auf Werte um 15 kg/m² ab und steigt anschließend bis zum 18. Lebensjahr auf etwa 20 bis 22 kg/m² an. Dieser Wiederanstieg des BMI wird als „adiposity rebound“ bezeichnet.

In verschiedenen Studien wird diesem Verlauf dadurch Rechnung getragen, dass der Zusammenhang zwischen Alter und BMI in Alterskategorien untersucht wird, also eine stratifizierte Auswertung durchgeführt wird (MAGAREY et al. (2001); ALBERTSON et al. (2003)) oder nichtparametrische Assoziationsmaße, wie der Korrelationskoeffizient nach Spearman, verwendet werden (ROBINSON et al. (2001)).

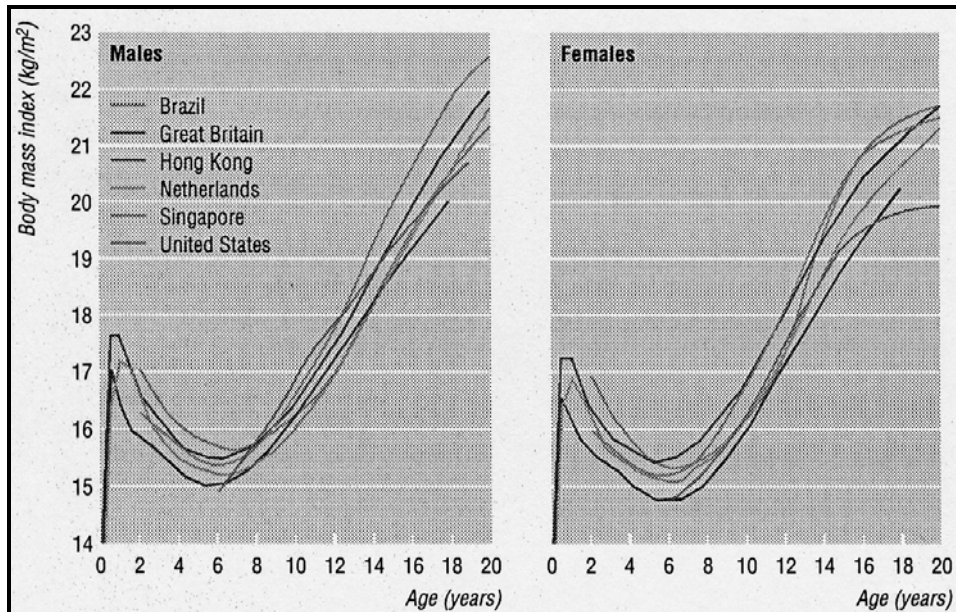


Abbildung 1: Nichtlinearer (u-förmiger) Zusammenhang zwischen Lebensalter und medianem BMI bei Jungen und Mädchen aus verschiedenen Ländern aus COLE et al. (2000)

2.3 Fragestellung

Im Rahmen dieser Studie sollen die sechs Risikofaktoren intrauterine Nikotinexposition, Fernsehen über 1 h pro Tag, elterliches Übergewicht, hohe Gewichtszunahme in den ersten 24 Lebensmonaten, Verzicht auf Stillen und niedriger Bildungsstand der Eltern für eine Stichprobe von Kindern, deren Daten im Rahmen der Einschulungsuntersuchungen erfasst wurden, auf ihren Einfluss auf die BMI-Verteilung untersucht werden. Dabei waren folgende Fragen von zentraler Bedeutung:

1. **Wirken die genannten Faktoren auf die gesamte Stichprobe oder nur auf die oberen Perzentilen ihrer Häufigkeitsverteilung?** – Im Falle des Einflusses auf die gesamte Stichprobe wäre zu erwarten, dass sich die Häufigkeitsverteilung der BMI-Werte exponierter Probanden insgesamt gegenüber derjenigen der nicht exponierten Probanden verschiebt. Dabei erhöhen sich der Mittelwert als auch der Median der Stichprobe in gleicher Größenordnung. Im Falle des isolierten Einflusses auf die oberen Perzentilen wäre zu erwarten, dass der Median in der exponierten Stichprobe gar nicht oder in deutlich geringerem Maße als der Mittelwert gegenüber der nicht exponierten Stichprobe ansteigt.

2. ***Sind die Auswirkungen der verschiedenen Risikofaktoren auf den BMI unterschiedlich?*** – Diese Frage betrifft einerseits den Vergleich der Größenordnung des Einflusses auf den BMI. Andererseits sollen die Faktoren hinsichtlich der zu Frage 1 gefundenen Resultate miteinander verglichen werden. Ein Schwerpunkt der Auswertung soll dabei auf dem Vergleich der Ergebnisse von logistischer und linearer Regression für die Schätzung des BMI bzw. des Auftretens von Übergewicht liegen. Auch hier sind unterschiedliche Ergebnisse zu erwarten, je nachdem ob die gesamte Häufigkeitsverteilung der Stichprobe exponierter Probanden oder nur deren obere Perzentilen von einem Anstieg betroffen sind. Während die lineare Regression bei einem linearen Anstieg der gesamten Häufigkeitsverteilung zu deutlicheren Zusammenhängen zwischen Einflussgrößen und BMI führen sollte, liefert die logistische Regression deutlichere Zusammenhänge in Fällen, wenn nur die oberen Perzentilen der Verteilung betroffen sind. Dabei können allerdings Verletzungen der Voraussetzungen der linearen Regression in Kauf genommen werden.

3. ***Welche Gründe sind für unterschiedliche Auswirkungen von Risikofaktoren auf den BMI ausschlaggebend?*** – Hierzu sollen die in der Fachliteratur genannten Ursachen für rechnerisch nachweisbare Zusammenhänge zwischen Einflussfaktoren und BMI bzw. Übergewicht bewertet werden.

3 Material und Methode

3.1 Datengewinnung

Im Rahmen der Studie „Umwelt und Gesundheit im Kindesalter“ (TOSCHKE et al. (2003a)) wurden in den Bezirken der 6 bayerischen Gesundheitsämter Ingolstadt, Augsburg, Günzburg, Miesbach, Kitzingen und Schwandorf im Zeitraum September 2001 bis August 2002 insgesamt 8.741 Eltern gebeten, im Zuge der Einschulung eines Kindes an einer Fragebogenaktion teilzunehmen. Erfragt wurden detaillierte Angaben zur Entwicklung und Gesundheit des Kindes, zur Lebenssituation, der Ernährung und dem Freizeitverhalten (Fragebogen siehe Anhang). Die Teilnahme der Eltern an der Erhebung war freiwillig. Ergänzt wurden die Angaben der Eltern durch Messungen von Körpergröße und Gewicht durch Mitarbeiter der Gesundheitsämter. Rund 80 % der Fragebögen (7.026) wurden ausgefüllt zurück gegeben.

3.2 Untersuchungsparameter und Stichprobe

Zielgröße der hier vorgelegten Studie ist der BMI des Kindes. Er wurde aus den Messungen zum Körpergewicht und zur Körpergröße bei der Einschulungsuntersuchung berechnet. Um für die Berechnungen eine vom Alter und Geschlecht unabhängige Einstufung als übergewichtig oder adipös benutzen zu können, wurde zu dem für jedes Kind bestimmten BMI die Abweichung vom alters- und geschlechtsentsprechenden Wert der Norm-BMI-Kurve nach COLE et al. (2000) berechnet. Als Norm-BMI-Kurve wurde diejenige verwendet, die sich an der zeitlichen Entwicklung des BMI derjenigen Kinder orientiert, deren BMI im Alter von 18 Jahren gerade den Wert von 25 kg/m² bzw. 30 kg/m² erreicht. Diese Werte sind bei COLE et al. (2000) in Halbjahresschritten tabelliert angegeben. Um für die Berechnungen auch Zwischenwerte benutzen zu können, wurden im Rahmen dieser Studie an die gegebenen Wertepaare zu Alter und BMI getrennt für Mädchen und Jungen je ein Polynom 3. Grades angepasst wurde. Diese Anpassung wurde auf den in den vorliegenden Daten gegebenen Altersbereich beschränkt. Mit den so gefundenen Gleichungen konnte für jedes Kind ein dem genauen Alter und Geschlecht entsprechender Wert des BMI berechnet werden, der gerade die Grenze zum Übergewicht bzw. zur Adipositas markiert. Ein Vergleich mit dem

gemessenen BMI des Kindes ergab dann die Einstufung als normalgewichtig, übergewichtig bzw. adipös. Zusätzlich wurden, getrennt für Jungen und Mädchen sowie nach Altersjahrgängen, die Mediane des Körpergewichtes berechnet und die Kinder zusätzlich nach normal (Körpergewicht gleich oder unterhalb des alters- und geschlechtsspezifischen Medians) bzw. schwer (Körpergewicht oberhalb des alters- und geschlechtsspezifischen Medians) eingeteilt.

Als potenzielle Einflussgrößen auf den BMI wurden folgende Parameter untersucht:

- Niedriger Schul-Bildungsstand der Eltern – Ordinalskala mit den Werten 0 (höchster Schulabschluss der Eltern mindestens Mittlere Reife) und 1 (Schulabschluss der Eltern höchstens Hauptschule) nach Angaben der Eltern (CARRIERE (2003)).
- BMI der Mutter [kg / m^2] – Intervallskala, berechnet nach den Angaben des Fragebogens zu Körpergröße und –gewicht. Daraus abgeleitet Übergewicht der Mutter als dichotome Skala mit den Werten 0 ($\text{BMI} \leq 25 \text{ kg/m}^2$) und 1 ($\text{BMI} > 25 \text{ kg/m}^2$) (WHO (2004)).
- Gewichtszuwachs zwischen Geburt und Vorsorgeuntersuchung U7 [g/Monate] – Intervallskala aus dem Vorsorgeheft. Daraus abgeleitet hoher Gewichtszuwachs als dichotome Skala mit den Werten 0 (mittlerer Gewichtszuwachs $\leq 9,6 \text{ kg/24 Monate}$) und 1 (Gewichtszuwachs $> 9,6 \text{ kg/24 Monate}$) (TOSCHKE et al. (2004a)).
- Tägliche Fernsehdauer [h/d] – Intervallskala nach Angaben der Eltern. Daraus abgeleitet Fernsehkonsum $> 1 \text{ h/d}$ als dichotome Skala mit den Werten 0 ($\leq 1 \text{ h/d}$) und 1 ($> 1 \text{ h/d}$) (TOSCHKE et al. (2003a)).
- Verzicht auf Stillen – Dichotome Skala mit den Werte 1 (Kind wurde nicht gestillt) und 0 (Kind wurde gestillt; unabhängig von der Stilldauer) (TOSCHKE et al. (2002b)).
- Mütterliches Rauchen in der Schwangerschaft - Dichotome Nominalskala (Ja / Nein) nach den Angaben der Mutter (TOSCHKE et al. (2003a)).

Zusätzlich wurden Alter und Geschlecht des Kindes in die Auswertung einbezogen. Dabei wurden nur die Fragebögen berücksichtigt, zu denen vollständige Angaben zu den genannten Parametern vorlagen.

3.3 Statistische Auswertung

Die Verteilung intervallskaliierter Daten wurde durch die Angabe von Mittelwert, Standardabweichung, Median sowie Quantilen charakterisiert. Für rang- und nominalskalierte Daten wurden Häufigkeitsverteilungen bestimmt.

Für Vergleiche zwischen 2 Gruppen von Probanden (zum Beispiel Vergleich zwischen übergewichtigen / nicht übergewichtigen Kindern hinsichtlich des Alters) wurde der t-Test für unabhängige, metrische Parameter benutzt.

Für die Untersuchung von Zusammenhängen zwischen mehreren Einflussgrößen (zum Beispiel Alter, Geschlecht und mütterliches Übergewicht) und dem BMI wurden das Verfahren der multiplen linearen Regression sowie der logistischen Regression angewandt.

3.3.1 Lineare Regression

Die multiple lineare Regressionsanalyse kommt dann zum Einsatz, wenn die Zielgröße Y intervallskaliert ist und für die Einflussgrößen entweder eine dichotome oder ebenfalls eine intervallskalierte Kodierung vorliegt (BENDER et al. (2002a)). Für den einfachen Fall der Beziehung einer Einflussgröße $X (x_1, \dots, x_n)$ zu einer Zielgröße $Y (y_1, \dots, y_n)$ wird sie durch die folgende lineare Gleichung dargestellt:

$$y = \alpha + \beta \cdot x + \varepsilon$$

Darin ist α der Schnittpunkt der Regressionsgeraden mit der Abszisse in einem Koordinatensystem und β der Steigungsparameter der linearen Beziehung. Die Werte $\varepsilon (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)$ stellen die zufälligen Fehler der Beziehung dar. α und β werden durch die Methode der kleinsten Fehlerquadrate so bestimmt, dass durch die Regressionsgerade eine möglichst gute Schätzung der Werte von Y durch die Regressionsgerade zustande kommt. Das heißt, dass die Summe der quadrierten vertikalen Abweichungen zwischen den gemessenen Werten von Y und den durch die Regressionsgleichung an den Stellen x_i gelieferten Werten minimal wird. Die Erweiterung der Berechnung auf mehrere Einflussgrößen ist möglich, in dem die obige Gleichung entsprechend um zusätzliche Terme erweitert wird. In diesem Fall bietet die

Regressionsanalyse die Möglichkeit der Berechnung des Zusammenhangs zwischen Einfluss- und Zielgrößen unter rechnerischer Kontrolle der übrigen einbezogenen (Stör-)Größen.

Voraussetzungen zur Anwendung der linearen Regression sind (HARTUNG et al. (1998); SACHS (2002)):

- Die y_i sind unabhängige Zufallsvariablen.
- Es besteht ein linearer Zusammenhang zwischen den Einflussgrößen und der Zielgröße.
- Die Fehlerterme ε_i sind voneinander unabhängig und normalverteilt.
- Die Varianz der Residuen ist über den Datenbereich homogen (Homoskedastizität der Residuen).

Die Verletzung der Voraussetzung normalverteilter Daten ist in Abbildung 2 dargestellt. Der BMI 60-79-jähriger Frauen aus 2 verschiedenen Studien ist dort rechtsschief verteilt. Eine geeignete Umformung der Daten kann evtl. mit Hilfe der logarithmischen Transformation vorgenommen werden

$$BMI' = \log(BMI).$$

Durch deren Anwendung wird die gesamte Verteilungskurve gestaucht und nach links verschoben, wobei der nach rechts auslaufenden Astes der Kurve stärker zusammen geschoben wird als der Bereich kleinerer Werte. Dadurch wird die Verteilungsfunktion derjenigen einer Normalverteilung (oder zumindest einer symmetrischen Verteilung) angeglichen.

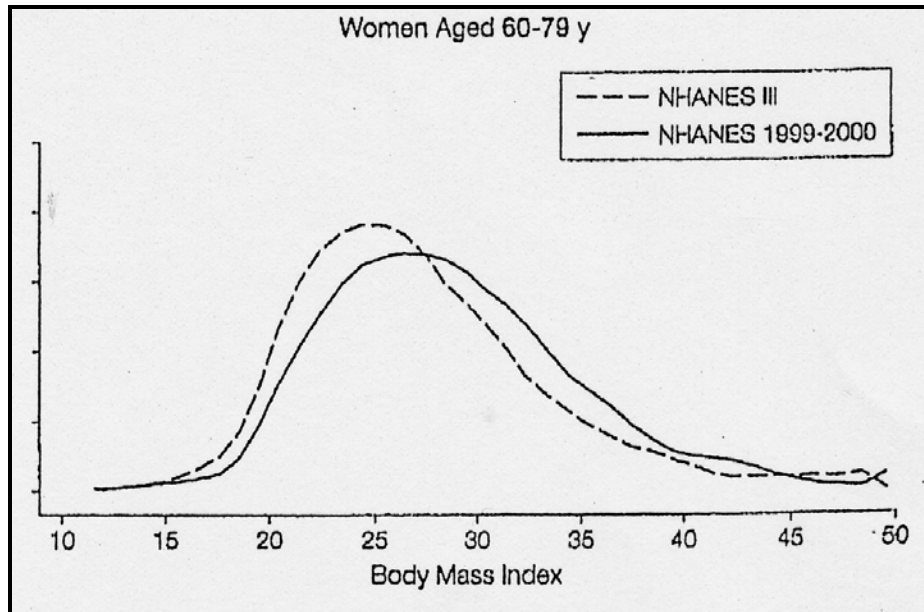


Abbildung 2: Rechtsschiefe Häufigkeitsverteilung des BMI bei Frauen zwischen 60 und 79 Jahren aus zwei unterschiedlichen Studien (aus FLEGAL et al., 2002)

Wenn die Transformation der Daten nicht dazu führt, dass die Verfahrensvoraussetzungen erfüllt sind, kann der Zusammenhang zwischen Einfluss- und Zielgröße mit Hilfe nichtlinearer Verfahren hergestellt werden. Dies kann zum Beispiel ein Polynom höheren Grades oder eine abschnittsweise lineare Funktion sein. Auch der Ausschluss von extremen Ausreißern oder die Verwendung gewichteter kleinster Quadrate kann Verletzungen der Voraussetzungen der linearen Regressionsanalyse ausgleichen.

3.3.2 Logistische Regression

Die logistische Regressionsanalyse wird dann angewandt, wenn die Zielgröße Y dichotom skaliert ist (zum Beispiel Übergewicht ja / nein) (BENDER et al. (2002b)). Anstelle von ja oder nein wird bei der logistischen Regression die Wahrscheinlichkeit p für die Ausprägung Ja (oder 1) verwendet, die jede beliebige Zahl zwischen 0 und 1 annehmen kann. Die Wahrscheinlichkeit $p/(p-1)$ kann jede beliebige positive Zahl annehmen und der Logarithmus der Wahrscheinlichkeit $\log[p/(1-p)]$ besitzt die ganze reelle Zahlenmenge als Wertebereich. Damit kann eine lineare Beziehung zwischen $\log[p/(1-p)]$ und der Einflussgröße X modelliert werden, die sich (wie in Kap. 3.3.1) durch eine lineare Gleichung darstellen lässt:

$$\log[p/(1-p)] = \alpha + \beta \cdot x + \varepsilon$$

Diese kann nach p aufgelöst und durch iterative Verfahren gelöst werden. Die Erweiterung auf mehrere Einflussgrößen ist wie in der Gleichung in Kap. 3.3.1 möglich.

Als wichtiges Maß für die Größe des Einflusses eines Parameter auf die Zielgröße kann die OddsRatio (OR) direkt aus der obigen Gleichung als $OR_j = \exp(\beta_j)$ bestimmt werden, die im Falle der multiplen logistischen Regression als die nach der Berücksichtigung aller anderen Parameter adjustierte OR betrachtet werden kann.

Die Regressionskoeffizienten werden dabei als Maximum-Likelihood Schätzer mit Hilfe eines iterativen Prozesses nach dem Quasi-Newton-Verfahren ermittelt. Hierbei wird die zweite (partielle) Ableitung der Verlustfunktion geschätzt und für die Bestimmung der neuen Parameter von Iteration zu Iteration verwendet.

Auch die Angabe eines Konfidenzintervalls zur OR ist möglich, basierend auf dem Konfidenzintervall für β .

Voraussetzungen zur Anwendung der logistischen Regression sind:

- Die y_i sind unabhängige Zufallsvariablen.
- Für den Erwartungswert von Y , der definitionsgemäß mit $P(y_i = 1)$ identisch ist, wird angenommen (hier für den Fall einer Einflussgröße X dargestellt):

$$E(Y) = P(Y = 1) = \frac{e^{\alpha + \beta x}}{1 + e^{\alpha + \beta x}}$$

Bei binomial verteilter Zufallsgröße Y gilt für ihre Varianz:

$$Var(Y) = P(Y = 1) P(Y = 0) = P(Y = 1) (1 - P(Y = 1))$$

Da die Varianz vom Erwartungswert abhängt, kann eine Varianzhomogenität nicht verlangt werden.

4 Ergebnisse

4.1 Beschreibung der Stichprobe

Insgesamt 4.767 der 7026 Datensätze (67,8 %) enthielten vollständige und plausible Angaben zu den Parametern Alter, Geschlecht und BMI des Kindes, BMI der Mutter, intrauterine Nikotinexposition, Fernsehkonsum, Gewichtszunahme in den ersten 24 Lebensmonaten, Stillen sowie Bildungsstand der Eltern. Diese Datensätze wurden in die vorliegende Studie einbezogen. Von den übrigen 2259 Fällen fehlte bei 1699 die Angabe zu einem der 9 Parameter. Für die verbleibenden Fälle waren Angaben zu mehreren Parametern nicht dokumentiert (Tabelle 1).

Tabelle 1: Fehlende Angaben zu den verschiedenen Parametern und daraus abgeleitete Stichprobengröße von n = 4.767 für die vorliegende Studie

| | Anzahl | Anteil (%) |
|---|---------------|-------------------|
| Alle Datensätze | 7.026 | 100 % |
| Angaben zu mehr als einem Parameter fehlen | 560 | 8,0 % |
| Angaben zu genau einem Parameter fehlen | 1.699 | 24,2 % |
| Davon | | |
| BMI des Kindes | 235 | |
| Alter des Kindes | 50 | |
| Geschlecht des Kindes | 0 | |
| Intrauterine Nikotinexposition | 405 | |
| Fernsehkonsum > 1 h/d | 26 | |
| Verzicht auf Stillen | 83 | |
| Übergewicht Mutter | 198 | |
| Gewichtszunahme bis U7 > 9,6 kg | 586 | |
| Niedriger Bildungsstand der Eltern | 116 | |
| Verbleiben | 4.767 | 67,8 % |

Von diesen 4767 Kindern waren 2280 (47,8 %) Mädchen und 2487 (52,2 %) Jungen (Tabelle 2). Die Kinder waren bei der Untersuchung zwischen 54 und 88 Monate alt mit einem mittleren Alter von $72,9 \pm 4,8$ Monaten (Mittelwert \pm Standardabweichung).

Die Körpergröße der untersuchten Kinder lag zwischen 101 und 139 cm, im Mittel betrug sie $118 \pm 5,3$ cm. Die gemessenen Körpergewichte reichten von 11,5 bis 46 kg. Im Mittel waren die Kinder $21,5 \pm 3,6$ kg schwer. Der aus diesen Maßen errechnete Body-Mass-Index (BMI) betrug im Mittel $15,3 \pm 1,8$ kg/m². Das Minimum wurde zu $9,7$ kg/m² bestimmt, das Kind mit dem höchsten BMI wies einen Wert von $27,6$ kg/m² auf. Für 499 der 4767 Kinder (10,5 %) war nach den in COLE et al. (2000) angegebenen alters- und geschlechtsdifferenzierten Tabellen ein Übergewicht entsprechend einem BMI > 25 kg/m² im Erwachsenenalter zu konstatieren, 128 Kinder (2,7 %) waren nach diesem Kriterium adipös mit einem zu erwartenden BMI im Erwachsenenalter von über 30 kg/m².

Für 1078 Kinder (22,6 %) gaben die Mütter auf dem Fragebogen an, in der Schwangerschaft geraucht zu haben. Mehr als $\frac{1}{4}$ der Mütter (1264 von 4767, entspricht 26,5 %) war nach eigenen Angaben übergewichtig mit BMI-Werten oberhalb von 25 kg/m². Der mittlere mütterliche BMI lag bei $23,4 \pm 4,0$ kg/m². Die Gewichtszunahme der Kinder zwischen der Geburt und der Vorsorgeuntersuchung U7 lag zwischen $5,5$ und $15,3$ kg innerhalb von 24 Monaten, sie betrug im Mittel $9,4 \pm 1,4$ kg. Für 2011 Kinder (42,2 %) lag die mittlere monatliche Gewichtszunahme bis zur U7 bei mehr als $9,6$ kg. 3627 Kinder (76,1 %) waren in den ersten Lebensmonaten gestillt worden. 1827 Kinder (38,3 %) sahen nach Angaben der Eltern pro Tag im Durchschnitt mehr als eine Stunde fern. In 1400 Familien (29,4 %) war der höchste Abschluss der Eltern ein Hauptschulabschluss, während in den übrigen 3367 Familien (70,6 %) höhere Schulabschlüsse angegeben wurden.

Tabelle 2: Grundlegende dichotome Parameter und Risikofaktoren für die untersuchte Stichprobe von 4767 Kindern

| Parameter | Ausprägung | Anzahl | Anteil (%) |
|--|------------|--------|------------|
| Geschlecht | weiblich | 2280 | 47,8 |
| | männlich | 2487 | 52,2 |
| Gewicht über dem alters- und geschlechtsspezifischen Median | ja | 2337 | 49,0 |
| | nein | 2430 | 51,0 |
| Übergewicht Kind (BMI > 25 nach COLE et al. (2000)) | ja | 499 | 10,5 |
| | nein | 4268 | 89,5 |
| Adipositas Kind (BMI > 30 nach COLE et al. (2000)) | ja | 128 | 2,7 |
| | nein | 4639 | 97,3 |
| Intrauterine Nikotinexposition | ja | 1078 | 22,6 |
| | nein | 3689 | 77,4 |
| Fernsehkonsum > 1 h/d | ja | 1827 | 38,3 |
| | nein | 2940 | 61,7 |
| Verzicht auf Stillen | ja | 1140 | 23,9 |
| | nein | 3627 | 76,1 |
| Übergewicht Mutter | ja | 1264 | 26,5 |
| | nein | 3503 | 73,5 |
| Gewichtszunahme bis U7 > 9,6 kg | ja | 2011 | 42,2 |
| | nein | 2756 | 57,8 |
| Niedriger Bildungsstand der Eltern | ja | 1400 | 29,4 |
| | Nein | 3367 | 70,6 |

4.2 Vergleich von Häufigkeitsverteilungen des BMI in den untersuchten Strata

Die folgenden Abbildungen zeigen die Gegenüberstellung der Häufigkeitsverteilung der BMI-Werte in Abhängigkeit vom Vorliegen eines bestimmten Risikofaktors. Die Diskretisierung der Verteilungen erfolgte in Intervallen von jeweils 0,5 kg/m².

In allen Fällen war eine moderate Zunahme der Häufigkeiten zwischen 9,5 und 12 kg/m², gefolgt von einem steilen Anstieg der Verteilungskurve zwischen etwa 12 und 14 kg/m² zu

verzeichnen, wobei die am stärksten besetzte Kategorie bei allen Verteilungen im Bereich zwischen 14 und 16 kg/m² lag und jeweils rund 14-18 % aller Fälle enthielt. Mit zunehmendem BMI fiel die Häufigkeit dann kontinuierlich ab. Der Rückgang war allerdings weniger deutlich ausgeprägt als der Anstieg zwischen 12 und 14 kg/m². Die Verteilungen wiesen zudem einen flach auslaufenden rechten Ast auf, der bei etwa 16 kg/m² begann und bis 27 kg/m² reichte.

Die Form der Verteilungskurven war bei Kindern mit / ohne den jeweils als Teilungskriterium verwendeten Risikofaktor, ähnlich, wobei die Häufigkeitsverteilung der Gruppe mit Risikofaktor ganz oder in Teilen nach rechts verschoben war. Dies bestätigte die Ergebnisse anderer Studie, dass Kinder mit Risikofaktoren im Mittel höhere BMI-Werte aufwiesen als Kinder, für die kein Risikofaktor vorlag.

Für die Faktoren hohe frühkindliche Gewichtszunahme und mütterliches Übergewicht stimmte die Form der Verteilungskurven in den Gruppen mit / ohne Risikofaktoren weitgehend überein, diejenige der Gruppe mit Risikofaktor war gegenüber der anderen Gruppe lediglich nach rechts verschoben (Abbildung 6; Abbildung 7). Bei den anderen Risikofaktoren (Nikotinexposition, Verzicht auf Stillen, hoher Fernsehkonsum, elterlicher Bildungsstand) unterschieden sich die Form der Verteilungskurven dagegen teilweise deutlich in beiden Gruppen. Für einige Risikofaktoren (Abbildung 3; Abbildung 5; Abbildung 8) lag für die Gruppe der Kinder mit Risikofaktor sogar die Annahme einer bi- oder multimodalen Verteilung nahe (siehe Pfeile in den Abbildungen).

Die Abbildung 3 zeigt die Häufigkeitsverteilungen der BMI-Werte bei Kindern in Abhängigkeit vom Risikofaktor Intrauterine Nikotinexposition. Die Verteilungskurve der Gruppe mit intrauteriner Exposition war deutlich unregelmäßiger geformt als die der Gruppe ohne Exposition. Erstere lag bis etwa 16 kg/m² unterhalb derjenigen ohne Nikotinexposition und verlief ab 16 kg/m² oberhalb davon. Auffällig war zudem der unregelmäßige Verlauf der Kurve in der Gruppe mit Exposition im Bereich des nach rechts auslaufenden Astes. Dort waren deutliche Ausbuchtungen der Dichtekurve zu erkennen. Insgesamt ergaben sich damit erhebliche Unterschiede in der Verteilungsform der Kurven zwischen beiden Gruppen, die auf einen nichtlinearen Zusammenhang zwischen der intrauterinen Nikotinexposition und dem BMI hindeuten.

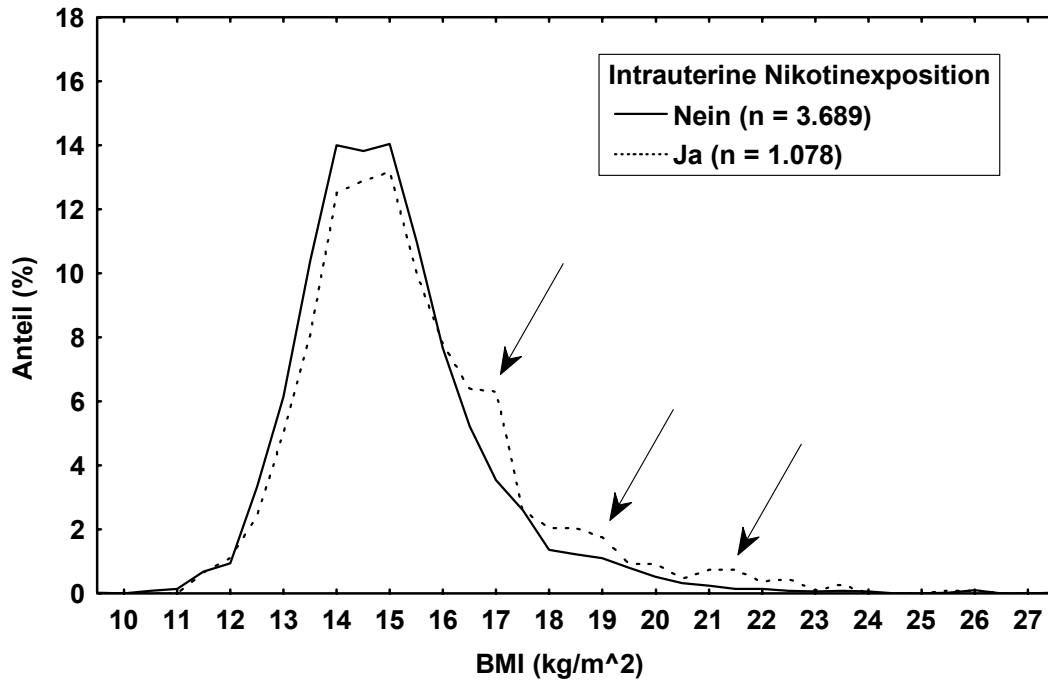


Abbildung 3: Häufigkeitsverteilung der BMI-Werte bei Kindern mit / ohne Risikofaktor Intrauterine Nikotinexposition. Die Pfeile deuten auf Unregelmäßigkeiten der Häufigkeitsverteilungen der exponierten Kinder.

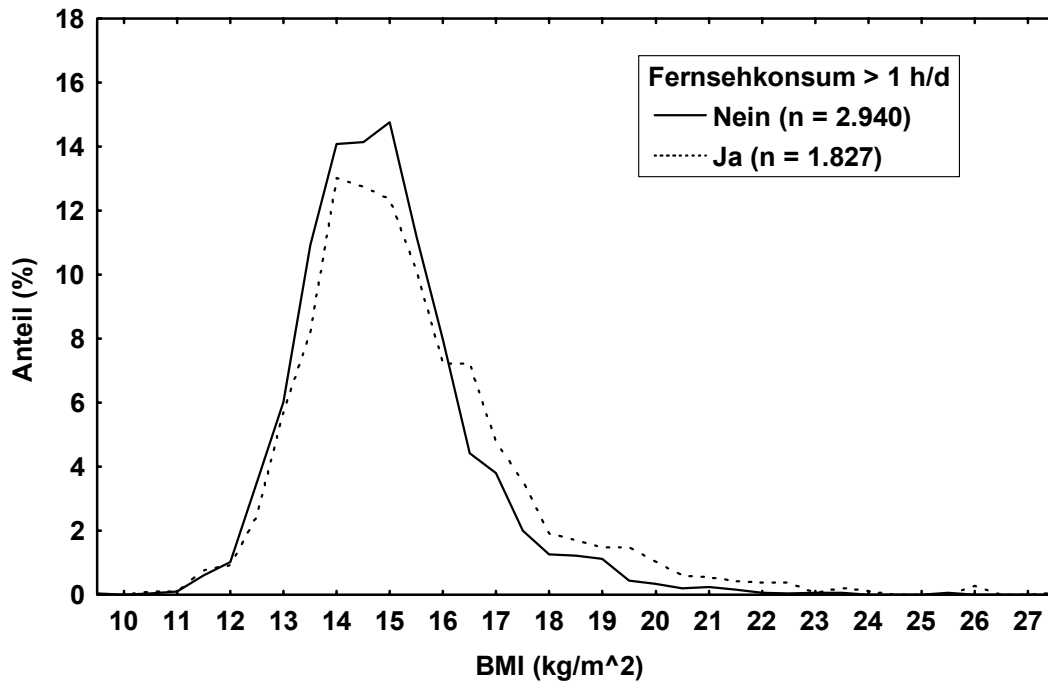


Abbildung 4: Häufigkeitsverteilung der BMI-Werte bei Kindern mit / ohne Risikofaktor Fernsehen > 1 h / Tag.

Abbildung 4 enthält die Gegenüberstellung der Häufigkeitsverteilungen der BMI-Werte bei Kindern in Abhängigkeit vom Risikofaktor Fernsehkonsum > 1 h/d. Auch in dieser Abbildung verlief die Kurve der Gruppe mit hohem Fernsehkonsum bis etwa 16 kg/m^2 unterhalb derjenigen ohne dieses Risiko und weiter dann oberhalb dieser Kurve. Allerdings war hier ein weitgehend paralleler Verlauf beider Kurven im Bereich des auslaufenden rechten Astes zu verzeichnen, so dass eher als bei der intrauterinen Nikotinexposition von einem linearen Zusammenhang ausgegangen werden kann.

In Abbildung 5 sind die Häufigkeitsverteilungen der BMI-Werte bei Kindern in Abhängigkeit vom Risikofaktor Verzicht auf Stillen dargestellt. Der Verlauf beider Kurven und deren Relation zueinander war demjenigen der Abbildung 3 (Intrauterine Nikotinexposition) sehr ähnlich, so dass auch hier von einem nichtlinearen Zusammenhang auszugehen war.

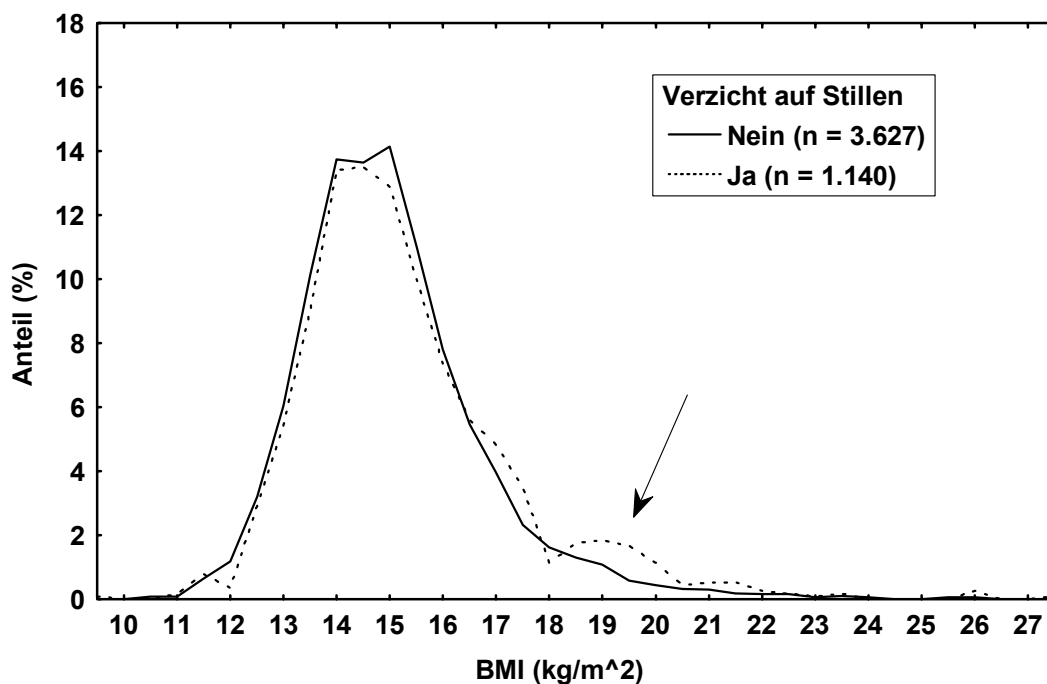


Abbildung 5: Häufigkeitsverteilung der BMI-Werte bei Kindern mit / ohne Risikofaktor Verzicht auf Stillen. Der Pfeil deutet auf eine Unregelmäßigkeit der Häufigkeitsverteilung für die exponierten Kinder.

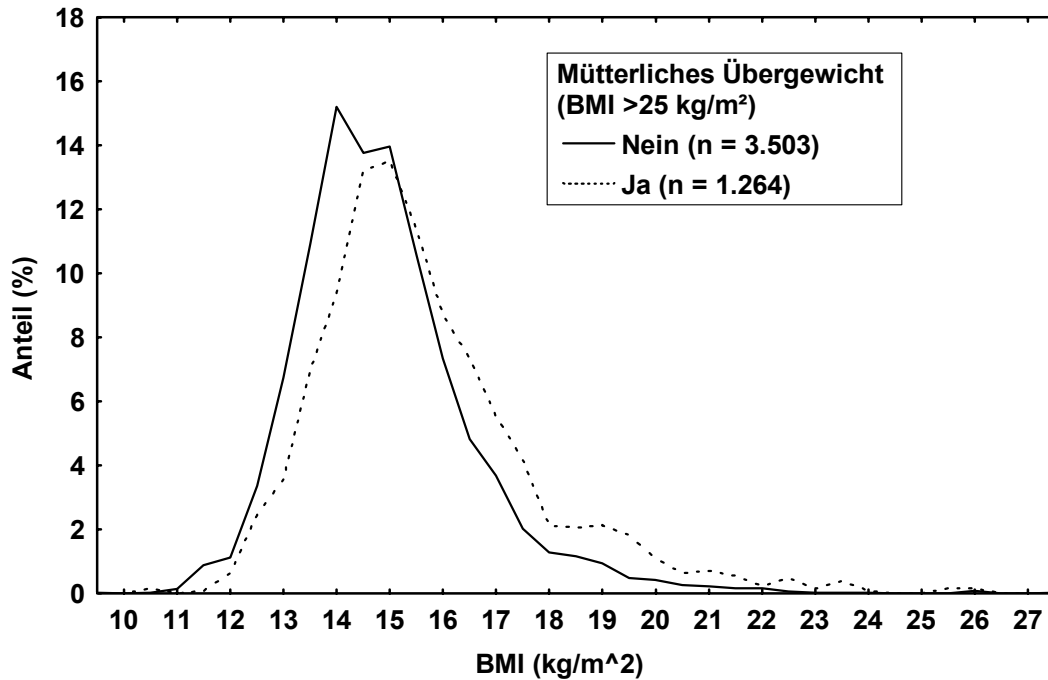


Abbildung 6: Häufigkeitsverteilung der BMI-Werte bei Kindern mit / ohne Risikofaktor mütterliches Übergewicht.

Abbildung 6 enthält die Gegenüberstellung der Häufigkeitsverteilungen der BMI-Werte bei Kindern in Abhängigkeit vom Risikofaktor mütterliches Übergewicht. Die Kurve der Gruppe mit mütterlichem Übergewicht ist gegenüber derjenigen ohne mütterliches Übergewicht insgesamt nach rechts verschoben, wobei die Flanken der Kurven im Bereich des steilen Anstiegs und Abfalls nicht vollständig parallel verlaufen. Allerdings kann hier eher als bei den vorstehenden Risikofaktoren von einem linearen Zusammenhang ausgegangen werden.

Die Abbildung 7 zeigt die entsprechenden Häufigkeitsverteilungen für den Risikofaktor Gewichtszunahme $> 9,6$ kg in den ersten 24 Lebensmonaten. Hier war ebenfalls eine deutliche Rechtsverschiebung der Kurve mit hohem Gewichtszuwachs gegenüber derjenigen mit eher niedrigerem Zuwachs festzustellen. Anders als bei dem Risikofaktor Mütterliches Übergewicht war der Anstieg sowie der Abfall beider Verteilungskurven jedoch annähernd parallel, so dass hier von einem deutlich ausgeprägten linearen Zusammenhang ausgegangen werden kann.

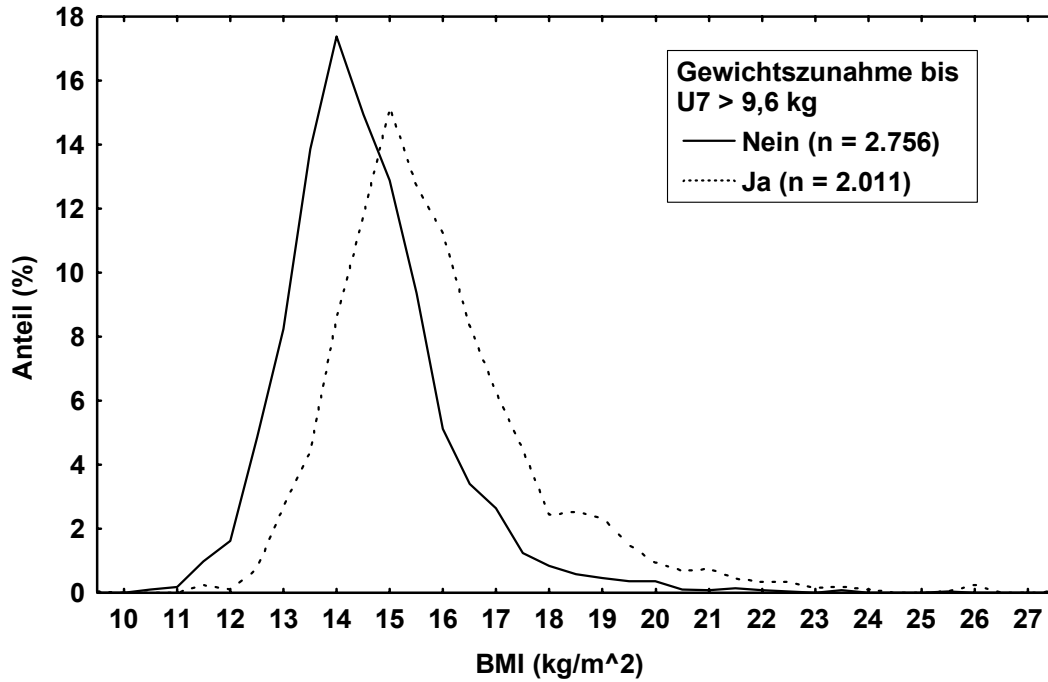


Abbildung 7: Häufigkeitsverteilung der BMI-Werte bei Kindern mit / ohne Risikofaktor Gewichtszunahme > 9,6 kg bis zur U7.

In Abbildung 8 sind die Verteilungskurven des BMI in Abhängigkeit vom Risikofaktor Bildungsstand der Eltern dargestellt. Der Verlauf der Kurve mit Risikofaktor entsprach weitgehend derjenigen der Abbildungen 3 (Intrauterine Nikotinexposition) und 5 (Verzicht auf Stillen), so dass auch hier ein linearer Zusammenhang zwischen den beiden Größen nicht angenommen werden konnte.

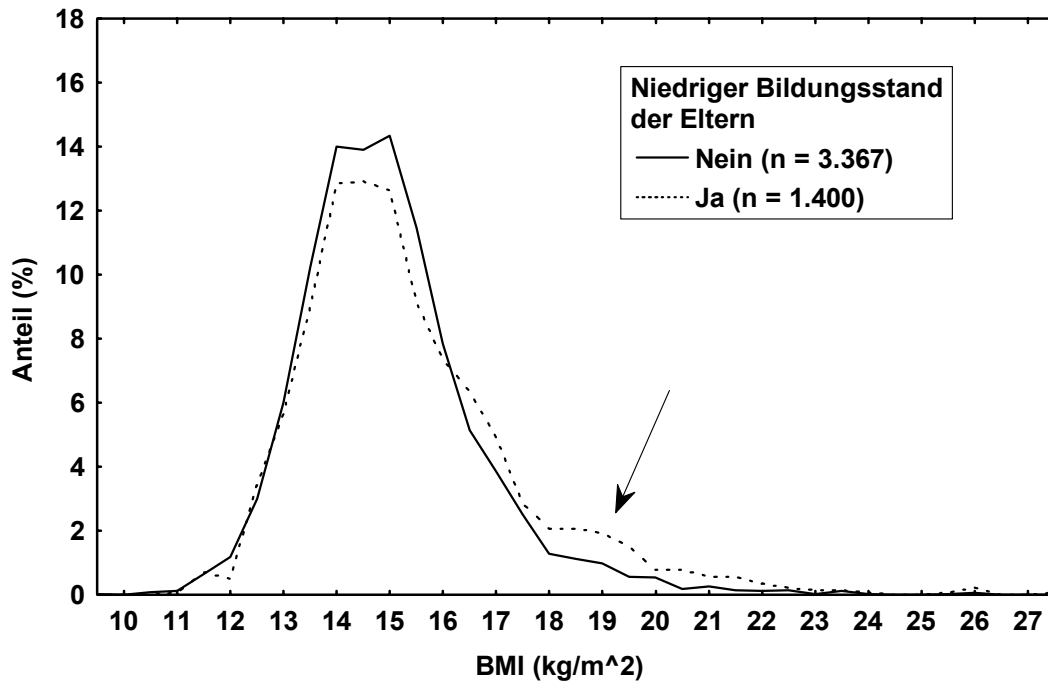


Abbildung 8: Häufigkeitsverteilung der BMI-Werte bei Kindern mit / ohne Risikofaktor Niedriger Bildungsstand der Eltern. Der Pfeil deutet auf eine Unregelmäßigkeit der Häufigkeitsverteilung für die exponierten Kinder.

4.3 Untersuchung des Einflusses der potenziellen Risikofaktoren auf den BMI

4.3.1 Vergleich von Mittelwerten und Medianen bei exponierten und nicht exponierten Kindern

Tabelle 3 enthält die Verteilungsparameter des BMI getrennt für die Gruppen mit / ohne die verschiedenen Risikofaktoren. Angegeben ist zudem die Differenz von Mittelwerten und Medianen zwischen den Gruppen sowie das Verhältnis dieser Differenzen.

Für alle Risikofaktoren lag der Mittelwert und der Median in der Gruppe mit Risikofaktor über den entsprechenden Werten der nicht exponierten Gruppe. Die größte Differenz des Mittelwertes ergab sich für den Faktor frühkindliche Gewichtszunahme mit 1,3 kg/m², die kleinste Differenz war für den Faktor Verzicht auf Stillen mit 0,3 kg/m² zu verzeichnen. Das Verhältnis der Differenzen (Δ Mittelwert / Δ Median) war in allen Fällen größer als 1. Es lag

zwischen 1,16 (hohe frühkindliche Gewichtszunahme) und 3,63 (Verzicht auf Stillen). In allen Fällen erhöhte sich durch die Risiko-Exposition also der Mittelwert stärker als der Median. Für die Faktoren frühkindliche Gewichtszunahme und mütterliches Übergewicht waren die Unterschiede zwischen Δ Mittelwert und Δ Median gering (Quotient nahe 1). Dies deutet auf eine annähernd parallele Verschiebung der gesamten Häufigkeitsverteilung der exponierten Fälle hin. Für die Faktoren Bildungsstand der Eltern sowie Verzicht auf Stillen wurden dagegen vergleichsweise hohe Quotienten Δ Mittelwert / Δ Median von 2,29 bzw. 3,63 berechnet. Der Median war hier also gegenüber dem Mittelwert deutlich stärker erhöht. Dies ist ein Hinweis auf eine Verschiebung speziell der oberen Perzentilen der Häufigkeitsverteilung in der Gruppe der exponierten Probanden.

Tabelle 3: Verteilungsparameter der Häufigkeitsverteilung des BMI (kg/m²) in den Gruppen ohne / mit Risikofaktoren.

| Parameter | | Anzahl | Mittelwert | Median | ΔMittelwert/ ΔMedian |
|---|-----------|---------------|-------------------|---------------|---|
| Intrauterine Nikotinexposition | Nein | 3689 | 15,24 | 15,02 | |
| | Ja | 1078 | 15,66 | 15,28 | |
| | Differenz | | 0,42 | 0,26 | 1,62 |
| Fernsehen > 1 h / d | Nein | 2940 | 15,15 | 14,96 | |
| | Ja | 1827 | 15,62 | 15,25 | |
| | Differenz | | 0,47 | 0,29 | 1,62 |
| Verzicht auf Stillen | Nein | 3627 | 15,26 | 15,04 | |
| | Ja | 1140 | 15,56 | 15,12 | |
| | Differenz | | 0,29 | 0,08 | 3,63 |
| Mütterliches Übergewicht | Nein | 3503 | 15,12 | 14,88 | |
| | Ja | 1264 | 15,91 | 15,50 | |
| | Differenz | | 0,78 | 0,61 | 1,28 |
| Gewichtszunahme bis U7 > 9,6 kg | Nein | 2756 | 14,77 | 14,61 | |
| | Ja | 2011 | 16,09 | 15,75 | |
| | Differenz | | 1,32 | 1,14 | 1,16 |
| Niedrige Bildung der Eltern | Nein | 3367 | 15,22 | 15,03 | |
| | Ja | 1400 | 15,61 | 15,20 | |
| | Differenz | | 0,39 | 0,17 | 2,29 |

4.3.2 Alters- und geschlechtsstandardisierte Auswertung

Die alters- und geschlechtsstandardisierte Auswertung erfolgte für den Messwert des BMI als abhängige Variable mit Hilfe der multiplen Regressionsanalyse. Dabei wurden außer dem jeweiligen Risikofaktor auch die Parameter Alter und Geschlecht in die Analyse einbezogen. Diese Adjustierung erleichtert die Vergleichbarkeit der Ergebnisse mit denen anderer Studien. Die Tabelle 4 zeigt die Resultate der Analysen. Für alle 6 Risikofaktoren war ein statistisch signifikanter Einfluss nachweisbar. Die Schätzwerte der Regressionskoeffizienten (Spalte „B“) waren sämtlich positiv, Probanden, für die ein Risikofaktor vorlag, wiesen also tendenziell höhere alters- und geschlechtsstandardisierte BMI-Werte auf als Probanden ohne diesen Risikofaktor.

Tabelle 4: Ergebnisse der multiplen Regressionsanalyse zum Einfluss der Risikofaktoren auf den Messwert des BMI. Dargestellt sind die Regressionsparameter der Risikofaktoren aus der multiplen Regressionsgleichung in die zusätzlich jeweils das Alter und das Geschlecht der Kinder einbezogen wurden.

| N=4767 | Alters- und Geschlechtsstandardisierte Auswertung | | |
|---------------------------------------|---|----------------|----------|
| | B | Standardfehler | p-Niveau |
| Intrauterine Nikotinexposition | 0,4230 | 0,0626 | < 0,001 |
| Fernsehen > 1 h / d | 0,4577 | 0,0538 | < 0,001 |
| Verzicht auf Stillen | 0,2823 | 0,0616 | < 0,001 |
| Mütterliches Übergewicht | 0,7809 | 0,0585 | < 0,001 |
| Gewichtszunahme > 9,6 kg | 1,3338 | 0,0502 | < 0,001 |
| Niedrige Bildung der Eltern | 0,3850 | 0,0575 | < 0,001 |

Die Modellierung des Zusammenhanges zwischen den Einflussgrößen und der Einteilung der Stichprobe in schwere / normalgewichtige, übergewichtige / nicht übergewichtige bzw. adipöse / nicht adipöse Fälle entsprechend Tabelle 2 erfolgte durch das Verfahren der logistischen Regression. Auch hier wurde, analog zu dem Vorgehen bei der multiplen Regressionsanalyse, eine alters- und geschlechtsstandardisierte Auswertung vorgenommen. Die Resultate sind in Tabelle 5 bis Tabelle 7 dargestellt.

Für alle Einflussgrößen mit Ausnahme Verzicht auf Stillen hinsichtlich der Einteilung normal / schwer wurde der Zusammenhang zum Auftreten von hohem Körpergewicht als

statistisch signifikant ($p < 0,001$) berechnet. Die adjustierten OddsRatios waren sämtlich größer als 1. Tendenziell war also das Risiko für das Auftreten von hohem Gewicht bei Kindern, für die die Risikofaktoren vorlagen, größer als für Kinder, die von den Risikofaktoren nicht betroffen waren.

Die höchste OddsRatio hinsichtlich der Differenzierung in normal / schwer wurde für eine hohe Gewichtszunahme zwischen Geburt und U7 mit aOR = 4,2 berechnet. Die OddsRatios für die übrigen Risikofaktoren lagen zwischen 1,1 und 2,0.

Tabelle 5: Ergebnisse der logistischen Regressionsanalyse zum Einfluss der Risikofaktoren auf das Auftreten von Körpergewicht $\leq / >$ dem alters- und geschlechtsspezifischen Median. Dargestellt sind die Regressionsparameter der Risikofaktoren aus der logistischen Regressionsgleichung in die zusätzlich jeweils das Alter und das Geschlecht der Kinder einbezogen wurden und die adjustierte OddsRatio.

| Körpergewicht $\leq / >$ Median N=4767 | BETA | aOR | 95 %-KI | p |
|---|-------------|------------|----------------|----------|
| Intrauterine Nikotinexposition | 0,310 | 1,36 | 1,19 – 1,56 | < 0,001 |
| Fernsehen > 1 h / d | 0,314 | 1,37 | 1,22 – 1,54 | < 0,001 |
| Verzicht auf Stillen | 0,121 | 1,13 | 0,99 – 1,29 | 0,076 |
| Mütterliches Übergewicht | 0,668 | 1,95 | 1,71 – 2,22 | < 0,001 |
| Gewichtszunahme bis U7 > 9,6 kg | 1,426 | 4,16 | 3,67 – 4,71 | < 0,001 |
| Niedrige Bildung der Eltern | 0,202 | 1,22 | 1,08 – 1,39 | 0,0015 |

Die Zusammenhänge zwischen den potenziellen Einflussgrößen und dem Auftreten von Übergewicht (Tabelle 6) bzw. Adipositas (Tabelle 7) wurden sämtlich als statistisch signifikant berechnet. Die adjustierten OddsRatios waren auch hier deutlich größer als 1 und bestätigten damit den erwarteten direkten Zusammenhang zwischen Risikofaktoren und Übergewicht bzw. Adipositas. Ihre Werte lagen für Übergewicht zwischen 1,5 (Verzicht auf Stillen) und 4,8 (Gewichtszunahme > 9,6 kg zwischen Geburt und U7), für Adipositas zwischen 2,0 (Verzicht auf Stillen) und 5,4 (Gewichtszunahme > 9,6 kg zwischen Geburt und U7).

Tabelle 6: *Ergebnisse der logistischen Regressionsanalyse zum Einfluss der Risikofaktoren auf das Auftreten von Übergewicht. Dargestellt sind die Regressionsparameter der Risikofaktoren aus der logistischen Regressionsgleichung in die zusätzlich jeweils das Alter und das Geschlecht der Kinder einbezogen wurden und die adjustierte OddsRatio.*

| Übergewicht (BMI nach COLE et al. (2000) > 25 kg/m²) N=4767 | BETA | aOR | 95 %-KI | p |
|--|-------------|------------|----------------|----------|
| Intrauterine Nikotinexposition | 0,448 | 1,56 | 1,28 – 1,92 | < 0,001 |
| Fernsehen > 1 h / d | 0,686 | 1,98 | 1,64 – 2,39 | < 0,001 |
| Verzicht auf Stillen | 0,425 | 1,53 | 1,25 – 1,87 | < 0,001 |
| Mütterliches Übergewicht | 0,916 | 2,50 | 2,07 – 3,02 | < 0,001 |
| Gewichtszunahme bis U7 > 9,6 kg | 1,562 | 4,77 | 3,86 – 5,89 | < 0,001 |
| Niedrige Bildung der Eltern | 0,626 | 1,87 | 1,54 – 2,26 | < 0,001 |

Tabelle 7: *Ergebnisse der logistischen Regressionsanalyse zum Einfluss der Risikofaktoren auf das Auftreten von Adipositas. Dargestellt sind die Regressionsparameter der Risikofaktoren aus der logistischen Regressionsgleichung in die zusätzlich jeweils das Alter und das Geschlecht der Kinder einbezogen wurden und die adjustierte OddsRatio.*

| Adipositas (BMI nach COLE et al. (2000) > 30 kg/m²) N=4767 | BETA | aOR | 95 %-KI | p |
|---|-------------|------------|----------------|----------|
| Intrauterine Nikotinexposition | 0,811 | 2,25 | 1,57 – 3,23 | < 0,001 |
| Fernsehen > 1 h / d | 1,241 | 3,46 | 2,38 – 5,03 | < 0,001 |
| Verzicht auf Stillen | 0,675 | 1,96 | 1,36 – 2,83 | 0,0003 |
| Mütterliches Übergewicht | 1,312 | 3,71 | 2,60 – 5,30 | < 0,001 |
| Gewichtszunahme bis U7 > 9,6 kg | 1,685 | 5,39 | 3,52 – 8,26 | < 0,001 |
| Niedrige Bildung der Eltern | 0,974 | 2,65 | 1,86 – 3,77 | < 0,001 |

5 Diskussion

In der vorliegenden Studie wurden Zusammenhänge zwischen dem BMI bei 4.767 Kindern im Alter zwischen 5 und 8 Jahren sowie den Einflussgrößen intrauterine Nikotinexposition, Fernsehen über 1 h pro Tag, elterliches Übergewicht, hohe Gewichtszunahme in den ersten 24 Lebensmonaten, Verzicht auf Stillen und niedriger Bildungsstand der Eltern untersucht.

Alle genannten Einflussgrößen zeigten statistisch signifikante Zusammenhänge mit dem alters- und geschlechtsstandardisierten BMI. Ebenso wurden statistisch signifikante Zusammenhänge zwischen den Einflussgrößen und dem alters- und geschlechtsstandardisierten Anteil von Übergewichts- sowie Adipositasfällen ermittelt. Für den Zusammenhang zum BMI oberhalb des Medians der untersuchten Stichprobe zeigten alle Einflussgrößen mit Ausnahme des Verzichts auf Stillen einen statistisch nachweisbaren Einfluss. Die dem jeweiligen Risikofaktor ausgesetzten Kinder wiesen höhere Mittelwerte und Mediane des BMI auf als die Gruppe der nicht exponierten Kinder. Dabei entsprach die Differenz der Mittelwerte zwischen beiden Gruppen für die Risikofaktoren mütterliches Übergewicht und frühkindliche Gewichtszunahme in etwa der Differenz der Mediane zwischen beiden Gruppen. Für die Faktoren niedriger Bildungsstand der Eltern und Verzicht auf Stillen ergaben sich dagegen um den Faktor 2,3 bis 3,6 höhere Mittelwertverschiebungen im Vergleich zur Verschiebung der Mediane.

5.1 Diskussion der Methodik

In der Fachliteratur ist sowohl die Verwendung von linearen als auch von logistischen Regressionsmodellen für die Untersuchung des Zusammenhanges zwischen Risikofaktoren und BMI bzw. Übergewicht dokumentiert (siehe Tabelle 9). Dabei kommt die lineare Regression dann zum Einsatz, wenn es um die Erklärung des intervallskaliert gemessenen BMI geht (LIN et al. (2004); GIAMPIETRO et al. (2002); ROBINSON (1999); SKINNER et al. (2004); STOREY et al. (2003)). Die logistische Regression wird dagegen für die Erklärung des Anteils schwerer, übergewichtiger oder adipöser Fälle bei dichotom kodierten Daten benutzt (CARRIERE (2003); DENNISON et al. (2002); KINRA et al. (2000); MELGAR-QUINONEZ und KAISER (2004); TOSCHKE et al. (2003a)).

Darüber hinaus wird die lineare Regression, bzw. andere Spezialfälle des allgemeinen linearen Modells (zum Beispiel die Varianzanalyse), dann bevorzugt verwendet, wenn erwartet wird, dass der gesamte Bereich der BMI-Verteilung durch einen Parameter beeinflusst wird und weniger der Teil der Verteilung im Bereich eines bestimmten Grenzwertes (zum Beispiel zwischen normalgewichtig und übergewichtig) von Interesse ist (ROBINSON (1999)).

Allerdings legten die Häufigkeitsverteilungen des kindlichen BMI dieser Studie Verletzungen der Voraussetzungen der linearen Regression nahe. Dies betraf insbesondere die Voraussetzungen der Linearität des Zusammenhanges zwischen Einfluss- und Zielgröße (Abbildung 3 bis 8).

Durch die rechtsschiefe Verteilung der BMI-Werte befindet sich in dem nach rechts auslaufenden Ast der Verteilungsfunktion ein größerer Anteil der Verteilungskurve als bei einer Normalverteilung zu erwarten wäre. Unter der Annahme einer Normalverteilung überschätzt deshalb das arithmetische Mittel der empirischen BMI-Verteilung deren „zentrale Tendenz“. Werden auf der Grundlage dieses empirischen Mittelwertes bei rechtsschiefen Verteilungen Anteile oberhalb eines Schwellenwertes (zum Beispiel Grenze zum Übergewicht), der größer ist als der Mittelwert, geschätzt, dann ist zu erwarten, dass auch diese Schätzungen unrealistisch hohe Anteile liefern.

Bei der Verwendung der logistischen Regression ist dieser Effekt nicht vorhanden, da hier im Gegensatz zur linearen Regression die tatsächlichen Anteile übergewichtiger bzw. adipöser Kinder in die Berechnung einbezogen werden. Für dieses Verfahren ist unter der gegebenen Konstellation der rechtsschiefen Verteilungsfunktionen mit unregelmäßigem Verlauf in der Gruppe der Exponierten also mit einem niedrigeren Anteil übergewichtiger bzw. adipöser Fälle (hier ausgedrückt durch die OddsRatio) zu rechnen.

In der vorliegenden Studie lieferten beide Verfahren statistisch signifikante Zusammenhänge zwischen den Einflussfaktoren und der jeweiligen Zielgröße. Die Ergebnisse beider Verfahren können jedoch nicht direkt miteinander verglichen werden, da die abhängige Variable BMI für beide Verfahren auf unterschiedlichen Skalen gemessen wurde. Während im Rahmen der linearen Regression eine metrische Skala benutzt wurde, beschränkte sich in der logistischen Regression die Klassifizierung auf jeweils 2 Kategorien (Gewicht $<$ / \geq Median; kein Übergewicht / Übergewicht; keine Adipositas / Adipositas). Es kann deshalb bei der Wahl

unterschiedlicher Berechnungsverfahren zu unterschiedlichen Ergebnissen kommen. In der vorliegenden Studie waren allerdings nahezu alle untersuchten Zusammenhänge statistisch signifikant. Das hatte seine Ursache einerseits darin, dass eine vergleichsweise große Fallzahl ($n = 4.767$) für die Berechnungen zur Verfügung stand, so dass bereits relativ kleine Unterschiede zu statistisch signifikanten Ergebnissen führten. Andererseits war dafür die Tatsache verantwortlich, dass die Risikofaktoren einen Effekt auf die Verschiebung der Häufigkeitsverteilung des BMI zeigte, der sich in der Regel auf den gesamten Bereich dieser Häufigkeitsverteilung erstreckte. Bei einigen Einflussfaktoren war der Einfluss im oberen Bereich der Häufigkeitsverteilung deutlich stärker ausgeprägt als im unteren Bereich (zum Beispiel Verzicht auf Stillen). Dies führte zu einer Verletzung der Voraussetzungen der linearen Regressionsanalyse und entsprechend zu einer Unterschätzung von Regressionskoeffizienten und Irrtumswahrscheinlichkeiten (Tabelle 4). Allerdings waren die Ergebnisse trotzdem statistisch signifikant, so dass davon ausgegangen werden kann, dass der erstgenannte Effekt der großen Stichprobengröße den zweitgenannten der Verletzung der Voraussetzungen bei weitem überwog. Für große Stichproben ist deshalb unabhängig von der Wahl des Regressionsverfahren ein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen den hier untersuchten Einflussfaktoren und dem BMI zu erwarten.

5.2 Diskussion der Ergebnisse

Die Ursachen für das Auftreten von Übergewicht und Adipositas sind sowohl genetischen als auch sozialen, kulturellen und verhaltensbedingten Ursprungs (MIKAMI et al. (2003)). In der Fachliteratur waren für alle hier untersuchten Risikofaktoren statistisch signifikante Zusammenhänge zum BMI des Kindes bzw. zum Auftreten von Übergewicht oder Adipositas dokumentiert. Für verschiedene dieser Risikofaktoren waren jedoch auch Studien mit nicht statistisch signifikanten Ergebnissen zu finden.

5.2.1 *Intrauterine Nikotinexposition*

Die intrauterine Nikotinexposition war in fast allen in Tabelle 9 aufgeführten Studien als statistisch signifikanter Faktor für das Auftreten von Übergewicht bzw. Adipositas

nachgewiesen worden. Als Ursache für diesen Einfluss wurden neuroendokrine und metabolische Dysregulationen des Nachkommen, insbesondere bei Schwangeren, die im ersten Trimester der Schwangerschaft rauchten, genannt (TOSCHKE et al. (2003a)). Eine solche Dysregulation kann sich lebenslang auf das Übergewichtsrisiko auswirken (MONTGOMERY und EKBOM (2002)). Tabelle 3 und Abbildung 3 zeigen jedoch, dass nicht alle Kinder von der Exposition gegenüber diesem Risikofaktor betroffen sind. Möglicherweise gibt es also Kofaktoren, die eine besondere Empfindlichkeit bestimmter Kinder gegenüber der Nikotinexposition bedingen oder die die Wirkung der Nikotinexposition auf andere Weise verstärken.

Die adjustierten OddsRatios waren in den Studien der Tabelle 9 im Bereich zwischen 1,1 und 2,5 bestimmt worden. Dies stimmt mit den hier gefundenen Werten der OddsRatios von 1,6 für Übergewicht und 2,3 für Adipositas gut überein.

5.2.2 Fernsehkonsum

Körperliche Inaktivität spielt bei der Entstehung von Übergewicht oder Adipositas eine wichtige Rolle (MIKAMI et al. (2003); STETTLER (2000)). Übergewichtige und adipöse Kinder sind in der Regel weniger körperlich aktiv als normalgewichtige (GORAN et al. (1998)). Über den direkten kalorischen Effekt hinaus steigert regelmäßige körperliche Aktivität den Grundumsatz und die Fettoxidation. Außerdem wurde ein positiver Effekt im Hinblick auf eine verminderte Kalorienaufnahme beschrieben (MIKAMI et al. (2003)). Als Maß für die körperliche Inaktivität wurde in verschiedenen Studien der tägliche Fernsehkonsum benutzt (DENNISON et al. (2002); ROBINSON (1998); ROBINSON (2001); WAKE et al. (2003)). Ein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen dem Fernsehkonsum und dem Auftreten hohen Körpergewichtes konnte sowohl in den meisten der zitierten Studien als auch in der hier untersuchten Stichprobe festgestellt werden. Dabei lagen die adjustierten OddsRatios mit Werten von 2,0 (Übergewicht) bzw. 3,5 (Adipositas) tendenziell höher als in der Fachliteratur (dort aOR in der Regel bis etwa 2,5). Allerdings war dort häufig eine Adjustierung mit weiteren Risikofaktoren vorgenommen worden, was zu einer Senkung des Wertes der OddsRatio führt. Auch die Wahl anderer Grenzwerte zwischen normal- und übergewichtigen Kindern führt zwangsläufig zu anderen OddsRatios, wie zum

Beispiel die unterschiedlichen Werte der OddsRatios bei den Berechnungen für übergewichtige und adipöse Kinder zeigen.

Teilweise wurde der Fernsehkonsum als Indikator für die Zugehörigkeit zu einer niedrigen sozialen Schicht angesehen und es wurde diskutiert, dass andere Faktoren, wie die niedrigere kognitive Stimulation durch qualitativ minderwertigere Sendungen, denen Kinder aus niedrigeren Schichten in der Regel ausgesetzt sind, Ursache für diesen Einfluss sein könnten (DENNISON et al. (2002); WOLF et al. (1993); OBARZANEK et al. (1994); ANDERSEN et al. (1998)). WAKE et al. (2003) machten darauf aufmerksam, dass häufiges und langes Fernsehen der Kinder dort toleriert wird, wo auch Eltern dies als ihre Freizeitbeschäftigung akzeptieren. Der Zusammenhang zwischen elterlichem Fernsehkonsum und deren BMI ist nach WAKE et al. (2003) ebenfalls belegt, so dass sie für den Zusammenhang zwischen Fernsehkonsum der Kinder und kindlichem BMI eher eine Surrogatfunktion für andere, komplexe und möglicherweise kumulative Einflüsse sozialer Faktoren auf den BMI sahen.

Diese komplexe Vielfalt an bisher nicht vollständig evaluierten Zusammenhängen birgt die Gefahr, dass das Studiendesign zur Untersuchung des Zusammenhanges zwischen Fernsehkonsum und BMI zu Verzerrungen von Stichproben führt. So ist die Verwendung von „Clustern“ (zum Beispiel Schulklassen, wie in ROBINSON (1999)) deshalb problematisch, weil die dort vorhandene Tendenz zu ähnlichem Verhalten der Individuen eines Clusters die Unterschiede zwischen den Interventionsgruppen deutlich überschätzt, was zu erheblichen Verzerrungen der Ergebnisse führen kann. In diesem Fall müssten statistische Verfahren für „Cluster Randomized Trials“ (SHEMILT et al. (2004)) angewendet werden, die allerdings in der Regel eine deutliche Erhöhung der Zahl der einbezogenen Individuen erfordern.

5.2.3 Verzicht auf Stillen

In verschiedenen Studien wurde der protektive Effekt des Stillens im Hinblick auf Übergewicht und Adipositas betont (VON KRIES et al. (1999); TOSCHKE et al. (2002b); BUTTE (2001)). Dieser beruht auf Veränderungen der Hormonkonzentration im Serum bei gestillten Kindern, die zu geringerer subkutaner Fetteinlagerung und höherer Stuhlfrequenz führen (LUCAS et al. (1980)). Der Effekt war zudem abhängig von der Stilldauer (VON KRIES et al. (1999)). In der hier untersuchten Stichprobe wurde der Verzicht auf Stillen als

statistisch signifikanter Einflussfaktor auf das Auftreten eines hohen Körpergewichtes identifiziert. Allerdings ergaben sich schwächere Zusammenhänge zum BMI bzw. zum Auftreten von Übergewicht und Adipositas als für die anderen untersuchten Einflussgrößen, was zumindest teilweise auf die Tatsache zurückzuführen sein kann, dass der Anteil der nicht gestillten (also dem Risiko exponierten) Kinder mit unter 25 % niedriger war als bei den meisten anderen untersuchten Risikofaktoren. Wie Abbildung 5 zeigt, war für diesen Parameter eine Abweichung der Häufigkeitsverteilungen zwischen exponierten und nicht exponierten Kindern nur im Bereich hoher Werte des BMI zu verzeichnen. Von dem Effekt dieses Parameters waren also insbesondere schwere Kinder zusätzlich betroffen.

Die in Tabelle 9 aufgeführten Studien zum Zusammenhang zwischen Stillen und Übergewicht lieferten in 11 von 13 Fällen (85 %) statistisch signifikante Zusammenhänge, wobei die Fallzahl zwischen etwa 500 und 34.000 lag, der Effekt der Stichprobengröße denjenigen der verletzen Voraussetzungen der linearen Regression also in den meisten Fällen dominieren dürfte.

5.2.4 Übergewicht der Mutter

Der Zusammenhang zwischen elterlichem und kindlichem BMI wurde vielfach untersucht. Er war stets als deutlich und statistisch signifikant klassifiziert (CARRIERE (2003); LIN et al. (2004); RAMOS DE MARINS et al. (2004); BERGMANN et al. (2003); CELI et al. (2003); DANIELZIK et al. (2002)). Dabei ergab sich in der Regel eine deutlichere Abhängigkeit des kindlichen BMI von dem der Mutter als von dem des Vaters. Dies wurde mit dem größeren Einfluss der Mutter auf die Nahrungszubereitung der Familie und damit der Kinder erklärt (DANIELZIK et al. (2002)). Aber auch genetische Faktoren wurden als Ursache für diesen Zusammenhang angeführt (HEBEBRAND et al. (2000)). Weiterhin wurde das elterliche Verhalten und Beispiel als Einflussfaktor auf das Gesundheitsverhalten der Kinder allgemein und speziell auf die Entwicklung von Übergewicht und Adipositas gesehen (CARRIERE (2003)). Wie Abbildung 6 sowie der niedrige Quotient $\Delta\text{Mittelwert} / \Delta\text{Median}$ (Tabelle 3) zeigen, ist dieser Effekt offenbar annähernd linear. Die Häufigkeitsverteilung der BMI-Werte der Kinder übergewichtiger Müttern verschiebt sich also im gesamten Bereich und nicht nur in den oberen Perzentilen.

In der hier untersuchten Stichprobe war die OddsRatio mit 2,5 (Übergewicht) bzw. 3,7 (Adipositas) höher als für andere Risikofaktoren. Diese Werte lagen im Bereich der Ergebnisse anderer Studien, in denen OddsRatios zwischen 1,5 und 5,9 gefunden wurden (Tabelle 9).

5.2.5 Frühkindliche Gewichtszunahme

Die Gewichtszunahme zwischen der Geburt und der Vorsorgeuntersuchung U7 (also im Alter von 24 Monaten) war der mit Abstand deutlichste Einflussfaktor für das Entstehen von Übergewicht oder Adipositas in der hier untersuchten Stichprobe.

Auch alle hierzu gefundenen Studien (Tabelle 9) ermittelten diesen Zusammenhang als statistisch signifikant (TOSCHKE et al. (2004a); SKINNER et al. (2004); STETTLER et al. (2002b); WAKE et al. (2003)). Es kann davon ausgegangen werden, dass sowohl genetische Faktoren als auch frühkindliche Prägung des Ernährungsverhaltens diesen deutlichen Zusammenhang bedingen (SKINNER et al. (2004)). Interessant war dabei die Tatsache, dass der Effekt auch unabhängig vom absoluten Körpergewicht nachgewiesen werden konnte (STETTLER et al. (2002b)). Ein hoher BMI im Schulalter war also nicht allein aufgrund der Tatsache zu verzeichnen, dass die Kinder durch den hohen Gewichtszuwachs bereits in früher Kindheit ein hohes Körpergewicht erreichten. Vielmehr waren davon auch Kinder betroffen, die bei der Geburt eher unterdurchschnittlich schwer waren und trotz des hohen Gewichtszuwachses im Alter von 24 Monaten ein eher durchschnittliches Körpergewicht aufwiesen.

Als Ursache wurden der Beginn des Einflusses genetischer Prädisposition zusammen mit der Tatsache gesehen, dass die frühe Kindheit die Zeit des relativ größten postnatalen Wachstums ist (STETTLER et al. (2002b)).

5.2.6 Bildungsstand der Eltern

Für den Risikofaktor Bildungsstand der Eltern fand sich unter den in der Fachliteratur dokumentierten Ergebnissen der vergleichsweise größte Anteil ohne signifikanten Einfluss

auf den kindlichen BMI. In 8 der insgesamt 17 Arbeiten, die diesen Faktor einbezogen (47,1 %; Tabelle 9), war ein statistisch signifikanter Effekt des Bildungsstandes nicht nachzuweisen. Teilweise waren dabei andere Faktoren zur Charakterisierung des sozialen Status der Familie benutzt worden wie zum Beispiel Haushaltseinkommen, berufliche Stellung oder Anzahl der Personen pro Raum im Haushalt. In der hier durchgeführten Auswertung war dieser Effekt nach dem des Verzichts auf Stillen derjenige mit dem am wenigsten ausgeprägten Zusammenhang zum BMI des Kindes.

Auch hier wurde, ähnlich wie für den Fernsehkonsum, diskutiert (DENNISON et al. (2002)), dass möglicherweise kumulative Einflüsse sozialer Faktoren auf den BMI vorhanden sind, die aufgrund ihrer Komplexität durch den Faktor „Bildungsstand der Eltern“ bzw. ähnliche Faktoren nur unzureichend dargestellt werden können.

5.2.7 Fazit

Der Zusammenhang zwischen den Einflussgrößen intrauterine Nikotinexposition, Fernsehen über 1 h pro Tag, Verzicht auf Stillen und niedriger Bildungsstand der Eltern erwies sich in der vorliegenden Studie als nicht linear, das heißt die oberen Perzentilen der BMI-Häufigkeitsverteilungen waren in der Regel durch diese Faktoren stärker beeinflusst als bei Kindern mit niedrigen BMI-Werten. Lediglich für die Faktoren hohe Gewichtszunahme in den ersten 24 Lebensmonaten und mütterliches Übergewicht waren eine über alle Bereiche des BMI annähernd gleiche Parallelverschiebung der Häufigkeitsverteilung bei exponierten Kindern zu beobachten. Für diese Faktoren war demnach ein linearer Zusammenhang zwischen Einfluss- und Zielgrößen gegeben.

5.3 Zusammenfassende Beantwortung der Fragen aus Kap. 2.3

Mit den in den vorangegangenen Kapiteln gefundenen Resultaten lässt sich die in Kap. 2.3 gegebene Fragestellung wie folgt beantworten:

1. Wirken die genannten Faktoren auf die gesamte Stichprobe oder nur auf die oberen Perzentilen ihrer Häufigkeitsverteilung?

Die Ergebnisse legen nahe, dass die Einflussfaktoren mütterliches Übergewicht und frühkindliche Gewichtszunahme einen Einfluss auf die gesamte Stichprobe haben (Parallelverschiebung der Häufigkeitsverteilung der exponierten Kinder), während von allen übrigen Einflussparametern eher die oberen Perzentilen der Häufigkeitsverteilung exponierter Kinder betroffen sind.

Deutliche Unregelmäßigkeiten in den Häufigkeitsverteilungen legten für die Einflussfaktoren intrauterine Nikotinexposition, Verzicht auf Stillen und niedriger Bildungsstand der Eltern zudem eine bi- bzw. multimodale Häufigkeitsverteilung des BMI exponierter Kinder nahe. Für diese Faktoren wäre der Zusammenhang zum BMI damit deutlich nichtlinear, die Ergebnisse der linearen Regressionsanalyse wären wegen der deutlichen Verletzung der Voraussetzungen dieses Verfahrens wenig zuverlässig.

2. Sind die Auswirkungen der verschiedenen Risikofaktoren auf den BMI unterschiedlich?

Besonders deutliche Auswirkungen konnten für die Faktoren mütterliches Übergewicht und frühkindliche Gewichtszunahme nachgewiesen werden. Für diese Parameter waren die höchsten OddsRatios zu verzeichnen. Der geringste Einfluss wurde für intrauterine Nikotinexposition und Verzicht auf Stillen ermittelt.

3. Welche Gründe sind für unterschiedliche Auswirkungen von Risikofaktoren auf den BMI ausschlaggebend?

Es ist zu vermuten, dass der Grund für die unterschiedlichen Auswirkungen der verschiedenen Einflussfaktoren in der Tatsache begründet liegt, dass die Einflussfaktoren mütterliches Übergewicht und frühkindliche Gewichtszunahme alle exponierten Kinder betrifft, während die übrigen Faktoren nur einen Teil der exponierten Stichprobe beeinflussen. Diese beiden Faktoren wirken sich deshalb rechnerisch stärker aus als die übrigen Faktoren.

5.4 Ausblick

Die Studienergebnisse lassen insbesondere weitere Untersuchungen zu einer differenzierten Betrachtung der unterschiedlichen mathematischen Ergebnisse des Vergleichs der Mittelwerte

und Mediane exponierter und nicht exponierter Kinder (Tabelle 3) sinnvoll erscheinen. Hier wäre zum Beispiel die Berechnung von Konfidenzintervallen für die Quotienten $\Delta\text{Mittelwert} / \Delta\text{Median}$ mit der Delta-Methode möglich. Entsprechende Methoden stehen separat für Mittelwertdifferenzen (SACHS (2002)) und Mediandifferenzen (Moses-Intervall und Hodges-Lehman-Schätzer; SACHS (2002)) zur Verfügung. Zur genauen Prüfung der statistischen Signifikanz des Quotienten beider Größen auf Abweichung von 1 bzw. des Vergleichs verschiedener Quotienten untereinander bedarf es weiterer Forschungsarbeit.

6 Zusammenfassung

In der vorliegenden Studie wurden Zusammenhänge zwischen dem BMI bei 4.767 Kindern im Alter zwischen 5 und 8 Jahren sowie den Einflussgrößen intrauterine Nikotinexposition, Fernsehen über 1 h pro Tag, mütterliches Übergewicht, hohe Gewichtszunahme in den ersten 24 Lebensmonaten, Verzicht auf Stillen und niedriger Bildungsstand der Eltern untersucht. Dabei stand der Vergleich der Ergebnisse von logistischer und linearer Regression für die Schätzung des BMI bzw. des Auftretens von Übergewicht oder Adipositas im Vordergrund der Betrachtung.

Alle genannten Einflussgrößen zeigten statistisch signifikante Zusammenhänge mit dem BMI bzw. dem Auftreten von Übergewicht sowohl für den Fall der Verwendung eines linearen Modells als auch mittels logistischer Regression.

Die deutlichsten Einflüsse auf den BMI wurden für mütterliches Übergewicht und hohe frühkindliche Gewichtszunahme berechnet. Beide Faktoren wirkten auf alle exponierten Kinder. Demgegenüber war ein Einfluss von intrauteriner Nikotinexposition, Fernsehen über 1 h pro Tag, Verzicht auf Stillen und niedrigem Bildungsstand der Eltern eher für die oberen Perzentilen der Häufigkeitsverteilung exponierter Kinder nachzuweisen. Sie wirkten sich damit insgesamt weniger deutlich auf die Erhöhung aus als die beiden erstgenannten Parameter.

7 Literatur

- ALBERTSON, AM; ANDERSON, GH; CROCKETT, SJ; GOEBEL, MT: *Ready-to-eat cereal consumption: its relationship with BMI and nutrient intake of children aged 4 to 12 years*. In: J Am Diet Assoc, **103**, (12), 1613-9 (2003).
- ANDERSEN, R; CRESPO, C; BARTLETT, S; CHESKIN, L; PRATT, M: *Relationship of physical activity and television watching with body weight and level of fatness among children: results from the Third National Health and Nutrition Examination Survey*. In: JAMA, **279**, (12), 938-42 (1998).
- ARMSTRONG, J; REILY, JJ: *Breastfeeding and lowering the Risk of Childhood Obesity*. In: Lancet, **360**, (9341), 1249-50 (2002).
- BENDER, R; ZIEGLER, A; LANGE, S: *Multiple Regression*. In: Dtsch Med Wochenschr, **127**, T8-T10 (2002a).
- BENDER, R; ZIEGLER, A; LANGE, S: *Logistische Regression*. In: Dtsch Med Wochenschr, **127**, T11-T13 (2002b).
- BERGMANN, KE; BERGMANN, RL; VON KRIES, R; BOHM, O; RICHTER, R; DUDENHAUSEN, JW; WAHN, U: *Early determinants of childhood overweight and adiposity in a birth cohort study: role of breast-feeding*. In: Int J Obes Relat Metab Disord, **27**, (2), 162-72 (2003).
- BUTTE, NF: *The Role of Breastfeeding in Obesity*. In: Pediatr Clin North Am, **48**, (1), 189-98 (2001).
- CARRIERE, G: *Parent and child factors associated with youth obesity*. In: Health Rep, **14 Suppl**, 29-39 (2003).
- CELI, F; BINI, V; DE, G, G; MOLINARI, D; FARAONI, F; DI, S, G; BACOSI, ML; BERIOLI, MG; CONTESSA, G; FALORNI, A: *Epidemiology of overweight and obesity among school children and adolescents in three provinces of central Italy, 1993-2001: study of potential influencing variables*. In: Eur J Clin Nutr, **57**, (9), 1045-51 (2003).

- COLE, TJ; FREEMAN, JV; PREECE, MA: *Body mass index reference curves for the UK 1990*. In: Arch Dis Child, **73**, 25-9 (1995).
- COLE, TJ; BELLIZZI, MC; FLEGAL, KM; DIETZ, WH: *Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey*. In: BMJ, **320**, (7244), 1240-3 (2000).
- DANIELZIK, S; LANGNASE, K; MAST, M; SPETHMANN, C; MULLER, MJ: *Impact of parental BMI on the manifestation of overweight 5-7 year old children*. In: Eur J Nutr, **41**, (3), 132-8 (2002).
- DENNISON, BA; ERB, TA; JENKINS, PL: *Television viewing and television in bedroom associated with overweight risk among low-income preschool children*. In: Pediatrics, **109**, (6), 1028-35 (2002).
- FLEGAL, KM; CARROL, MD; OGDEN, CL; JOHNSON, CL: *Prevalence and trends in obesity among US adults, 1999 - 2000*. In: JAMA, **288**, (14), 1723-7 (2002).
- FRISNACO, AR (1990): *Anthropomorphic Standards for the assessment of growth and nutritional status*, University of Michigan Press, Ann Arbor.
- GEISS, HC; PARHOFER, KG; SCHWANDT, P: *Parameters of childhood obesity and their relationship to cardiovascular risk factors in healthy prepubescent children*. In: Int J Obes Relat Metab Disord, **25**, (6), 830-7 (2001).
- GIAMPIETRO, O; VIRGONE, E; CARNEGLIA, L; GRIESI, E; CALVI, D; MATTEUCCI, E: *Anthropometric indices of school children and familiar risk factors*. In: Prev Med, **35**, (5), 492-8 (2002).
- GILLMAN, MW; RIFAS-SHIMAN, SL; CAMARGO, CA; BERKEY, CS; FRAZIER, AL; ROCKETT, HR; FIELD, AE; CODITZ, GA: *Risk of Overweight among Adolescents who were breastfed as Infants*. In: JAMA, **285**, (19), 2461-7 (2001).
- GORAN, M; SHEWCHUK, R; GOWER, B; NAGY, T; CARPENTER, W; JOHNSON, R: *Longitudinal changes in fatness in white children: no effect of childhood energy expenditure*. In: Am J Clin Nutr, **67**, (2), 309-16 (1998).

- GORDON-LARSEN, P; ADAIR, LS; POPKIN, BM: *Ethnic Differences in Physical Activity and Inactivity Patterns and Overweight Status*. In: *Obes Res*, **10**, (3), 141-9 (2002).
- GRUMMER-STRAWN, LM; MEI, Z: *Does breastfeeding protect against pediatric overweight? Analysis of longitudinal data from the Centers for Disease Control and Prevention Pediatric Nutrition Surveillance System*. In: *Pediatrics*, **113**, (2), e81-6 (2004).
- HANLEY, AJG; HARRIS, SB; GITTELSON, J; WOLEVER, TMS; SAKSVIG, B; ZINMAN, B: *Overweight among Children and Adolescents in a Native Canadian Community: Prevalence and Associated Factors*. In: *Am J Clin Nutr*, **71**, 693-700 (2000).
- HARTUNG, J; ELPELT, B; KLÖSENER, KH (1998): *Statistik, 11. Auflage*, Oldenbourg, München.
- HEBEBRAND, J; DABROCK, P; LINGENFELDER, M; MAND, E; RIET, W; VOIT, W: *Ist Adipositas eine Krankheit?* In: *Dtsch Ärztebl*, **101**, (37), 2468-74 (2004).
- HEBEBRAND, J; WULFTANGE, H; GOERG, T; ZIEGLER, A; HINNEY, A; BARTH, N; MAYER, H; REMSCHMIDT, H: *Epidemic obesity: are genetic factors involved via increased rates of assortative mating?* In: *Int J Obes Relat Metab Disord*, **24**, (3), 345-53 (2000).
- HEDIGER, ML; M.D., O; KUCZMARSKI, RJ; RUAN, WJ: *Association between Infant Breastfeeding and Overweight in young Children*. In: *JAMA*, **285**, (19), 2453-60 (2001).
- HERPERTZ-DAHLMANN, B; GELLER, F; BOHLE, C; KHALIL, C; TROSTBRINKHUES, G; ZIEGLER, A; HEBEBRAND, J: *Secular trends in body mass index measurements in preschool children from the City of Aachen, Germany*. In: *Eur J Pediatr*, **162**, (2), 104-9 (2003).
- HOSMER, D; LEMESHOW, S (1989): *Applied Logistic Regression*, Wiley, New York.
- HUI, LL; NELSON, EA; YU, LM; LI, AM; FOK, TF: *Risk factors for childhood overweight in 6- to 7-y-old Hong Kong children*. In: *Int J Obes Relat Metab Disord*, **27**, (11), 1411-8 (2003).

- HULENS, M; BEUNEN, G; CLAESSENS, AL; LEFEVRE, J; THORNIS, M; PHILIPPAERTES, R; BORMS, J; VRIJENS, J; LYSSENS, R; VANSANT, G: *Trends in BMI among Belgian children, adolescents and adults from 1996 to 1996*. In: Int J Obesity, **25**, 395-9 (2001).
- KALIES, H; LENZ, J; VON KRIES, R: *Prevalence of Overweight and Obesity an Trends in Body Mass Index in German Pres-school Chlidren, 1982-98*. In: Int J Obes, **26**, 1211-7 (2002).
- KAUTIAINEN, S; RIMPELÄ, A; VIKAT, A; VIRTANEN, SM: *Secular trends in overweight and obesity among Finnish adolescents in 1977 - 1999*. In: Int J Obesity, **26**, 544-52 (2002).
- KINRA, S; NELDER, RP; LEWENDON, GJ: *Deprivation and childhood obesity: a cross sectional study of 20,973children in Plymouth, United Kingdom*. In: J Epidemiol Community Health, **54**, (6), 456-60 (2000).
- KROMEYER-HAUSCHILD, K; ZELLNER, K; JAEGER, U; HOYER, H: *Prevalence of overweight and obesity among school children in Jena(Germany)*. In: Int J Obes Relat Metab Disord, **23**, (11), 1143-50 (1999).
- LEUNG, SS; TSE, LY; LEUNG, NK: *Growth and nutrition in Hong Kong children*. In: Singapore Pediatric J, **38**, 61-6 (1996).
- LIESE, AD; HIRSCH, T; VON MUITIUS, T; KEIL, U; LEUPOLD, W; WEILAND, SK: *Inverse Association of Overweight and Brest-Feeding in 9 to 10 Year old Children in Germany*. In: Int J Obes, **25**, 1644-50 (2001).
- LIN, BH; HUANG, CL; FRENCH, SA: *Factors associated with Women's and Children's Body Mass Indices by Income Status*. In: Int J Obes, **28**, 536-42 (2004).
- LUCAS, A; SARSON, D; BLACKBURN, A; ADRIAN, T; AYNSLEY-GREEN, A; BLOOM, S: *Breast vs bottle: endocrine responses are different with formula feeding*. In: Lancet, **1**, (8181), 1267-9 (1980).
- LUMENG, JC; GANNON, K; CABRAL, HJ; FRANK, DA; ZUCKERMAN, B: *Association between clinically meaningful behavior problems and overweightin children*. In: Pediatrics, **112**, (5), 1138-45 (2003).

- MAFFEIS, C; TALAMINI, G; TATO, L: *Influence of diet, physical activity and parents' obesity on children's adiposity: a four-year longitudinal study*. In: Int J Obes Relat Metab Disord, **22**, (8), 758-64 (1998).
- MAFFEIS, C; PROVERA, S; FILIPPI, L; SIDOTI, G; SCHEINA, S; PINELLI, L; TATO, L: *Distribution of food intake as a risk factor for childhood obesity*. In: Int J Obes Relat Metab Disord, **24**, (1), 75-80 (2000).
- MAGAREY, AM; DANIELS, LA; BOULTON, TJ; COCKINGTON, RA: *Does fat intake predict adiposity in healthy children and adolescents aged 2--15 y? A longitudinal analysis*. In: Eur J Clin Nutr, **55**, (6), 471-81 (2001).
- MELGAR-QUINONEZ, HR; KAISER, LL: *Relationship of child-feeding practices to overweight in low-income Mexican-American preschool-aged children*. In: J Am Diet Assoc, **104**, (7), 1110-9 (2004).
- MIKAMI, S; MIMURA, K; FUJIMOTO, S; BAR-OR, O: *Physical activity, energy expenditure and intake in 11 to 12 years old Japanese prepubertal obese boys*. In: J Physiol Anthropol Appl Human Sci, **22**, (1), 53-60 (2003).
- MONTGOMERY, SM; EKBOM, A: *Smoking during pregnancy and diabetes mellitus in a British longitudinal birth cohort*. In: BMJ, **324**, (7328), 26. Jul (2002).
- OBARZANEK, E; SCHREIBER, G; CRAWFORD, P; GOLDMAN, S; BARRIER, P; FREDERICK, M; LAKATOS, E: *Energy intake and physical activity in relation to indexes of body fat: the National Heart, Lung, and Blood Institute Growth and Health Study*. In: Am J Clin Nutr, **60**, (1), 15-22 (1994).
- O'CALLAGHAN, M; WILLIAMS, G; ANDERSEN, M; BOR, W; NAJAM, J: *Prediction of Obesity in Children at 5 Years: A Cohort Study*. In: J Paediatr Child Health, **33**, 311-6 (1997).
- OGDEN, CL; FLEGAL, KM; CARROLL, MD; JOHNSON, CL: *Prevalence and trends in overweight among US children and adolescents*. In: JAMA, **288**, 1728-32 (2002).
- OKOSUN, IS; CHOI, ST; BOLTRI, JM; PARISH, DC; DINESH-CHNADRA, KM; DEVER, GA; LUCAS, A: *Trends of abdominal adiposity in white, black, and mexican-american adults, 1988 to 2000*. In: Obes Res, **11**, (8), 1010-7 (2003).

- ONG, KK; AHMED, ML; EMMETT, PM; PREECE, MA; DUNGER, DB: *Association between postnatal catch-up growth and obesity in childhood:prospective cohort study*. In: BMJ, **320**, (7240), 967-71 (2000).
- POULTON, R; WILLIAMS, S: *Breastfeeding and Risk of Overweight*. In: JAMA, **286**, 1449-50 (2001).
- POWER, C; JEFFERIS, BJMH: *Fetal Environment and Subsequent Obesity: A Study of Maternal Smoking*. In: Int J Epidemiol, **31**, 413-9 (2002).
- RAMOS DE MARINS, VM; ALMEIDA, RM; PEREIRA, RA; DE AZEVEDO BARROS, MB: *The relationship between parental nutritional status and overweight children/adolescents in Rio de Janeiro, Brazil*. In: Public Health, **118**, (1), 43-9 (2004).
- ROBINSON, TN: *Does television cause childhood obesity?* In: JAMA, **279**, (12), 959-60 (1998).
- ROBINSON, TN: *Reducing children's television viewing to prevent obesity: a randomized controlled trial*. In: JAMA, **282**, (16), 1561-7 (1999).
- ROBINSON, TN: *Television viewing and childhood obesity*. In: Pediatr Clin North Am, **48**, (4), 1017-25 (2001).
- ROBINSON, TN; KIERNAN, M; MATHESON, DM; HAYDEL, KF: *Is parental control over children's eating associated with childhoodobesity? Results from a population-based sample of third graders*. In: Obes Res, **9**, (5), 306-12 (2001).
- ROLLAND-CACHERA, MF; SEMPE, M; GUILLAUD-BATAILLE, M; PATOIS, E; PEQUIGNOT-GUGGENBUHL, F; FAUTRAD, V: *Adiposity indices in children*. In: AM J Clin Nutr, **36**, 178-84 (1982).
- SACHS, L (2002): *Angewandte Statistik, 10. Auflage*, Springer, Berlin.
- SEKINE, M; YAMAGAMI, T; HAMANISHI, S; HANDA, K; SAITO, T; NANRI, S; KAWAMINAMI, K; TOKUI, N; YOSHIDA, K; KAGAMIMORI, S: *Parental obesity, lifestyle factors and obesity in preschool children:results of the Toyama Birth Cohort study*. In: J Epidemiol, **12**, (1), 33-9 (2002).

- SHEMILT, I; HARVEY, I; SHEPSTONE, L; SWIFT, L; READING, R; MUGFORD, M; BELDERSON, P; NORRIS, N; THOBURN, J; ROBINSON, J: *A national evaluation of school breakfast clubs: evidence from a cluster randomized controlled trial and an observational analysis*. In: Child Care Health Dev, **30**, (5), 413-27 (2004).
- SIBAI, AM; HWALLA, N; ADRA, N; RAHAL, B: *Prevalence and covariates of obesity in Lebanon: findings from the first epidemiological study*. In: Obes Res, **11**, (11), 1353-61 (2003).
- SKINNER, JD; BOUNDS, W; CARRUTH, BR; MORRIS, M; ZIEGLER, P: *Predictors of children's body mass index: a longitudinal study of diet and growth in children aged 2-8 y*. In: Int J Obes Relat Metab Disord, **28**, (4), 476-82 (2004).
- STETTLER, N: *Adipositas bei Kindern und Jugendlichen*. In: Ther Umsch, **57**, (8), 532-6 (2000).
- STETTLER, N; STETTLER, N; STALLINGS, VA: *Environmental factors in the etiology of obesity in adolescents. Adult obesity and growth in childhood. Association of birth weight with adult weight is confounded by maternal body mass index*. In: Ethn DisBMJ, **12324**, (17338), S1-41-5674 (2002a).
- STETTLER, N; SIGNER, TM; SUTER, PM: *Electronic games and environmental factors associated with childhood obesity in Switzerland*. In: Obes Res, **12**, (6), 896-903 (2004).
- STETTLER, N; ZEMEL, BS; KUMANYIKA, S; STALLINGS, VA: *Infant weight gain and childhood overweight status in a multicenter, cohort study*. In: Pediatrics, **109**, (2), 194-199 (2002b).
- STOREY, ML; FORSHEE, RA; WEAVER, AR; SANSALONE, WR: *Demographic and lifestyle factors associated with body mass index among children and adolescents*. In: Int J Food Sci Nutr, **54**, (6), 491-503 (2003).
- SUNDQUIST, K; QVIST, J; JOHANSSON, SE; SUNDQUIST, J: *Increasing trends of obesity in Sweden between 1996/97 and 2000/01*. In: Int J Obesity, **28**, 254-61 (2004).

- THOMSEN, BL; EKSTROM, CT; SORENSEN, TIA: *Development of the obesity epidemic in Denmark: Cohort time and age effects among boys born 1930 - 1975*. In: Int J Obesity, **23**, 693-701 (1999).
- TOSCHKE, A; GROTE, V; KOLETZKO, B; VON KRIES, R: *Identifying Children at High Risk for Overweight at School Entry by Weight Gain During the First 2 Years*. In: Arch Pediatr Adolesc Med, **158**, 449-52 (2004a).
- TOSCHKE, A; LÜDDE, R; EISELE, R; VON KRIES, R: *The Obesity Epidemic in Young Men is not Confined to low Social Classes - A Time Series o 18-Year-Old German Men at Medical Examination of Military Service With Different Educational Attainment*. In: Int J Obes, **Vorabdruck**, (2005).
- TOSCHKE, AM; MONTGOMERY, SM; PFEIFFER, U; VON KRIES, R: *Early intrauterine exposure to tobacco-inhaled products and obesity*. In: Am J Epidemiol, **158**, (11), 1068-74 (2003a).
- TOSCHKE, AM; GROTE, V; KOLETZKO, B; VON KRIES, R: *Identifying children at high risk for overweight at school entry by weight gain during the first 2 years*. In: Arch Pediatr Adolesc Med, **158**, 449-52 (2004b).
- TOSCHKE, AM; KOLETZKO, B; SLIKKER, W, J.R.; HERMANN, M; VON KRIES, R: *Childhood obesity is associated with maternal smoking in pregnancy*. In: Eur J Pediatr, **161**, (8), 445-8 (2002a).
- TOSCHKE, AM; EHLIN, AG; VON KRIES, R; EKBOM, A; MONTGOMERY, SM: *Maternal smoking during pregnancy and appetite control in offspring*. In: J Perinat Med, **31**, (3), 251-6 (2003b).
- TOSCHKE, AM; VIGNEROVA, J; LHOTSKA, L; OSANCOVA, K; KOLETZKO, B; VON KRIES, R: *Overweight and obesity in 6- to 14-year-old Czech children in 1991: protective effect of breast-feeding*. In: J Pediatr, **141**, (6), 764-9 (2002b).
- TULLDAHL, J; K., P; ANDERSSON, SW; HULTHEN, L: *Mode of Infant Feeding and achieved Growth in Adolescence: Early Feeding Paterns in relation to Growth and Body Composition in Adolescence*. In: Obes Res, **7**, 431-7 (1999).

- VON KRIES, R (2002): *Umwelt und Gesundheit im Kindesalter. Ergebnisse einer Zusatzerhebung im Rahmen der Schuleingangsuntersuchungen 2001/2002 in 6 Gesundheitsämtern*, Studie im Auftrag des Bayerischen Staatsministeriums für Umwelt, Gesundheit und Verbraucherschutz.
- VON KRIES, R; TOSCHKE, A; KOLETZKO, B; SLIKKER, W, JR: *Maternal smoking during pregnancy and childhood obesity*. In: *Am J Epidemiol*, **156**, (10), 954-61 (2002).
- VON KRIES, R; KOLETZKO, B; SAUERWALD, T; VON, M, E; BARNERT, D; GRUNERT, V; VON VOSS, H: *Breast feeding and obesity: cross sectional study*. In: *BMJ*, **319**, (7203), 147-50 (1999).
- WADSWORTH, M; MARSHALL, S; HARDY, R; PAUL, A: *Brest Feeding and Obesity: Relation may be accounted for social Factors*. In: *Br Med J*, **319**, 1576 (1999).
- WAKE, M; HESKETH, K; WATERS, E: *Television, computer use and body mass index in Australian primary schoolchildren*. In: *J Paediatr Child Health*, **39**, (2), 130-4 (2003).
- WHO(HRSG.): *Body-Mass-Index*. In: HTML-Dokument, http://www.euro.who.int/nutrition/20030507_1 (2004).
- WOLF, A; GORTMAKER, S; CHEUNG, L; GRAY, H; HERZOG, D; GA, C: *Activity, inactivity, and obesity: racial, ethnic, and age differences among schoolgirls*. In: *Am J Public Health*, **83**, (11), 1625-7 (1993).
- WROTNIAK, BH; EPSTEIN, LH; PALUCH, RA; ROEMMICH, JN: *Parent weight change as a predictor of child weight change in family-based behavioral obesity treatment*. In: *Arch Pediatr Adolesc Med*, **158**, (4), 342-7 (2004).
- ZWIEBAUER, K; WABITSCH, M: *Relativer Body Mass Index (BMI) zur Beurteilung von Übergewicht und Adipositas im Kindes- und Jugendalter: Empfehlung der European Childhood Obesity Group*. In: *Monatsschr Kinderheilk*, **145**, 1312-8 (1997).

8 Anhang

8.1 Studien zur Untersuchung des Zusammenhanges zwischen Haupteinflussfaktoren und BMI

Die in Tabelle 9 aufgeführten Studien wurden mit Hilfe einer Literaturrecherche in der Medline-Datenbank (National Library of Medicine) gesucht. Die folgende Tabelle 8 gibt einen Überblick über die Syntax der verwendeten Suchbegriffe für die einzelnen Parameter. Die Literatursuche wurde am 16. November 2004 durchgeführt. Dabei wurden nur Veröffentlichungen aus den Jahren 1997 und später berücksichtigt.

Tabelle 8: Syntax der im Rahmen dieser Studie verwendete Begriffe zur Suche von veröffentlichten Studien zu den verschiedenen Aspekten des Einflusses relevanter Parameter auf den BMI

| Parameter | Suchbegriff in MEDLINE |
|-------------------------------------|--|
| intrauterine Nikotinexposition | intrauterine AND (tobacco OR nicotine OR smoking) AND (bmi OR obesity OR overweight OR body AND weight) AND regression AND child |
| Stillen | (breastfeeding OR nursing) AND (bmi OR obesity OR overweight OR body AND weight) AND regression AND child |
| Fernsehkonsument | (television OR tv) AND (bmi OR obesity OR overweight OR body AND weight) AND regression AND child |
| Sozioökonomischer Status der Eltern | (income OR economic) AND (bmi OR obesity OR overweight OR body AND weight) AND regression AND child |
| BMI der Eltern | (parental AND (bmi OR weight OR obesity OR overweight)) AND (bmi OR obesity OR overweight OR body AND weight) AND regression AND child |
| Gewichtszuwachs in früher Kindheit | (growth OR catch-up) AND (tobacco OR nicotine OR smoking) AND (bmi OR obesity OR overweight OR body AND weight) AND regression AND child |

Tabelle 9: Ergebnisse von Studien über den Zusammenhang zwischen Einflussfaktoren gem. Kap. 1 und dem BMI bzw. dem Auftreten von Übergewicht oder Adipositas.

| Quelle | Stichprobe (n) | Zielgröße | Methode (Signifikanzniveau) | Signifikanter Effekt |
|--------------------------------|-----------------------------|--|-----------------------------|----------------------|
| Intrauterine Nikotinexposition | | | | |
| MONTGOMERY und EKBOM (2002) | Erwachsene 33 Jahre (10683) | Adipositas (BMI > 30 kg/m ²) | Logistische Regression | aOR 1,34 |

| Quelle | Stichprobe (n) | Zielgröße | Methode (Signifikanzniveau) | Signifikanter Effekt |
|-------------------------------|---|---|-------------------------------|--|
| TOSCHKE et al. (2002a) | Kinder 5-6 Jahre, Bayern (8765) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht und Adipositas (BMI) nach ZWIEBAUER und WABITSCH (1997) | Logistische Regression (0,05) | aOR 1,67-2,32 |
| POWER und JEFFERIS (2002) | Kinder 7 Jahre, Großbritannien (12431) | BMI>90%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | OR: 1,12 (Jungen), nicht signifikant (Mädchen) |
| TOSCHKE et al. (2003b) | Kinder 5-6 Jahre, Bayern (4974) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht und Adipositas (BMI) nach COLE et al. (2000) | Logistische Regression (0,05) | Übergewicht: aOR ¹ 1,23-1,62 Adipositas: aOR 1,70-2,49 |
| BERGMANN et al. (2003) | Kinder 6 Jahre, Deutschland (480) | BMI>90%-Perzentile BMI>97%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | aOR: 2,08 aOR: 2,30 |
| VON KRIES et al. (2002) | Kinder 5-6 Jahre, Bayern (6483) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht und Adipositas (BMI) für Bayern | Logistische Regression (0,05) | Übergewicht: aOR 1,43 Adipositas: aOR 2,06 |
| Stillen | | | | |
| LIESE et al. (2001) | Kinder 9-10 Jahre, Deutschland (2108) | BMI>90%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | aOR: 0,66 |
| POULTON und WILLIAMS (2001) | Personen 3-26 Jahre, Neuseeland | BMI > 25 | Logistische Regression (0,05) | aOR: 0,25-1,01 |
| TULLDAHL et al. (1999) | Jugendliche 17-18 Jahre, Schweden (781) | BMI>85%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | aOR: 0,70 |
| GILLMAN et al. (2001) | Kinder 9-14 Jahre, USA (15341) | BMI>90%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | aOR: 0,78 |
| TOSCHKE et al. (2002b) | Kinder 6-14 Jahre, Tschechien (33768) | BMI>90%-Perzentile BMI>97%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | BMI90: aOR: 0,80 BMI97: aOR: 0,80 |
| GRUMMER-STRAWN und MEI (2004) | Kinder 4 Jahre, USA (12587) | BMI>95%-Perzentile | Logistische Regression | aOR: 0,70 |
| ARMSTRONG und REILY (2002) | Kinder 3-4 Jahre, Schottland (32200) | BMI>95%-Perzentile BMI>98%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | BMI95: aOR: 0,72 BMI98: aOR: 0,70 |

¹ Adjustierte OddsRatio

| Quelle | Stichprobe (n) | Zielgröße | Methode (Signifikanzniveau) | Signifikanter Effekt |
|---|--------------------------------------|---|---------------------------------------|--|
| HEDIGER et al. (2001) | Kinder 3-5 Jahre, USA (2685) | BMI>95%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | aOR: 0,84 |
| O'CALLAGHAN et al. (1997) | Kinder 5 Jahre | BMI>95%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | nicht signifikant |
| WADSWORTH et al. (1999) | Kinder 6 Jahre | BMI>90%-Perzentile BMI>97%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | RR: 0,95 RR: 0,88 |
| BERGMANN et al. (2003) | Kinder 6 Jahre, Deutschland (480) | BMI>90%-Perzentile BMI>97%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | aOR: 0,53 aOR: 0,46 |
| VON KRIES et al. (1999) | Kinder 5-6 Jahre, Bayern (9206) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht und Adipositas (BMI) für Bayern | Logistische Regression (0,05) | Übergewicht: aOR 0,79 Adipositas: aOR 0,75 |
| VON KRIES (2002) | Kinder 5-6 Jahre, Bayern (6483) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht und Adipositas (BMI) für Bayern | Logistische Regression (0,05) | nicht signifikant |
| Fernsehkonsument, Computerspiele (sitzende Beschäftigung) | | | | |
| DENNISON et al. (2002) | Vorschulkinder 1-5 Jahre, USA (2761) | BMI>85%-Perzentile nach FRISNACO (1990) | Logistische Regression (0,05) | aOR 1,06-1,31 |
| LIN et al. (2004) | Schulkinder, USA (1651) | BMI | Lineare Regression | kein statistisch signifikanter Zusammenhang |
| GIAMPIETRO et al. (2002) | Kinder 10 Jahre, Italien (869) | BMI | Lineare Regression | R = 0,1 p < 0,01 |
| GORDON-LARSEN et al. (2002) | Jugendliche 12-22 Jahre, USA (12759) | BMI>95%-Perzentile | Logistische Regression | aOR 0,90-1,89 (männl.), 0,74-2,58 (weibl.) je nach ethnischer Abstammung |
| MIKAMI et al. (2003) | Kinder 11-12 Jahre, Japan (30) | Adipositas (Körperfettmasse über 30 %) | Korrelation nach Pearson, t-Test (?) | Dauer sitzende Beschäftigung statistisch signifikant unterschiedlich |
| ROBINSON (1999) | Kinder ca. 8-10 Jahre, USA (192) | BMI-Veränderung durch Einschränkung des Fernsehkonsums | Lineare Regression bzw. ANCOVA (0,05) | BMI-Veränderung: -0,45 kg/m ² |
| SEKINE et al. (2002) | Kinder 3 Jahre, Japan (8941) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht (BMI) nach COLE et al. (2000) | Logistische Regression | aOR 1,26-1,47 (je nach Dauer) |
| STETTLER et al. (2004) | Kinder 6-10 Jahre, Schweiz (872) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht (BMI) nach OGDEN et al. (2002) | Logistische Regression | aOR 2,03-2,83 |

| Quelle | Stichprobe (n) | Zielgröße | Methode (Signifikanzniveau) | Signifikanter Effekt |
|--|---|--|--|---|
| TOSCHKE et al. (2002b) | Kinder 6-14 Jahre, Tschechien (33768) | BMI>90%-Perzentile BMI>97%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | BMI90: aOR: 1,26 BMI97: aOR: 1,33 (mehr als 1 Stunde pro Tag) |
| HANLEY et al. (2000) | Jugendliche 10-19 Jahre, Kanada (242) | BMI>85%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | aOR: 2,52 |
| VON KRIES (2002) | Kinder 5-6 Jahre, Bayern (6483) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht und Adipositas (BMI) für Bayern | Logistische Regression (0,05) | Übergewicht: aOR 1,39 Adipositas: aOR 1,86 (mehr als 1 Stunde pro Tag) |
| Gewichtszuwachs in früher Kindheit | | | | |
| ONG et al. (2000) | Kinder 5 Jahre, Großbritannien (848) | z-Scores für BMI unabhängig von Alter und Geschlecht | Korrelation nach Pearson | signifikanter Trend |
| SKINNER et al. (2004) | Kinder 8 Jahre, USA (70) | BMI | Lineare Regression | Signifikanter Einfluss des Alters, ab dem BMI wieder ansteigt (negativ) |
| SKINNER et al. (2004) | Kinder 8 Jahre, USA (70) | BMI | Lineare Regression | Signifikanter Einfluss des BMI mit 2 Jahren |
| STETTLER et al. (2002b) | Kinder 7 Jahre, USA (19397) | BMI>95%-Perzentile Growth Charts USA | Logistische Regression (0,05) | aOR 1,17 pro 100 g/Monat |
| STOREY et al. (2003) | Kinder 6-11 Jahre, Jugendliche 12-19, USA (2216-5739) | BMI-Änderung | Lineare Regression (0,05) | B-Koeffizienten 0,17-0,25 |
| TOSCHKE et al. (2004a) | Kinder 5-7 Jahre, Deutschland (4235) | Übergewicht nach COLE et al. (2000) | Receiver Operating Characteristic | OR 5,7 |
| WAKE et al. (2003) | Kinder 5-13 Jahre, Australien (2862) | z-Scores für BMI unabhängig von Alter und Geschlecht, Altersentsprechende Werte für Übergewicht und Adipositas (BMI) nach COLE et al. (2000) | Logistische Regression, lineare Regression | Übergewicht aOR 1,45-1,84 Adipositas aOR 1,36-3,59 |
| Sozioökonomischer Status bzw. Schulbildung der Eltern | | | | |

| Quelle | Stichprobe (n) | Zielgröße | Methode (Signifikanzniveau) | Signifikanter Effekt |
|-----------------------------------|---|--|-------------------------------|---|
| CARRIERE (2003) | Jugendliche 12-19 Jahre, Kanada (9785) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht (BMI) nach COLE et al. (2000) | Logistische Regression (0,05) | kein Zusammenhang zum Haushaltseinkommen |
| SIBAI et al. (2003) | Jugendliche 10-19 Jahre, Libanon (888) | BMI>95%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | aOR: 2,16 für ≥ 1 Person pro Raum im Haushalt |
| LIN et al. (2004) | Schulkinder, USA (1651) | BMI | Lineare Regression | kein Zusammenhang zum Haushaltseinkommen |
| KROMEYER-HAUSCHILD et al. (1999) | Kinder 7-14 Jahre, Deutschland (1031) | BMI>90%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | aOR: 2,06 (weibl.) aOR: 2,37(männl.) für niedrige Berufsausbildung des Vaters |
| GIAMPIETRO et al. (2002) | Kinder 10 Jahre, Italien (869) | BMI | ANOVA (0,05) | Zusammenhang knapp statistisch signifikant |
| DENNISON et al. (2002) | Vorschulkinder 1-5 Jahre, USA (2761) | BMI>85%-Perzentile nach FRISNACO (1990) | Logistische Regression (0,05) | kein signifikanter Zusammenhang |
| KINRA et al. (2000) | Kinder 5-14 Jahre, Großbritannien (20973) | Altersentsprechende Werte für Adipositas (BMI) COLE et al. (1995) | Logistische Regression | aOR steigt bei Mädchen mit zunehmendem Alter |
| LUMENG et al. (2003) | Kinder 8-11 Jahre, USA (755) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht (BPI) nach OGDEN et al. (2002) | Logistische Regression | Bildungsstand der Mutter kein statistisch signifikanter Einfluss |
| BERGMANN et al. (2003) | Kinder 6 Jahre, Deutschland (480) | BMI>90%-Perzentile BMI>97%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | aOR: 0,66 aOR: 0,69 für hohen sozialen Status |
| LUMENG et al. (2003) | Kinder 8-11 Jahre, USA (755) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht (BPI) nach OGDEN et al. (2002) | Logistische Regression | kein signifikanter Einfluss nachweisbar |
| MELGAR-QUINONEZ und KAISER (2004) | Kinder 3-5 Jahre, USA (204) | BMI>85%-Perzentile BMI>95%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | nicht signifikant aOR: 2,33 für niedriges Einkommen |
| STETTLER et al. (2002a) | Kinder 7 Jahre, USA (19397) | BMI>95%-Perzentile Growth Charts USA | Logistische Regression (0,05) | aOR 0,93-0,94 pro Jahr Bildung der Mutter |

| Quelle | Stichprobe (n) | Zielgröße | Methode (Signifikanzniveau) | Signifikanter Effekt |
|-----------------------------------|--|--|-------------------------------|---|
| TOSCHKE et al. (2002b) | Kinder 6-14 Jahre, Tschechien (33768) | BMI>90%-Perzentile BMI>97%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | BMI90: aOR: 0,88 BMI97: aOR: 0,81 (≥ 10 Schuljahre) |
| VON KRIES (2002) | Kinder 5-6 Jahre, Bayern (6483) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht und Adipositas (BMI) für Bayern | Logistische Regression (0,05) | Übergewicht: aOR 0,70 Adipositas: nicht signifikant |
| WROTNIAK et al. (2004) | Kinder 8-12 Jahre + Elternteil, USA (142) | BMI-Veränderung (z-Scores) | Lineare Regression | kein signifikanter Zusammenhang |
| BMI der Eltern | | | | |
| CARRIERE (2003) | Jugendliche 12-19 Jahre, Kanada (9785) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht (BMI) nach COLE et al. (2000) | Logistische Regression (0,05) | aOR: 2,88-5,94 |
| RAMOS DE MARINS et al. (2004) | Kinder u. Jugendliche 6-19 Jahre, Brasilien (914) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht (BMI) nach COLE et al. (2000) | Logistische Regression (0,05) | aOR: 1,5 – 1,6 |
| LIN et al. (2004) | Schulkinder, USA (1651) | BMI | Lineare Regression | Statistisch signifikant (p < 0,01) |
| MELGAR-QUINONEZ und KAISER (2004) | Kinder 3-5 Jahre, USA (204) | BMI>85%-Perzentile BMI>95%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | aOR: 2,05 aOR: 2,69 |
| GIAMPIETRO et al. (2002) | Kinder 10 Jahre, Italien (869) | BMI | Lineare Regression | R = 0,3 p < 0,001 |
| BERGMANN et al. (2003) | Kinder 6 Jahre, Deutschland (480) | BMI>90%-Perzentile BMI>97%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | aOR: 2,95 aOR: 2,77 |
| CELI et al. (2003) | Kinder und Jugendliche 3-17 Jahre, Italien (44231) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht und Adipositas (BMI) nach COLE et al. (2000) | Logistische Regression | B = 0,216 (Übergewicht) B = 0,269 (Adipositas) |
| DANIELZIK et al. (2002) | Kinder 5-7 Jahre, Deutschland (3306) | BMI | Lineare Regression (0,05) | R ² = 7,6 % (erklärte Varianz des BMI durch BMI der Eltern) |
| DENNISON et al. (2002) | Vorschulkinder 1-5 Jahre, USA (2761) | BMI>85%-Perzentile nach FRISNACO (1990) | Logistische Regression (0,05) | aOR: 1,59-1,85 |
| HUI et al. (2003) | Kinder 6-7 Jahre, Hong Kong (343) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht in Hong Kong nach LEUNG et al. (1996) | Logistische Regression | aOR 2,66 (Vater) aOR 5,07 (Mutter) |

| Quelle | Stichprobe (n) | Zielgröße | Methode (Signifikanzniveau) | Signifikanter Effekt |
|-------------------------|---|---|-------------------------------|--|
| LUMENG et al. (2003) | Kinder 8-11 Jahre, USA (755) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht (BPI) nach OGDEN et al. (2002) | Logistische Regression | aOR 3,86 (Adipositas der Mutter) |
| MAFFEIS et al. (1998) | Kinder 8 und 12 Jahre, Italien (112) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht und Adipositas (BMI) nach ROLLAND-CACHERA et al. (1982) | Lineare Regression | signifikanter Einfluss (kein R ²) |
| MAFFEIS et al. (2000) | Kinder 7-11 Jahre, Italien (735) | Fettmasse (%) | Lineare Regression | BMI Vater und Mutter statistisch signifikante Einflussfaktoren |
| MAGAREY et al. (2001) | Kinder 15 Jahre, Australien (243) | z-Score des BMI | Lineare Regression | BETA 0,147 (Mutter), 0,162 (Vater) |
| SEKINE et al. (2002) | Kinder 3 Jahre, Japan (8941) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht (BMI) nach COLE et al. (2000) | Logistische Regression | aOR: 1,70 (Vater) aOR 2,56 (Mutter) |
| STETTLER et al. (2002b) | Kinder 7 Jahre, USA (19397) | BMI>95%-Perzentile Growth Charts USA | Logistische Regression (0,05) | aOR 1,12 pro kg/m ² (Mutter) |
| TOSCHKE et al. (2002b) | Kinder 6-14 Jahre, Tschechien (33768) | BMI>90%-Perzentile BMI>97%-Perzentile | Logistische Regression (0,05) | BMI90: aOR: 2,61 BMI97: aOR: 3,14 |
| VON KRIES (2002) | Kinder 5-6 Jahre, Bayern (6483) | Altersentsprechende Werte für Übergewicht und Adipositas (BMI) für Bayern | Logistische Regression (0,05) | Übergewicht aOR 2,70 Adipositas aOR 4,55 (Mutter) |
| WROTNIAK et al. (2004) | Kinder 8-12 Jahre + Elternteil, USA (142) | BMI-Veränderung (z-Scores) | Lineare Regression | BETA=0,321 bis 0,483 |

In der folgenden Tabelle 10 ist eine Zusammenfassung der Ergebnisse enthalten.

Tabelle 10: Zusammenfassung der Ergebnisse aus Tabelle 9. Studien, die für verschiedene Einflussfaktoren unterschiedliche Ergebnisse auswiesen, wurden in jeder zutreffenden Kategorie gewertet (zum Beispiel Rauchen des Vaters statistisch signifikanter Einfluss auf BMI, Rauchen der Mutter nicht).

| Risikofaktor (Anzahl) | Studien mit signifikantem Effekt | | | Studien ohne signifikanten Effekt | | |
|--------------------------|----------------------------------|------------------------|------------------|-----------------------------------|------------------------|------------------|
| | Lineare Regression | Logistische Regression | andere Verfahren | Lineare Regression | Logistische Regression | andere Verfahren |
| | | | | | | |

| Risikofaktor (Anzahl) | Studien mit signifikantem Effekt | | | Studien ohne signifikanten Effekt | | |
|--------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|---------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|---------------------|
| | Lineare Regressio n | Logistisc he Regressio n | andere Verfahren | Lineare Regressio n | Logistisc he Regressio n | andere Verfahren |
| Intrauterine Nikotinexposition | | 6 | | | 1 | |
| Stillen | | 11 | | | 2 | |
| Fernsehen, Computerspielen | 2 | 7 | | 1 | | |
| Gewichtszun. in früher Kindh. | 4 | 2 | 1 | | | |
| Sozioökonomischer Status | | 8 | 1 | 2 | 6 | |
| BMI der Eltern | 7 | 12 | | | | |

9 Danksagung

An dieser Stelle möchte ich mich ganz herzlich bei denjenigen bedanken, die mir Anregungen und Ratschläge gegeben und mich unterstützt haben.

Für den Vorschlag des Themas, die sehr konstruktive sowie intensive Betreuung, Rat und Hilfe möchte ich mich bei Herrn Prof. Dr. med. Rüdiger von Kries und Herrn Dr. med. André Michael Toschke herzlich bedanken. Sie haben mir mit der Fragestellung und ihrer Betreuung Motivation und Freude am wissenschaftlichen Arbeiten vermittelt.

Mein ganz besonderer Dank gilt meinem Ehemann, meinen Eltern und Geschwistern Ulrich und Philipp.

10 Lebenslauf

Persönliche Daten

Name Barbara Luise Dörner-Geis
Fachzahnärztin für Kieferorthopädie
geboren am 13. November 1975
Familienstand verheiratet

Schullaufbahn

1987-1995 Gymnasium: Albert-Schweitzer-Schule, Offenbach
1 Jahr Aufenthalt in England, Sidcot Boarding School,
Abschluss mit dem Cambridge Certificate of Proficiency
Juni 1995 Abitur (Gesamtnote: sehr gut (1,1))

Studienlaufbahn

Oktober 1995 Beginn des Studiums der Zahnmedizin an der Johannes
Gutenberg-Universität in Mainz
September 1996 Naturwissenschaftliche Vorprüfung
Frühjahr 1998 Zahnärztliche Vorprüfung
Frühjahr 2000 Auslandssemester an der Dental School of Glasgow
12.12.2000 Staatsexamen der Zahnmedizin (Gesamtnote: gut (2))
12.12.2000 Approbation als Zahnärztin
20.01.2005 Fachgespräch zu Anerkennung der Gebietsbezeichnung
"Fachzahnärztin für Kieferorthopädie"

Veröffentlichungen

Herbst 1999 Cervical spine findings in cleft lips and palate patients. GM
Doll, BL Geis, HG Sergl; European Journal of Orthodontic 21
(1999) 50
September 1999 Dymorphiebefunde der Halswirbelsäule bei Spaltpatienten.
GM Doll, BL Geis, HG Sergl; 72. Jahrestagung der DGKFO,
Ulm

- September 1999 Der Distaljet: eine effektive Apparatur zur Distalisierung von Molaren. AH Geis, GM Doll, BL Geis, A Carono; 72. Jahrestagung der DGKFO, Ulm
- Februar 2000 Cervical structural changes in cleft syndroms – an evaluation of lateral cephalogram. W Abo Eglä, GM Doll, BL Geis, HG Sergl; Arab-Egyptian Orthodontic Congress, Cairo
- August 2004 Vortrag in englischer Sprache an dem Bapuji Dental College Davangere/Indien über “Esthetics in Orthodontics“

Berufliche Laufbahn

- 15.12.2000 bis
31.12.2001 Zahnärztliche Assistentin in der Praxis Dr. Thomas Mende, Bad Nauheim
- 1.1.2002 bis
31.12.2003 Weiterbildungsassistentin auf dem Gebiet der Kieferorthopädie in der Praxis Dr. Sabine Blumenröhr, Weilheim in Oberbayern
- 1.1.2004 bis
31.12.2004 Weiterbildungsassistentin auf dem Gebiet der Kieferorthopädie im Klinikum der Universität München, Medizinische Fakultät, Poliklinik für Kieferorthopädie, Frau Prof. Dr. Rudzki-Janson
- seit 1.1.2005 Fachzahnärztin für Kieferorthopädie in Gemeinschaftspraxis Dres. Geis, Offenbach am Main

Weiterbildungsaktivitäten

- seit Juni 2001 Teilnahme an zahlreichen Weiterbildungsveranstaltungen im In- und Ausland

Weitere Aktivitäten

- seit 2001 Mitglied der DGKFO
- seit 2002 Mitglied der Arbeitsgemeinschaft für zahnärztliche Behindertenbehandlung / International Association for Disability and Oral Health (IADH)
- seit 2004 Mitglied der Charles Tweed Foundation for Orthodontic Research and Education