

Aus dem Institut für Medizinische Biometrie, Epidemiologie und Informatik (IMBEI)
der Universitätsmedizin der Johannes Gutenberg-Universität Mainz

Bildungsverläufe von Kindern mit chronischen Erkrankungen
Die mathematische Alltagskompetenz Frühgeborener im Kindergartenalter –
eine Datenauswertung der Kindergartenkohorte
des nationalen Bildungspanels (NEPS)

Inauguraldissertation
zur Erlangung des Doktorgrades der
Medizin
der Universitätsmedizin
der Johannes Gutenberg-Universität Mainz

Vorgelegt von

Jill Strothotte
aus Bad Oeynhausen

Mainz, 2020

Wissenschaftlicher Vorstand: Univ.-Prof. Dr. U. Förstermann

1. Gutachter: Univ.-Prof. Dr. M. S. Urschitz

2. Gutachter: Univ.-Prof. Dr. E. Mildemberger

Tag der Promotion: 08. Dezember 2020

Inhaltsverzeichnis

	Seite
Inhaltsverzeichnis.....	3
Abbildungsverzeichnis.....	5
Tabellenverzeichnis.....	7
Abkürzungsverzeichnis.....	8
Anhangsverzeichnis.....	10
1 Einleitung mit Darstellung des Ziels der vorliegenden empirischen Arbeit ...	12
2 Literaturdiskussion	15
2.1 Theoretische Grundlagen	15
2.1.1 Frühgeburtlichkeit.....	15
2.1.2 Mathematische Kompetenz	17
2.2 Rahmenmodell	20
2.3 Historischer Überblick.....	22
2.4 Aktueller Forschungsstand	31
2.4.1 Schulleistungsbeeinträchtigungen Frühgeborener	31
2.4.2 Hirnorganisches Korrelat der kognitiven Entwicklungsbeeinträchtigungen Frühgeborener.....	34
2.4.3 Stabilität der Schulleistungsbeeinträchtigungen in den ersten Schuljahren.....	37
2.4.4 Schulleistungsbeeinträchtigungen Frühgeborener, aktuelle Metaanalysen	40
2.4.5 Mathematische Leistungsbeeinträchtigungen Frühgeborener im Vorschulalter und im frühen Schulalter.....	43
2.5 Aufzeigen der Forschungslücke.....	46
2.6 Nationales Bildungspanel (NEPS) als Datengrundlage der Arbeit.....	47
3 Daten und Methoden	49
3.1 Anwendung eines Directed Acyclic Graphs (DAGs) zur Variablenselektion	49
3.2 Operationalisierung und Codierung der Variablen	51
3.2.1 Mathematische Kompetenz als Outcome.....	51
3.2.2 Frühgeburtlichkeit als Exposition	52
3.2.3 Kontrollvariablen.....	52
3.3 Selektion der finalen Analysestichprobe	54
3.4 Analysemethoden.....	56
3.4.1 Deskriptive Analyse der Stichprobe	56
3.4.2 Bivariate Zusammenhangsanalyse des SES und aller unabhängigen Variablen...	57
3.4.3 Berücksichtigung des komplexen Stichprobendesigns, Gewichtung der Daten und	

Cluster-Adjustierung	57
3.4.4 Umgang mit Missing Values, Item Non-Response	59
3.4.5 Lineare Regressionsanalyse.....	61
3.4.6 Residualanalyse	65
3.4.7 Sensitivitätsanalyse	65
4 Ergebnisse	66
4.1 Beschreibung der finalen Analysestichprobe	66
4.2 Bivariate Zusammenhangsanalyse	73
4.3 Lineare Regressionsanalyse.....	73
4.3.1 Nicht-adjustierte und adjustierte Mittelwertdifferenzen	73
4.3.2 Interaktionseffekte	74
4.3.3 Multiple lineare Regressionsanalyse unter Ausschluss aller Kinder mit anerkannter Behinderung	76
4.4 Residualanalyse	77
4.5 Sensitivitätsanalyse	77
5 Diskussion	78
5.1 Zusammenfassung der wichtigsten Studienergebnisse	78
5.2 Kritische Bewertung der angewendeten Methoden	79
5.3 Ergebnisdiskussion.....	87
5.3.1 Der Zusammenhang zwischen Frühgeburtlichkeit und mathematischem Bildungsergebnis	88
5.3.2 Effektmodifikation der Frühgeburtlichkeit in ihrem Einfluss auf die frühkindliche mathematische Leistung.....	96
5.4 Beantwortung der Forschungsfragen.....	101
5.5 Limitationen und Stärken der Studie	101
5.6 Implikationen der Studienergebnisse	102
5.6.1 Praxisbezogene Implikationen	102
5.6.2 Forschungsbezogene Implikationen	103
6 Zusammenfassung	104
7 Literaturverzeichnis.....	106
8 Anhang	115
Danksagung	129
Lebenslauf.....	130

Abbildungsverzeichnis

	Seite
Abbildung 1 – Directed Acyclic Graph (DAG) zur Darstellung des angenommenen kausalen Modells zum Zusammenhang von Frühgeburtlichkeit und mathematischer Kompetenz, erstellt mit Hilfe der Software DAGitty v3.0.....	50
Abbildung 2 – Flussdiagramm zur Dokumentation der in die Analyse eingehenden Observationen.....	55
Abbildung 3 – Relative Häufigkeitsverteilung des kindlichen Geschlechts unterteilt nach dem Gestationsalter in der ungewichteten Stichprobe, N = 1.965.	68
Abbildung 4 – Relative Häufigkeitsverteilung der Kinder nach dem Bildungsniveau der Mutter (ISCED) unterteilt nach dem Gestationsalter in der ungewichteten Stichprobe, n = 1.963.	68
Abbildung 5 – Histogramm zur Darstellung der Häufigkeitsverteilung der mathematischen Kompetenz in der Gesamtstichprobe, n = 1.963.....	69
Abbildung 6 – Q-Q Plot, Quantile mathematischer Kompetenz gegen Quantile der Normalverteilung, n = 1.963.	69
Abbildung 7 – Box-Plots, mathematischen Kompetenz der Kinder geschichtet nach dem Gestationsalter, n = 1.963.	70
Abbildung 8 – Vergleich der Verteilung der Variablen mathematische Kompetenz über die Kategorien der Variablen Frühgeburtlichkeit unterteilt nach dem Geschlecht des Kindes, n = 1.963.....	71
Abbildung 9 – Vergleich der Verteilung der Variablen mathematische Kompetenz über die Kategorien der Variablen Frühgeburtlichkeit unterteilt nach dem Migrationshintergrund des Kindes, n = 1.963.	71
Abbildung 10 – Vergleich der Verteilung der Variablen mathematische Kompetenz über die Kategorien der Variablen Frühgeburtlichkeit unterteilt nach dem sozioökonomischen Status (HISEI), n = 1.942.	72
Abbildung 11 – Vergleich der Verteilung der Variablen mathematische Kompetenz über die Kategorien der Variablen Frühgeburtlichkeit unterteilt nach dem Bildungsniveau der Mutter (ISCED), n = 1.961.....	72

Abbildung 12 – Verteilung der Residuen des linearen Regressionsmodells zur Erklärung der mathematischen Kompetenz.....	77
Abbildung 13 – Scatterplot der Residuen gegen die geschätzten Werte der mathematischen Kompetenz.....	77

Tabellenverzeichnis

	Seite
Tabelle 1 – Variablen-Mengen zur Schätzung des Gesamteffektes der Frühgeburtlichkeit auf die mathematische Kompetenz, entsprechend einer minimalen ausreichenden Adjustierung.	50
Tabelle 2 – Beschreibung der kennzeichnenden Variablen und der in die Regressionsanalyse eingehenden unabhängigen Variablen der Stichprobe, N = 1.965.	67
Tabelle 3 – Ergebnisse des mathematischen Kompetenztests der Kindergartenkinder (N = 1.965), Deutschland 2012.	69
Tabelle 4 – Geschätzte Regressionskoeffizienten der einfachen und multiplen linearen Regressionsanalyse zum Zusammenhang zwischen Frühgeburtlichkeit und mathematischer Kompetenz, N = 1.965.	73
Tabelle 5 – Geschätzte Regressionskoeffizienten der Regressionsanalyse zur Überprüfung der Interaktion zwischen dem Bildungsniveau der Mutter und der Frühgeburtlichkeit in der Einflussnahme auf die mathematische Kompetenz, N = 1.965.	75
Tabelle 6 – Regressionsanalyse unter Ausschluss aller Kinder mit anerkannter Behinderung. Ein Vergleich der geschätzten β -Regressionskoeffizienten des angepassten Modells 8 (n = 1.945) mit den adjustierten β -Regressionskoeffizienten des angepassten Modells 2 (n = 1.965).	76

Abkürzungsverzeichnis

ADHD	Attention Deficit Hyperactivity Disorder
ALSPAC	Avon Longitudinal Study of Parents and Children
aQua	Institut für angewandte Qualitätsförderung und Forschung im Gesundheitswesen
BAS	British Ability Scales
BIA	Brief Intelligence Assessment
BLS	Bavarian Longitudinal Study
BPD	Bronchopulmonale Dysplasie
BSF-R	Bayley Short Form-Research
BSID	Bayley Scales of Infant Development
BSRA	Bracken School Readiness Assessment
BSRA-R	Bracken School Readiness Assessment-Revised
CATI	Computer Assisted Telephone Interview
CRCT	Criterion-Referenced Competency Test
DAG	Directed Acyclic Graph
ECLS-B	Early Childhood Longitudinal Study-Birth
ECLS-K	Early Childhood Longitudinal Study-Kindergarten
EGAN	Extremely Low Gestational Age Newborn
ELBW	Extremely Low Birth Weight
FG	Frühgeborene
FMI	Fraction of Missing Information
FSP	Foundation Stage Profile
GA	Gestationsalter
GCSE	General Certificate of Secondary Education
GS	Generationenstatus
HIC	High Income Country
HISEI	Highest International Socio-Economic Index
ICD	International Classification of Diseases
ICE	Imputation by Chained Equations
IQTiG	Institut für Qualitätssicherung und Transparenz in der Gesundheit
ISCED	International Standard Classification of Education
ISCO	International Standard Classification of Occupations
ISEI	International Socio-Economic Index
K-ABC	Kaufman-Assessment Battery for Children
KS	Key Stage
LifBi	Leibniz-Institut für Bildungsverläufe e. V.
LOCF	Last Observation Carried Forward

MCS	Millennium Cohort Study
MDI	Mental Developmental Index
MI	Multiple Imputation
MICE	Multiple Imputation by Chained Equations
MRT	Magnetresonanztomographie
MSA-Set	Minimally Sufficient Adjustment-Set
MVNI	Multivariate-Normal-Imputation
MVs	Missing Values
NAPLAN	National Assessment Program-Literacy and Numeracy
NEPS	National Educational Panel Study
NFER	National Foundation for Education Research
NYC	New York City
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
OR	Odds Ratio
PAF	Populations-Attributable Fraction
PAPI	Paper and Pencil Interview
RR	Risk Ratio
SD	Standardabweichung
SES	Sozioökonomischer Status
SGA	Small for Gestational Age
SMD	Standardisierte Mittelwertdifferenzen
SSW	Schwangerschaftswoche
SUF	Scientific-Use-File
UNESCO	United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization
VLBW	Very Low Birth Weight
WHO	World Health Organisation
WJ-III-ACH	Woodcock Johnson Tests of Achievement-Third Edition
WLE	Weighted Likelihood Estimate

Anhangsverzeichnis

	Seite
Anhang 1 – Überblick zu Studien mit Angaben zur mathematischen Leistungsfähigkeit später Frühgeborener vs. Termingeborener im Vorschul- und/oder Schulalter.....	115
Anhang 2 – Ein Beispiel-Item des mathematischen Tests der NEPS-Studie konzipiert für Kindergartenkinder.....	120
Anhang 3 – Stata-Output – Beschreibung und Muster der Missing Values.	120
Anhang 4 – Der Analyseplan, verwendete Variablen des Nationalen Bildungspanel (NEPS), deren Codierung und der Umgang mit Missing Values.....	121
Anhang 5 – Stata-Output – Imputationsmodell, ausgeführter ICE-Befehl in Stata.....	123
Anhang 6 – Überblick über die Variablen, die Eingang in die Regressionsanalyse fanden.....	124
Anhang 7 – Stata-Output – geschätzte Regressionskoeffizienten, einfache lineare Regressionsanalyse zum Zusammenhang zwischen Frühgeburtlichkeit und mathematischer Kompetenz, zu Modell 1.....	124
Anhang 8 – Stata-Output – geschätzte Regressionskoeffizienten, multiple lineare Regressionsanalyse zum Zusammenhang zwischen Frühgeburtlichkeit und mathematischer Kompetenz, zu Modell 2.....	125
Anhang 9 – Stata-Output – Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Überprüfung der Interaktion zwischen kindlichem Geschlecht und Frühgeburtlichkeit in der Einflussnahme auf die mathematische Kompetenz, zu Modell 3.	125
Anhang 10 – Stata-Output – Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Überprüfung der Interaktion zwischen dem Zuwanderungshintergrund des Kindes und der Frühgeburtlichkeit in der Einflussnahme auf die mathematische Kompetenz, zu Modell 4.....	126
Anhang 11 – Stata-Output – Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Überprüfung der Interaktion zwischen dem sozioökonomischen Status der Familie und der Frühgeburtlichkeit in der Einflussnahme auf die mathematische Kompetenz, zu Modell 5.....	126

Anhang 12– Stata-Output – Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Überprüfung der Interaktion zwischen dem Bildungsniveau der Mutter und der Frühgeburtlichkeit in der Einflussnahme auf die mathematische Kompetenz, zu Modell 6.	127
Anhang 13 – Stata-Output – Kindergartenkinder mit einer anerkannten Behinderung wurden von der Analyse ausgeschlossen, zu Modell 7.	127
Anhang 14 – Stata-Output – Ergebnisse der Sensitivitätsanalyse, Schätzung eines linearen gemischten Modells (Mixed Model), Definition eines Random Intercept-Modells mit einem Zufallseffekt auf Kindertenebene, zu Modell 8.	128

1 Einleitung mit Darstellung des Ziels der vorliegenden empirischen Arbeit

Als Frühgeborene (FG) bezeichnet man Kinder, die vor der vollendeten 37. Schwangerschaftswoche (SSW) lebend geboren werden (1). Die Frühgeburtlichkeit ist ein multikausales Syndrom (2). In Deutschland wurden im Jahr 2016 ca. 8,41 % aller lebend geborenen Kinder zu früh geboren. Dieses entsprach einer absoluten Anzahl von 64.800 Geburten (3).

Die Langzeitfolgen überlebender Frühgeborener rückten in den letzten Jahren zunehmend in den Fokus des wissenschaftlichen Interesses. Neurologische Entwicklungsstörungen (4–6) und rezidivierende gesundheitliche Probleme (7, 8) sind bedeutende Spätfolgen Frühgeborener, die sich in der Kindheit manifestieren (9, 10). Zudem resultieren subtilere Beeinträchtigungen wie Verhaltensprobleme (11–14) und Schulschwierigkeiten (15–20).

Während ihrer Grundschulzeit haben Frühgeborene im Vergleich zu Termingeborenen anhaltend durchschnittlich schlechtere Schulleistungen (15, 17, 18). Als weitere Risikofaktoren für beeinträchtigte frühe Schulleistungen wurden der familiäre Sozioökonomische Status (SES) (21, 22), das Bildungsniveau der Mutter (23, 24), die kindliche Ethnizität/Rasse (24) und das kindliche Geschlecht (23) identifiziert. Zudem benötigen Frühgeborene während ihrer Schulzeit vermehrt spezielle Fördermaßnahmen (19, 20) und sie haben Schwierigkeiten ihren Schulabschluss zu erreichen (16).

Mathematik gehört neben Lesen und Schreiben zu den anerkannten Kernkompetenzen. Die Begrifflichkeit der Mathematical Literacy beschreibt die mathematische Alltagskompetenz der Kinder (25). Mathematischen Vorläuferfähigkeiten, die bis zum Vorschulalter erworben werden, bestimmen maßgeblich die mathematischen Schulleistungen (26, 27). Schon frühe Publikationen belegen, dass insbesondere sehr kleine Frühgeborene im Vergleich zu Termingeborenen bedeutende mathematische Leistungsschwächen in den ersten Schuljahren haben (23, 24, 28). Wobei mit zunehmendem Gestationsalter (GA) zum Geburtszeitpunkt die mathematische Leistungsbeeinträchtigung Frühgeborener im Sinne einer inversen Dosis-Wirkungs-Beziehung abnehmen (23, 24, 29).

Nur wenige ausschließlich US-amerikanische Studien untersuchten die frühe mathematische Leistung überlebender später Frühgeborener im Vorschul-/Kindergartenalter. Diese Studien basierten auf der Datengrundlage der Early Childhood Longitudinal Study-Birth (ECLS-B) Kohorte. Shah et al. und Richards et al. überprüften den allgemeinen kognitiven Entwicklungsstand im Kleinkindesalter und die Lese- und Rechenfertigkeiten der Frühgeborenen im Vorschul- bzw. Kindergartenalter (29, 30). Beauregard et al. führten vergleichbare Untersuchungen durch und beleuchteten zusätzlich den Sozioökonomischen Status des Haushalts in seiner Einflussnahme auf die untersuchten Bildungsergebnisse und auf die Frühgeburtlichkeit (21).

Im Kleinkindesalter durchgeführte Beurteilungen des kognitiven Entwicklungszustandes haben eine hohe Spezifität aber eine niedrige Sensitivität schulische kognitive Defizite zu diagnostizieren. Es ist anzunehmen, dass bei der Hälfte der sehr kleinen Frühgeborenen mit normalen kognitiven Entwicklungsbeurteilungen im Alter von 1–3 Jahren im Schulalter allgemeine kognitive Defizite auftreten (31).

Kindergärten nehmen einen staatlichen Bildungsauftrag wahr (32, 33). Wobei bundeslandspezifisch fachbezogene Bildungspläne/-empfehlungen erstellt werden (34). Frühgeborene, auch diejenigen, die nicht offensichtliche neurosensorische Beeinträchtigungen aufweisen, sollen von Erzieherinnen/Erziehern als Risikogruppe für mathematische Kompetenzbeeinträchtigungen wahrgenommen werden. Damit rechtzeitig Beeinträchtigungen aufgedeckt und Fördermaßnahmen/Interventionen eingeleitet werden können.

Um bildungspolitisch verankert bundesweit den Zugang zu Fördermaßnahmen für die Gruppe der Frühgeborenen zu erleichtern, ist es erforderlich, eine frühe Bildungsbenachteiligung dieser Gruppe aufzuzeigen. Um eine gezielte Förderung einleiten zu können, ist es von Interesse, besonders benachteiligte Subgruppen Frühgeborener zu identifizieren.

Ob frühgeborene Kinder, im letzten Kindergartenjahr vor der anstehenden Einschulung in eine deutsche Regelschule mathematische Kompetenzdefizite aufweisen, ist nicht bekannt. Das Ziel der vorliegenden Arbeit sind Erkenntnisse über die mathematische Alltagskompetenz Frühgeborener im Kindergartenalter. Dazu sollen unter Datenauswertung der Kindergartenkohorte der National Educational

Panel Study (NEPS) folgende Fragen beantwortet werden:

- Welcher Zusammenhang besteht zwischen der Frühgeburtlichkeit und der frühkindlichen mathematischen Kompetenz?
 - Wie wirkt sich eine Adjustierung für wesentliche potentielle sozio-demographische Confounder aus?
 - Welcher Zusammenhang besteht auf Populationsebene?
- Wie beeinflussen der familiäre Sozioökonomische Status, der Migrationshintergrund oder das kindliche Geschlecht die Frühgeburtlichkeit in ihrem Einfluss auf die mathematische Kompetenz?

Im Querschnittsdesign werden Daten der Kindergartenkohorte des nationalen Bildungspanels ausgewertet. Mittels multipler linearer Regressionsanalyse wird der Einfluss der Frühgeburtlichkeit auf das Bildungsergebnis untersucht. Confounder, die als unabhängige Variablen Eingang in das Regressionsmodell finden, werden mit Hilfe eines Directed Acyclic Graphs (DAGs) ausgewählt. Zur Überprüfung einer potentiellen Effektmodifikation werden Produktterme in das adjustierte Regressionsmodell aufgenommen. Bei zur Verfügung stehenden Panel-Daten wird für Design-Effekte in Form von Gewichtung und Adjustierung für Clusterung der Daten kontrolliert. Unit Non-Response wird mittels Gewichtung der Daten begegnet und aufgrund von Item Missing Values wird ein Multiples Imputationsverfahren angewendet. Mittels Sensitivitätsanalyse wird die Robustheit der berechneten Ergebnisse belegt.

Die vorliegende Arbeit ist wie folgt strukturiert: Im Kapitel 2 werden grundlegende Begrifflichkeiten definiert, das zugrundeliegende Rahmenmodell erläutert und der aktuelle Forschungsstand präsentiert. Kapitel 3 beschreibt die Zusammensetzung der untersuchten Stichprobe und die verwendeten Methoden. Kapitel 4 stellt die Studienergebnisse dar. Im Kapitel 5 werden die Ergebnisse im literarischen Zusammenhang diskutiert. Das letzte Kapitel beinhaltet die Zusammenfassung, stellt die neu gewonnenen Studienerkenntnisse dar und vergleicht sie mit dem derzeitigen Wissensstand.

2 Literaturdiskussion

2.1 Theoretische Grundlagen

2.1.1 Frühgeburtlichkeit

2.1.1.1 Definition und Terminologie

Gemäß der Definition der World Health Organisation (WHO) werden vor der vollendeten 37. Schwangerschaftswoche (SSW) lebend geborene Kinder als Frühgeborene bezeichnet (1). Publiziert in der International Classification of Diseases (ICD), 9. Revision, ist eine Schwangerschaft, die weniger als 37 vollendete Wochen beträgt (< 259 Tage post menstruationem) eine zu frühe Geburt (35).

Nach dem Gestationsalter zum Geburtszeitpunkt sind extreme Frühgeborene (unter 28 SSW) und sehr kleine Frühgeborene (28 bis unter 32 SSW) von moderaten bis späten Frühgeborenen (32 bis unter 37 SSW) zu unterscheiden (1).

Die heute gültige internationale Definition der späten Frühgeborenen ist auf einen US-amerikanischen Beschluss Anfang des 21. Jahrhunderts zurückzuführen. In den USA wurde 1980–2010 ein Anstieg der Frühgeburtsraten von ca. 30 % beobachtet, der auf terminnah geborene Kinder zurückgeführt werden konnte (36). Die bis zu diesem Zeitpunkt als nahe Termingeborene bezeichnete Gruppe wurde in die Gruppe der späten Frühgeborenen umbenannt. Damit einhergehend wurde die Gestationsaltersklasse für diese Gruppe festgelegt (37).

2.1.1.2 Epidemiologie

Nach der Bundesauswertung Geburtshilfe für 2016 hatten 1,49 % aller Neugeborenen ein Gestationsalter unter 32 SSW, 7,15 % ein Gestationsalter von 32–36 SSW und 91,36 % ein Gestationsalter von mindestens 37 SSW (N = 777.338) (3). Die Bundesauswertungen Geburtshilfe berücksichtigen alle Krankenhausgeburten. Sie werden jährlich vom Institut für Qualitätssicherung und Transparenz in der Gesundheit (IQTiG) – vor 2015 dem Institut für angewandte Qualitätsförderung und Forschung im Gesundheitswesen (aQua) – publiziert (3, 38).

Die Krankheitslast der Frühgeburtlichkeit ist für Deutschland im europäischen Vergleich relativ hoch. Europaweite Frühgeburtenraten lagen nach Aufzeichnungen des Euro-Peristat Projektes im Erhebungsjahr 2010 zwischen 5–10 %. Demzufolge lag Deutschland mit einer Rate von 8,4 % leicht über dem europäischen Durchschnitt. Im europäischen Vergleich gehörte Deutschland neben Österreich und Rumänien zu den Ländern mit einer relativ hohen Frühgeburtenrate. Die niedrigsten Raten wurden für die Baltischen Staaten, Irland und die Skandinavischen Länder und die mit Abstand höchste Rate für Zypern dokumentiert (39). Trendberechnungen für 1996–2008 auf der Datenbasis von drei deutschen Bundesländern ergaben durchschnittliche jährliche statistisch signifikante Anstiege der spontanen Frühgeburten für Einzel- und Mehrlingsgeburten von +0,6 % und +2,0 % pro Jahr (40). In den High Income Countries (HICs) sind die Frühgeburtenraten am höchsten in den USA mit einer registrierten Frühgeburtenrate von 12,0 % im Jahr 2010 (41, 42).

Die vorliegende Arbeit befasst sich schwerpunktmäßig mit den Spätfolgen der Frühgeburtlichkeit im Setting der High Income Countries. Unter Einbezug der Low Income Countries sei daraufhin gewiesen, dass weltweit für das Erfassungsjahr 2010 sogar Frühgeburtenraten bis zu 18 % mit höchsten Raten für Subsahara-Afrika, Südost- und Südasien geschätzt wurden. Dabei ist anzumerken, dass in Low Income Countries nur eingeschränkt flächendeckende Registrierungen möglich sind, so dass vermutlich von noch höheren realen Raten auszugehen ist (41).

2.1.2 Mathematische Kompetenz

2.1.2.1 Definition des verwendeten mathematischen Kompetenzbegriffs

Eine Vielzahl existenter Definitionen des Kompetenzbegriffs wurde von Weinert Anfang dieses Jahrtausends zusammengetragen. Alle Definitionen sind dadurch gekennzeichnet, dass Kompetenzen kontextspezifische Leistungsdispositionen bezeichnen. Im Bereich der Bildungsforschung werden als wesentliche Merkmale der Kompetenzen die Kontextualisierung, die Lernbarkeit und die Definition von Binnenstrukturen hervorgehoben (43).

Zur Beschreibung des verwendeten mathematischen Kompetenzkonzeptes benutzt das nationale Bildungspanel in Anlehnung an die internationale PISA-Studie den Begriff der Mathematical Literacy (44), der wie folgt definiert wird:

„An individual's capacity to identify and understand the role that mathematics plays in the world, to make well-founded judgements and to use and engage with mathematics in ways that meet the needs of that individual's life as a constructive, concerned and reflective citizen (25).“

Entsprechend dieser Leitidee werden zur Beurteilung der mathematischen Kompetenz eines Kindes Anforderungen gestellt, die aus seinem Erfahrungsbereich bzw. Erlebnisbereich stammen (45).

Die Binnenstruktur des Kompetenzkonzeptes beinhaltet Definitionen der Anforderungen. Geprüft werden die mathematischen Inhaltsbereiche Quantität, Raum/Form, Veränderung/Beziehung und Daten/Zufall und damit einhergehend die kognitiven Komponenten modellieren, argumentieren, kommunizieren, repräsentieren, technische Fertigkeiten einsetzen und Probleme lösen. (44, 45).

In der vorliegenden Arbeit wird die mathematische Leistungsfähigkeit der Kinder im Kindergartenalter überprüft. Aufgrund des oben aufgeführten theoretischen Konstruktes und des entsprechend von NEPS konzipierten mathematischen Tests lassen die Prüfungsergebnisse Rückschlüsse auf die fachbezogene Kompetenz der Kinder zu.

2.1.2.2 Die Bedeutung der Mathematik

Die bis zum Vorschulalter erworbenen mathematischen Kenntnisse der Kinder bestimmen wesentlich ihre schulischen Leistungen im Fachbereich Mathematik.

Rittle-Johnson et al. untersuchten in ihrer longitudinalen prospektiven Studie über 500 amerikanische Kinder aus sozioökonomisch benachteiligten Familien im Alter von 4 bis 11 Jahren. Sie fanden, dass die vorschulischen mathematischen Fähigkeiten dieser Kinder in den Bereichen nicht symbolische Mengenerfassung, Zählen, Mustererkennung ihre mathematischen Leistungen im 5. Schuljahr voraussagten (26).

Spezifische mathematische Leistungsminderungen sind mit allgemeinen kognitiven Einbußen im Erwachsenenalter verbunden. Verminderte mathematische Leistungen der FG waren mit einer verminderten kognitiven Leistung im Erwachsenenalter verbunden, obgleich für die kindliche Intelligenz kontrolliert wurde (46).

Zudem bestehen Hinweise dafür, dass schulische mathematische Leistungen Frühgeborener neben anderen kognitiven Faktoren wie der Intelligenz eine Bedeutung für den zu erreichenden sozioökonomischen Status im mittleren Erwachsenenalter haben (47, 48). So zeigte eine kanadische Studie, dass die Mathematik neben der Intelligenz als partieller Mediator der Assoziation zwischen Frühgeburtlichkeit und erreichtem SES fungiert (47). Einzuräumen ist eine widersprüchliche Beweislage. Eine longitudinale süddeutsche Studie zeigte hingegen, dass ausschließlich die allgemeine kindliche Intelligenz und die Frühgeburtlichkeit Einfluss auf den Sozioökonomischen Status im Erwachsenenalter hatten (49).

2.1.2.3 Die Bedeutung des Sozioökonomischen Status in der Einflussnahme auf die mathematische Leistung

Die Bedeutung des SES in der Einflussnahme auf das mathematische Bildungsergebnis wurde durch nachfolgende Studien unterstrichen (50–52).

Subedi et al. (50) untersuchten 2.100 Kinder der ECLS-B Kohorte, die eine postnatale intensivmedizinische Versorgung erhielten. Eine zunehmende Länge des intensivmedizinischen Aufenthaltes als Indikator für die Schwere der medizinischen Beeinträchtigung der Kinder beeinflusste ihre frühen kognitiven und motorischen Entwicklungsergebnisse im Alter von 9 und 24 Monaten negativ. Hingegen wurden die frühkindlichen Lese- und Mathematikleistungen im Vorschul- und Kindergartenalter

maßgeblich vom familiären Sozioökonomischen Status beeinflusst. Wobei ein höherer sozioökonomischer Status mit besseren Leistungen verbunden war (50). Perinatale Faktoren beeinflussten insbesondere frühe kognitive Entwicklungsergebnisse, während Umweltfaktoren wie der SES stärker frühkindliche Bildungsergebnisse beeinflussten.

ElHassan et al. (51) führten eine retrospektive Kohortenstudie durch und untersuchten 1.424 US-amerikanische Kinder aller Gestationsaltersgruppen, die 1998 in der Universitätsklinik von Arkansas geboren wurden, bzgl. ihrer Schulleistungen in den Fachbereichen Lesen/Schreiben und Mathematik. Frühgeborene zeigten in den Klassen 3 bis 8 konstant schlechtere mathematische Leistungen als Termingeborene. Wobei extreme FG im Vergleich zu den übrigen Gestationsaltersgruppen und Termingeborenen besonders ausgeprägte mathematische Leistungsdefizite aufwiesen. Ein höherer SES und höheres Bildungsniveau der Mutter zusammen als kombiniertes Maß begünstigender sozialer Faktoren waren mit einer Verbesserung der mathematischen Leistungen assoziiert. Dabei wurde als stellvertretender Indikator des mütterlichen SES ihr Versicherungsstatus erhoben. Defizite der mathematischen Leistungsfähigkeit durch extreme Frühgeburtlichkeit konnten durch das Einwirken dieser begünstigenden sozialen Faktoren ausgeglichen werden (51).

Die Studie belegte den bedeutenden Einfluss mütterlicher sozioökonomischer Faktoren auf schulische mathematische Leistungen. Die Studie ist in ihrer Aussagekraft limitiert, da es sich um eine einzelzentrische Studie handelt.

Für FG konnte gezeigt werden, dass das elterliche Verhalten, die Schulleistung beeinflusst. Treyvaud et al. fanden, dass mathematische Schulleistungen sehr kleiner Frühgeborener, insbesondere derjenigen mit niedrigem medizinischem Risiko, besonders stark durch das elterliche Verhalten beeinflusst wurden (52).

2.2 Rahmenmodell

Thematisch anknüpfend an die Überschrift der vorliegenden Arbeit wird im Folgenden das zugrundeliegende theoretische Rahmenmodell erläutert.

Das Modell entstand im Rahmen eines von der WHO unterstützten Forschungsprojekts zum Zusammenhang von kindlicher Gesundheit und Bildung im Setting der HICs und beansprucht somit einen medizinischen Hintergrund.

Der originale Kontext dieses Modells ist die 2011 publizierte systematische Übersichtsarbeit von Suhrcke und de Paz Nieves (53) zum Zusammenhang von kindlicher Gesundheit und Bildung im Bereich der industrialisierten Länder. Insgesamt konnten 53 empirische aus Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)-Mitgliedsländern stammende Forschungsarbeiten, die Kinder und Jugendliche im Alter von 1–18 Jahren zum Zusammenhang von Gesundheit und Bildung untersuchten und die im Zeitraum 1995–2008 publiziert wurden, qualitativ ausgewertet werden. Die überwiegende Anzahl ausgewerteter Forschungsarbeiten erhob eine negative Korrelation zwischen chronischer Erkrankung und/oder gesundheitsschädigender Verhaltensweise und den untersuchten Bildungsergebnissen. Darüber hinaus konnte in den meisten Arbeiten ein statistisch signifikanter Zusammenhang nachgewiesen werden. Studienlimitierend stammte die überwiegende Anzahl der Forschungsarbeiten aus den Vereinigten Staaten. Abschließend resümierten die Forscher, dass erhaltene Hinweise für einen anzunehmenden Kausalzusammenhang zwischen Gesundheit und Bildung durch weitere methodisch geeignete Forschungsarbeiten zu belegen sind (53).

Das in diesem Zusammenhang entstandene Rahmenmodell strukturiert einen postulierten kausalen Wirkzusammenhang zwischen Gesundheit und Bildungserfolg. Wobei mediiierende Faktoren und externe Faktoren bzw. Kontrollfaktoren berücksichtigt werden.

Der verwendete Gesundheitsbegriff umschließt beeinträchtigte Gesundheitszustände und/oder gesundheitsbeeinträchtigenden Verhaltensweisen. Unter den Bildungsergebnissen werden Kurz- und Langzeitergebnisse zusammengefasst. Bildungsindikatoren sind z. B. schulische Leistungen oder das erreichte Bildungsniveau.

Gesundheit kann direkt oder über mediiierende Faktoren Einfluss auf Bildung nehmen. Externale Faktoren/Kontrollfaktoren nehmen im Sinne klassischer Confounder sowohl Einfluss auf die Gesundheit als auch auf die Bildung.

Dabei werden Faktoren der Mikroebene wie familiärer sozioökonomischer Hintergrund, Gender und Ethnizität, der Mesoebene wie Gemeinschaft/Schulumwelt und geographische Lokalisation und der Makroebene wie nationales Einkommen und Politik unterschieden (53).

Darüber hinaus wird durch das Modell verdeutlicht, wie Auswirkungen kindlicher Gesundheit und Bildung bis auf die nächste Generation übertragen werden.

So wird aufgezeigt, dass kindliche Gesundheit direkt oder indirekt über die erzielte Bildung Einfluss auf verschiedenste Outcomes im Erwachsenenalter wie z. B. Gesundheit oder Einkommen nimmt. In Form eines Kreislaufs beeinflussen diese Erwachsenen-Outcomes wiederum indirekt vermittelt über externale Faktoren die kindliche Gesundheit der nächsten Generation (53).

Folgende relevante Aspekte sind für die vorliegende Arbeit aufzuzeigen:

Die Bedeutung des untersuchten Themas der mathematischen Leistungsbeeinträchtigung als Spätfolge der Frühgeburtlichkeit wird durch das Modell, welches einen intergenerativen Kreislauf der Auswirkung von Gesundheit und Bildungserfolg aufzeigt, unterstrichen. Zudem wird die wesentliche Bedeutung einwirkender externer Faktoren, die unbeachtet zu einer Verzerrung der berechneten Effektgröße des Zusammenhangs führen, ersichtlich.

Eine Übertragung des Modells auf die untersuchte Thematik wird angestrebt. Wobei der Modellausschnitt zum Zusammenhang von Gesundheit und Bildungserfolg mit einflussnehmenden externen Faktoren Übertragungsgegenstand ist.

2.3 Historischer Überblick

Im Folgenden werden gegliedert nach Bildungsabschnitten ältere Publikationen zur mathematischen Leistungsfähigkeit später Frühgeborener diskutiert. Zunächst werden Studien mit Erhebung des mathematischen Bildungsergebnisses im dritten Schuljahr und nachfolgend Studien mit Erhebung des Ergebnisses in der Vorschule bis zum 1. Schuljahr beleuchtet. Eine Übersicht dieser Studien findet sich in tabellarischer Form gegliedert nach der Studie, der untersuchten Exposition, dem mathematischen Outcome und der erfolgten Adjustierung im Anhang 1 dieser Arbeit.

Bedeutende frühe Schulleistungsstudien stammen von der Forschergruppe um M. A. Quigley mit einem Tätigkeitsschwerpunkt im Bereich der perinatalen Epidemiologie. Die beiden nachfolgenden Arbeiten wurden in den Jahren 2013/2014 publiziert. Sie werteten Daten der großen populationsbasierten Millennium Cohort Study (MCS), einer national repräsentativen longitudinalen Kohortenstudie mit Geburt der Kinder im Vereinigten Königreich in den Jahren 2000–2002, aus. Die Erhebungen von soziodemographischen und gesundheitsbezogenen Daten der MCS wurden im kindlichen Alter von 9 Monaten, 3, 5 und 7 Jahren durchgeführt.

Poulsen et al. (54) untersuchten über 10.000 Kinder aller Gestationsaltersgruppen über sämtliche Erhebungswellen der Millennium Cohort Study (MCS) mit Beurteilung ihrer kognitiven Fähigkeiten. Wobei schwerpunktmäßig späte FG und frühe Termingeborenen mit vollen Termingeborenen (39–41 SSW) im Kontext der übrigen Gestationsaltersgruppen verglichen wurden. Zur Beurteilung ihrer kognitiven Entwicklung wurde eine Vielzahl unterschiedlicher kognitiver Fähigkeiten und Lernfähigkeiten mit den Testinstrumenten Bracken School Readiness Assessment (BSRA), British Ability Scales II (BAS II) und dem Progress in Mathematics Test überprüft.

Späte Frühgeborene zeigten Entwicklungsbeeinträchtigungen in Form einer verminderten Schulfähigkeit im Vorschulbereich und in Form verminderter räumlicher Fähigkeiten und Leseleistungen im Schulbereich. In den entsprechenden Tests bestand ein 30–40 % erhöhtes Risiko unterhalb einer SD unter dem Gruppenmittelwert abzuschneiden. Die erhobenen Gruppenmittelwertdifferenzen zeigten mit 0,1 SD eine kleine Effektstärke an. Poulsen et al. fanden keine beeinträchtigten Rechenleistungen später Frühgeborener im Alter von 7 Jahren. Die Gruppe der extremen/sehr kleinen FG hingegen fiel durch eine bedeutende Beeinträchtigung ihrer Rechenleistung in diesem Alter auf (54).

Chan et Quigley (55) führten eine retrospektive Kohortenstudie durch. Routinemäßig erhobene Schulleistungsdaten des Key Stage 1 (KS1) wurden mit Daten der MCS verknüpft. Lehrerbeurteilungen zur Schulleistung in der 3. Klasse wurden für 6.031 Kinder ausgewertet. Das primäre Studienoutcome war das Erzielen einer adäquaten allgemeinen Schulleistung am Ende der 3. Klasse. Dieses bedeutete ein Erreichen des Leistungslevels 2 oder darüber in den Fachbereichen Lesen, Schreiben und Mathematik. Als sekundäres Outcome wurden die Leistungen in den einzelnen Fachbereichen Lesen, Schreiben, Sprechen und Zuhören, Mathematik und Wissenschaft erhoben. Späte Frühgeborene hatten im Vergleich zu vollen Termingeborenen ein um 36% erhöhtes Risiko nicht adäquate allgemeine Schulleistungen zu erbringen. Es bestand kein erhöhtes adjustiertes Risiko, speziell im Fachbereich Mathematik unter dem erwarteten Level abzuschneiden (55).

Die US-amerikanische Studie von Lipkind et al. (20) wurde 2012 publiziert. Die Forschergruppe stammt aus dem Bereich der Gynäkologie. Vergleichbar mit zuvor aufgeführter Studie wurde ein retrospektives Studiendesign gewählt. Limitierend war die Studie auf die Metropole New York City (NYC) begrenzt. Die US-amerikanische Forschergruppe untersuchte über 200.000 Kinder, die zwischen 1994 und 1998 in New York City (NYC) geboren wurden und im 3. Schuljahr eine öffentliche Schule in NYC besuchten. Es wurden späte FG im Kontext moderater FG zum Förderbedarf und zur sprachlichen und mathematische Schulleistung untersucht. Als Kontrollgruppe dienten termingeborene Klassenkameraden (37–42 SSW). Späte FG hatten im Vergleich zu Termingeborenen ein um 30 % erhöhtes Risiko für einen speziellen Förderbedarf und die Schulleistungsüberprüfung im Fachbereich Mathematik fiel um 7 % einer Standardabweichung (SD) schlechter aus. Damit fand die Forschergruppe eine kleine aber nicht zu vernachlässigende Leistungsdifferenz (20).

Während in den oben aufgeführten angloamerikanischen Arbeiten Mathematik neben anderen Schulfächern untersucht wurde, rückte in den 2014–2015 publizierten Arbeiten der britisch-deutschen Forschergruppe um Jaekel und Wolke das mathematische Outcome in den Fokus des Interesses. Diese Studien waren Teil der prospektiven Bavarian Longitudinal Study (BLS) mit Geburt der Kinder in Süddeutschland in den Jahren 1985–1986. Als Teilnehmer dieser Studie wurden Kinder rekrutiert, die innerhalb der ersten zehn Tage ihres Lebens in ein Krankenhaus eingewiesen wurden. Zeitgleich wurden gesunde Kontrollen aus denselben Krankenhäusern ausgewählt.

Jaekel et Wolke (56) untersuchten insgesamt 922 Kinder über alle Gestationsaltersklassen zu ihren allgemeinen kognitiven Leistungen, ihren mathematischen Leistungen und dem Vorliegen einer Dyskalkulie. Die Dyskalkulie wurde als eine Diskrepanz zwischen der erbrachten mathematischen Leistung und der gemäß ihrer allgemeinen kognitiven Leistung und ihres Alters erwarteten mathematischen Leistung definiert.

Die mathematische Leistung der FG wurde im Schulalter von 8 Jahren unter Verwendung eines standardisierten umfangreichen mathematischen Tests untersucht. Testwerte von mehr als 1 SD unter dem durchschnittlich erzielten Mittelwert zeigten ein erhöhtes Risiko für eine mathematische Beeinträchtigung an. Adjustiert für den familiären Sozioökonomischen Status, das kindliche Geschlecht und den Small for Gestational Age (SGA)-Status hatten sehr kleine und moderate FG im Vergleich zu vollen TG eine 3- bzw. 2-fach erhöhte Chance für eine schulische mathematische Leistungsbeeinträchtigung. Für Späte FG hingegen konnte kein statistisch signifikant erhöhtes Risiko für das Vorliegen einer Beeinträchtigung nachgewiesen werden.

Die Forschergruppe fand ein mit zunehmendem Gestationsalter abnehmendes Risiko für eine mathematische und für eine allgemeine kognitive Leistungsbeeinträchtigung. FG hatten im Vergleich zu TG kein erhöhtes Risiko für eine Dyskalkulie (56).

Jaekel et al. (57) schlossen insgesamt 947 Kinder aller Gestationsaltersklassen in ihre Untersuchungen ein. Sie unterschieden in ihrer Arbeit allgemeine von spezifischen mathematischen Fähigkeiten. Wobei definitionsgemäß spezifische im Unterschied zu allgemeinen mathematischen Fähigkeiten nicht durch die allgemeinen kognitiven Fähigkeiten des Kindes gemessen als Intelligenzquotient (IQ) festgelegt wurden.

Methodisch wurden Kaskadenmodelle zur kindlichen neurologischen Entwicklung mit Vorhersage ihrer allgemeinen und spezifischen mathematischen Fähigkeiten im Schulalter aufgestellt. Die allgemeinen mathematischen Fähigkeiten wurden durch die kognitiven Fähigkeiten und die Aufmerksamkeit des Kindes vorhergesagt. Während spezifische mathematische Fähigkeiten durch die Länge des Krankenhausaufenthaltes und insbesondere durch die Länge der mechanischen Beatmung vorhergesagt wurden.

Zwischen dem Gestationsalter zum Geburtszeitpunkt und den mathematischen Fähigkeiten wurde ein exponentieller Zusammenhang mit deutlich schlechteren Fähigkeiten vor der 34. SSW angenommen. Sehr kleine und moderate nicht aber

späte FG hatten vergleichsweise eingeschränkte allgemeine und spezifische mathematische Fähigkeiten (57).

Wolke et al. (58) unterschieden grundlegende kognitive Fähigkeiten wie die allgemeinen kognitiven Fähigkeiten erhoben als Intelligenzquotient (IQ) und die mathematische Verarbeitung „Processing“ von dem erzielten mathematischen Bildungsniveau „Attainment“. Die Forschergruppe überprüfte die Vorhersagefähigkeit der geschätzten Ergebnisscores der BLS-Kohorte für die berechneten Scores der EPICure-Kohorte. Es wurde angenommen, dass IQ und mathematisches Processing von einheitlichen allgemeingültigen Faktoren der neuronalen kindlichen Entwicklung bestimmt werden und damit eine Übertragbarkeit der Ergebnisse von einer auf die andere Kohorte gegeben ist. Für das erreichte mathematische Bildungsniveau wurde hingegen angenommen, dass diese von länderspezifischen Bildungssystemen abhängig ist und die Testergebnisse nicht übertragbar sind. Beide Hypothesen wurden durch die Studienergebnisse bestätigt.

Der Mathematics Estimation Test zum mathematischen Processing beinhaltete Items mit denen Längen-, Distanz- und Mengenschätzung überprüft wurden. Als mathematischer Schulleistungstest zur Überprüfung des mathematischen Bildungsniveaus wurde ein arithmetischer Subtest der Kaufman-Assessment Battery for Children (K-ABC) durchgeführt. Für den Zusammenhang des GA und den mittleren Fähigkeits-/Leistungsscores wurden linear stetig ansteigende Trends bis zu einem Wendepunkte ermittelt. Nach diesem Gestationsalters-Punkt ging der ansteigende Kurvenverlauf in eine Plateauphase über und mit weiter zunehmendem GA waren keine statistisch signifikanten Scoredifferenzen mehr nachweisbar. Die geschätzten mittleren IQ- und mathematischen Schulleistungs-Scores erhöhten sich mit zunehmendem GA bis zu einem Reifegrad von 34 Wochen GA. Die geschätzten mittleren mathematischen Processing-Scores erhöhten sich bis zu einem Reifegrad von 36 Wochen GA (58).

Diese Arbeit von Wolke et al. veranschaulicht u. a., dass der gefundene Zusammenhang zwischen dem GA und dem mathematischen Bildungoutcome von den überprüften Inhaltsbereichen des Mathematiktests abhängig ist.

Im Folgenden werden eine britische und eine US-amerikanische retrospektive Kohortenstudie aufgeführt, die die Gruppe der späten Frühgeborenen im ersten Schuljahr bzgl. ihrer mathematischen Leistungsfähigkeit untersuchten. Die Arbeiten wurden 2012/2013 publiziert.

Quigley et al. (23) untersuchten den erzielten Bildungs-/Entwicklungsstand von ca. 8.000 Kindern über alle Gestationsaltersgruppen nach dem Besuch der ersten Klasse im Alter von 5 Jahren. Die routinemäßig an staatlichen Schulen nach der ersten Klasse erhobenen Foundation Stage Profile (FSP)-Daten wurden mit MCS-Kohortendaten verknüpft.

Als primäres zusammengesetztes Outcome wurde das Erreichen eines guten Bildungs-/Entwicklungsstandes der Schüler am Ende der 1. Klasse untersucht. Die verwendeten Entwicklungsskalen erfassten nicht nur Schulleistungen in den Fach-/Lernbereichen sondern auch die körperliche, kreative, persönliche, soziale und emotionale Entwicklung des Kindes. Als sekundäres Outcome wurde ein unsicheres Arbeiten in den überprüften Lernbereichen – darunter das Abschneiden in den drei mathematischen Entwicklungsskalen – erhoben.

Späte FG als auch frühe Termingeborene hatten im Vergleich zu vollen Termingeborenen ein um 12 % bzw. um 5 % erhöhtes adjustiertes Risiko, nach einem Jahr schulischer Bildung keinen guten Bildungs-/Entwicklungsstand zu erreichen. Die Adjustierung erfolgte für demographische und sozioökonomische Faktoren unter Einbeziehung gynäkologischer Faktoren wie Parität, Mehrlingsgeburt und Stilldauer. Als bedeutende Risikofaktoren für ein schlechtes Schulergebnis nach der 1. Klasse wurden die Faktoren Bildungsniveau der Mutter, kindliches Geschlecht und das Alter des Kindes innerhalb der Klasse herausgestellt. Ein additiver Effekt des GA und dieser Faktoren wurde belegt.

Des Weiteren fanden Quigley et al., dass FG aller Gestationsaltersgruppen das Klassenziel eines sicheren Arbeitens im Fachbereich Mathematik verfehlten. Es wurde ein 56 %, 35 %, 16 % bzw. 13 % erhöhtes adjustiertes Risiko für die sehr kleinen, moderaten, späten FG bzw. frühen Termingeborenen im Vergleich zu vollen Termingeborenen dokumentiert. Für die Gruppe der späten FG war das mathematische Testergebnis nicht statistisch signifikant. Für die Assoziation des GA und des untersuchten mathematischen Bildungsergebnisses konnte entsprechend der aufgeführten Ergebnisse eine inverse Dosis-Wirkungs-Beziehung aufgezeigt werden.

Williams et al. (24) führten eine große retrospektive US-amerikanische Kohortenstudie durch. Es wurden Bildungsdaten zum Leistungsergebnis der ersten Schulklasse mit Geburtsdaten verknüpft. In die Untersuchungen wurden insgesamt 314.328 Kinder, die 1998–2003 im Bundesstaat Georgia geboren wurden und nachfolgend die erste Klasse in diesem Bundesstaat besuchten, eingeschlossen.

Der Criterion-Referenced Competency Test (CRCT), der als standardisierter Test verpflichtend an allen öffentlichen Schulen des Bundesstaates Georgia durchgeführt wurde, wurde als Messinstrument herangezogen. Als Bildungsergebnisse wurden das Bestehen/Nicht-Bestehen in den überprüften Fachbereichen Mathematik, Lesen und Beherrschung der englischen Sprache der FG aller Gestationsaltersgruppen im Vergleich zu den Termingeborenen (37–41 SSW) untersucht.

Adjustiert für mütterliche und kindliche Einflussfaktoren hatten alle Gruppen der FG im Vergleich zu Termingeborenen in jedem der geprüften Fachbereiche ein erhöhtes Risiko, den Test nicht zu bestehen. Späte FG hatten im Vergleich zu Termingeborenen eine 17 % erhöhte Chance, den Mathematiktest nicht zu bestehen. Für den Zusammenhang zwischen der Exposition GA und allen getesteten Outcomes konnte das Vorliegen einer inversen Dosis-Wirkungs-Beziehung aufgezeigt werden.

Zusätzlich wurde die Wirkweise und die Stärke der untersuchten mütterlichen und kindlichen Faktoren auf die Bildungsergebnisse untersucht. Danach war ein niedriges mütterliches Bildungsniveau ein bedeutender Risikofaktor für das Nicht-Bestehen der Tests. Mit zunehmendem Bildungsniveau der Mutter wurde eine Risikoreduktion beobachtet. Die kindliche Rasse/Ethnizität und das mütterliche Alter waren weitere Risikofaktoren für ein schlechtes Schulleistungsergebnis nach der ersten Klasse.

Des Weiteren wurde das Ausmaß der Risikoreduktion nach vorgenommener Adjustierung differenziert nach GA und für alle Schulleistungsbereiche aufgezeigt. Die über alle Fachbereiche hinweg durchschnittlich größte Risikoreduktion nach Adjustierung ergab sich für die Gruppe der moderaten FG im Vergleich zu den Gruppen der sehr kleinen und späten FG (24).

Nachfolgende US-amerikanische Studien untersuchten die mathematischen Leistungsfähigkeit später Frühgeborener im Vorschul-/Kindergartenalter. Die meisten Studien basierten auf den Daten der ECLS-B Kohorte bzw. eine einzige Studie auf Daten der Early Childhood Longitudinal Study-Kindergarten (ECLS-K) Kohorte.

Die Studie von Chyi et al. (19) ist eine bedeutende frühe Studie zur Schulleistung der Niedrig-Risikogruppe der moderaten/späten Frühgeborenen. Die Forschergruppe wertete den ECLS-K Bildungsdatensatz aus. Die Angaben zur Frühgeburtlichkeit wurden retrospektiv in Form eines Elterninterviews erhoben. Die Gruppe der moderaten ($n = 203$) und späten FG ($n = 767$) wurden mit termingeborenen (≥ 37 SSW) Klassenkameraden ($n = 13.671$) bzgl. ihrer Leistung vom Kindergarten bis zur 5. Klasse verglichen.

Als Besonderheiten der Studie sind aufzuführen 1), dass neben der Mathematik- und Leseleistung die Teilnahme am Förderunterricht oder an Förderprogrammen als ein weiteres Outcome untersucht wurde und 2), dass ein Multi-Informanden-Ansatz mit direkter Testung der Kinder und zusätzlicher Leistungsbeurteilung durch den Lehrer verfolgt wurde.

Die Studie belegte ein erhöhtes Risiko für das Vorhandensein von Lernschwierigkeiten für die Gruppe der Niedrig-Risiko-Frühgeborenen. Dabei wurde ein zum GA inverser Gradient mit besseren Outcomes für die Gruppe der späten Frühgeborenen beobachtet. Das für die ersten Klassen festgestellte signifikant erhöhte Risiko für unterdurchschnittliche Test-Scores nivellierte sich im weiteren Schulverlauf. Es bestanden ein persistierend erhöhtes Risiko für eine schlechte Lehrerbewertung und ein erhöhtes Risiko für die Teilnahme am Förderunterricht (19).

Bezüglich der gezeigten mathematischen Leistungen konnte im Beobachtungsverlauf bis zur fünften Klasse kein einheitlicher Trend beobachtet werden. Für das Kindergartenalter fanden Chyi et al. keine erhöhte Chance für späte Frühgeborene, unterhalb des Mittelwertes im Mathematiktest abzuschneiden. Von den Lehrern hingegen wurde die Gruppe als leistungsgemindert eingestuft. Im ersten Schuljahr zeigten sie statistisch signifikant schlechtere Testleistungen. Danach hatten späte FG hatten im Vergleich zu TG eine 22 % erhöhte Chance, unterdurchschnittlich im Mathematiktest abzuschneiden. Zudem hatten späte Frühgeborene eine 2-fach erhöhte Chance, am Förderunterricht teilzunehmen.

Bei der Interpretation und Übertragung der Studienergebnisse ist limitierend zu

berücksichtigen, dass die untersuchte Frühgeborenen-Gruppe Anfang der 90er Jahre geboren wurde (19).

Nepomnyaschy et al. (59) publizierten ihre Ergebnisse im Jahr 2012. Sie werteten Daten der ECLS-B Kohorte aus und verglichen 400 späte FG (34–36 SSW) mit 5.050 Termingeborenen (37–41 SSW) im frühen Kindes-/Vorschulalter. Die Forschergruppe untersuchte auffallend viele Einzeloutcomes zum kindlichen neurologischen Entwicklungsstand im Alter von 2 und 4 Jahren. Die insgesamt 18 unterschiedlichen altersspezifischen Einzeloutcomes erfassten die kognitive, motorische kindliche Entwicklung und das kindliche Verhalten.

Nepomnyaschy et al. erhoben nach Adjustierung für demographische, sozioökonomische und gynäkologische Faktoren weder motorische- noch Verhaltensdifferenzen sondern ausschließlich kognitive Entwicklungsunterschiede. Im Alter von zwei Jahren bestanden statistisch signifikante Mittelwertdifferenzen für den Sprachgebrauch und im Alter von vier Jahren für die Literacy und die mathematische Leistungsfähigkeit (59).

Die beiden folgenden US-amerikanischen Studien von Shah et al. (60) und Woythaler et al. (61) erhoben die mathematische Leistung im Kindergartenalter als Bestandteil eines Schulfähigkeitstest. Sie werteten sekundäranalytisch Daten der ECLS-B Kohorte aus und wiesen u. a. Ergebnisse zur mathematischen Leistung später FG im Kindergartenalter aus.

Shah et al. (60) untersuchten die Gesamtgruppe der FG über alle GA-Kategorien im Vergleich zu vollen Termingeborenen (39–41 SSW) bezüglich einer verminderten Schulfähigkeit in den Fachbereichen Lesen und Mathematik. Definitionsgemäß zeigten Theta-Scores $\geq 1,5$ SD unterhalb des Stichproben-Mittelwertes eine bereichsspezifische schlechte Schultauglichkeit an. Nach Adjustierung für demographische/sozioökonomische Faktoren und unter Berücksichtigung der Länge der vorausgehenden Schulerfahrung fanden die Autoren, dass nur die Gruppe der sehr kleinen Frühgeborenen (< 32 SSW) ein deutlich statistisch signifikant erhöhtes Risiko für eine verminderte Schulfähigkeit hatte. Sehr kleine FG hatten im Vergleich zu vollen TG eine 3,4-fach signifikant erhöhte Chance, im Bereich Mathematik um mehr als 1,5 SD von dem durchschnittlich erzielten Score-Wert abzuweichen.

Für den Fachbereich Lesen war die Chance mit einer 2,6-fachen Erhöhung vergleichsweise geringer. Die zusammengefasste GA-Gruppe der moderaten/späten FG hatte geschätzt vergleichsweise kein statistisch signifikant erhöhtes Risiko für eine verminderte fachbezogene Schulfähigkeit (60).

Während Shah et al. einzelne Fachbereiche zur Beurteilung der Schulfähigkeit untersuchten, verwendeten Woythaler et al. (61) einen zusammengesetzten Schulfähigkeitstest, der neben Mathematik und Lesen die sprachliche Ausdrucksfähigkeit des Kindes untersuchte. Woythaler et al. untersuchten ausschließlich späte FG im Vergleich zur Gesamtgruppe der Termingeborenen (≥ 37 SSW). Zudem bewertete die Forschergruppe die im Alter von 24 Monaten durchgeführte neurologische Entwicklungsbeurteilung hinsichtlich ihres Vorhersagewertes für die im Kindergartenalter ermittelte Schulfähigkeit.

Die mit Hilfe des Mental Developmental Index (MDI) der Bayley Short Form-Research Edition (BSF-R) durchgeführte Entwicklungsbeurteilung hatte einen schlechten positiven aber einen sehr guten negativen Vorhersagewert für das Ergebnis des Schulfähigkeitstest.

Im Schulfähigkeitstest hatten späte FG im Vergleich zu Termingeborenen eine 52 % erhöhte Chance, zu den 5 % Schlechtesten zu gehören. Die graphisch aufgeführten Ergebnisse zum Abschneiden in den getesteten einzelnen Fachbereichen zeigten, dass das erhöhte Risiko für ein durchschnittlich schlechteres Abschneiden im Schulfähigkeitstest im Wesentlichen auf eine stark beeinträchtigte Leseleistung zurückzuführen war. Die Chance im Mathematiktest unter der 5. Perzentile abzuschneiden, war hingegen nicht statistisch signifikant erhöht. Faktoren für die eine Adjustierung erfolgte, sind dem Anhang 1 zu entnehmen (61).

2.4 Aktueller Forschungsstand

2.4.1 Schulleistungsbeeinträchtigungen Frühgeborener

Die Forschergruppe um Cheong et al. (62) fand Hinweise dafür, dass sich die Schulleistungen australischer extremer FG seit den 90er Jahren nach Einführung des Surfactant-Faktors nicht verbessert, sondern verschlechtert haben.

Sie verglichen die im frühen Schulalter erhobenen neurologischen Entwicklungsstörungen und fachbezogenen Leistungsminderungen überlebender extremer Frühgeborenen zwischen australischen Geburtskohorten der 1990er und 2000er Jahre. Die drei Geburtskohorten der Jahre 1991–1992, 1997 und 2005 umfassten alle extremen FG (< 28 SSW), die in Einrichtungen der tertiären Versorgung im Bundesstaat Victoria geborenen wurden. Die gematchten Kontrollen bestanden aus normgewichtigen (≥ 2500 g) Kindern, die zeitgleich in Krankenhäusern des Bundesstaates geboren wurden.

Dabei fanden die Forscher, dass im zeitlichen Vergleich der Geburtskohorten die Schwere der schulischen Teilleistungsstörungen zunahm. Hingegen blieben die Häufigkeit schwerer neurosensorische Defizite und die Schwere der Intelligenzminderung Frühgeborener unverändert (62).

Die Studie weist eine Verschlechterung der schulischen Leistungen in den Fachbereichen Rechtschreibung und Mathematik aus. Es ist zu diskutieren, ob die gefundene Leistungsverschlechterung methodisch bedingt sein könnte, da ersichtlich ist, dass die verwendete Version der Schulleistungstests der 1990er und der 2000er Jahre variierte.

Joseph et al. (63) konnten 889 extrem frühgeborene Kinder im Schulalter von 10 Jahren untersuchen. Die FG waren Teilnehmer der US-amerikanischen Extremely Low Gestational Age Newborn Study (EGAN), in der die teilnehmenden extrem frühgeborenen Kinder (< 28 SSW) geburtsnah zwischen 2002 und 2004 rekrutiert wurden. Basierend auf umfangreichen Erhebungen von 18 Einzeloutcomes wurden die neurokognitiven und akademischen Leistungen der FG im Alter von 10 Jahren beurteilt. Im Vergleich mit Studien, die ausschließlich die Gruppe der extremen Frühgeborenen untersuchen fällt auf, dass die Studie relativ groß ist und dadurch Gestationsaltersgruppen Vergleiche im Bereich der extremen Frühgeburtlichkeit aussagekräftiger sind. Studienlimitierend fehlt eine termingeborene Vergleichsgruppe, so dass erhobene Testergebnisse nur in Bezug zu erwarteten altersentsprechenden Normwerten

gesetzt werden konnten. Auffallend ist die besonders große Leistungsschwäche der extremen und sehr kleinen Frühgeborenen im Fachbereich Mathematik. Wobei die Leistungsschwäche mit abnehmendem GA zunahm (63).

Die US-amerikanische Forschergruppe um Garfield (64) aus den Bereichen Pädiatrie, Bildung und Sozialpolitik untersuchten die Assoziation zwischen dem GA und den Bildungsergebnissen: Reife für den Eintritt in den Kindergarten, Abschneiden in standardisierten Schulleistungstests, Begabtenstatus und äußerst schlechte Schulleistungen.

Im Studienvergleich ist es eine sehr große und damit aussagekräftige Studie. Insgesamt konnten über 1 Million Kinder untersucht werden. Methodisch wurden Bildungsdaten der öffentlichen Schulen mit Geburtsdaten verknüpft. Die retrospektive Kohortenstudie umfasst alle Kinder (23–41 SSW), die zwischen 1992 und 2002 im Bundesstaat Florida geboren wurden und im Folgenden die öffentlichen Schulen Floridas besuchten.

In allen vier untersuchten Outcomes schnitten FG vergleichsweise schlechter ab als Termingeborene. D. h., das Risiko für eine fehlende Kindergartenreife war größer, die schulischen Leistungen in den Fachbereichen Mathematik und Lesen in den Schulklassen 3 bis 8 schwächer, die Wahrscheinlichkeit in Eltern- und Lehrerkonferenzen als begabt eingestuft worden zu sein geringer und das Risiko jemals äußerst schlechte schulische Leistungen mit Punktwerten unter der 5. Perzentile erbracht zu haben größer.

Es konnte aufgezeigt werden, dass FG mit zunehmendem GA bessere Leistungen/Fähigkeiten in den jeweils untersuchten Outcomes zeigen und Leistungsunterschiede im Vergleich zu TG kleiner werden. Diese Forschergruppe eröffnete einen neuen Blickwinkel, indem sie interpretierend herausstellte, dass ein ausreichender Anteil extrem kleiner FG (23–24 SSW) den schulischen Leistungsanforderungen entsprach (64).

Die fachbezogenen Schulleistungsbeeinträchtigungen im mittleren Kindesalter aller Gestationsaltersgruppen waren Forschungsgegenstand der folgenden Arbeit. In Anbetracht der Entwicklung des Forschungsstandes ist zu beobachten, dass zunehmend der Fokus des Interesses auf die Gruppe der frühen Termingeborenen gerichtet wird.

Die Forschergruppe um Searle (65) untersuchte die Assoziation zwischen dem Gestationsalter (23–45 SSW) und der in der 3. Klasse im Rahmen des National Assessment Program-Literacy and Numeracy (NAPLAN) erbrachten Schulleistungen. Ein Record Linkage von Bildungs- und Gesundheitsdaten ermöglichte die Datenauswertung von insgesamt ca. 28.000 südaustralischen Kindern, die als Teilnehmer vom NAPLAN 2008–2010 im Alter von ca. 8 Jahren eine staatliche Schule besuchten und von denen perinatale Daten zur Verfügung standen. Leistungen in den Fachbereichen Lesen, Schreiben, Buchstabieren, Grammatik und Rechnen wurden mit Hilfe Curriculum basierter Tests erhoben. Frühgeborene hatten im Vergleich zu Termingeborenen (40 SSW) ein statistisch signifikant erhöhtes Risiko, in sämtlichen überprüften Fachbereichen entsprechend des nationalen minimalen Standards oder darunter abzuschneiden. Mit zunehmendem GA verringerte sich das relative Risiko. Da die erhobenen Effektgrößen für alle überprüften Fachbereiche annähernd gleich waren, folgerte diese Forschergruppe, dass die Frühgeburtlichkeit im Schulalter nicht mit einer fachbezogenen Leistungsbeeinträchtigung verbunden ist (65).

Die Arbeit zeichnet sich wie eingangs angedeutet dadurch aus, dass Schulleistungsbeeinträchtigungen der frühen Termingeborenen im Fokus des Interesses standen. Dieser Forschungsschwerpunkt spiegelt sich methodisch in der Kategorisierung des GA, dass für TG im Unterschied zu FG in wöchentlichen Abständen erhoben wurde. Es konnten domänenspezifische Schulleistungsminderrungen bis zum GA von 40 SSW festgestellt werden. Kritisch ist anzumerken, dass die statistische Signifikanz zumeist ab der 37. SSW vermutlich aufgrund der kleinen Gruppengrößen nicht mehr gegeben war. Methodisch sticht die Arbeit dadurch heraus, dass die aus dem Bereich der öffentlichen Gesundheit stammende Forschergruppe ergänzend Populations-Attributable Fractions (PAFs) berechnete, um auf Populationsebene die Bedeutung der Exposition einer frühen Termingeburt unter 40 SSW in Hinblick auf das Bildungsergebnis einer Schulleistungsbeeinträchtigung im mittleren Kindesalter herauszustellen.

Bezogen auf das Thema der vorliegenden Arbeit stellte die Studie für die Zielpopulation der 8-jährigen südaustralischen Kinder, die 2008–2010 die 3. Klasse einer staatlichen Schule besuchten fest, dass überlebende sehr kleine FG in der 3. Klasse ein 33 % höheres Risiko hatten, im Schulfach Mathematik entsprechend des nationalen minimalen Standards oder darunter abzuschneiden. Für späte FG war dieses Risiko mit 12 % vergleichsweise niedriger. Auf Populationsebene konnten nur

insgesamt 1,1 % der Fälle, die entsprechend des nationalen minimalen Standards oder darunter im Fachbereich Mathematik abschnitten, auf die Exposition Frühgeburtlichkeit zurückgeführt werden. Davon konnten 0,8 % der Leistungsminдерungen auf eine späte Frühgeburtlichkeit und nur 0,3 % auf eine sehr frühe Frühgeburtlichkeit zurückgeführt werden (65).

2.4.2 Hirnorganisches Korrelat der kognitiven Entwicklungsbeeinträchtigungen Frühgeborener

Die Unreife des Gehirns zum Geburtszeitpunkt ist von großer Bedeutung.

Bouyssi-Kobar et al. (66) verglichen ex utero Frühgeborene mit in utero gesunden Feten unter Verwendung der bildgebenden Diagnostik der konventionellen Magnetresonanztomographie (MRT). Sie fanden, dass Frühgeborene ohne nachweislich strukturelle Gehirnveränderungen im dritten Trimester vergleichsweise kleinere Gehirnvolumina aufwiesen und dass die Wachstumsverläufe des Gehirns vergleichsweise protrahiert verliefen (66). Wash et al. (67) beleuchteten strukturelle hirnorganische Unterschiede zwischen moderaten/späten FG und Termingeborenen im korrigierten Alter von einem Monat. Mit der moderaten/späten Frühgeburtlichkeit waren ein kleineres Gehirnvolumen, eine weniger entwickelte Myelinisierung der Gehirnstruktur des posterioren limbs der Capsula interna und eine vergleichsweise unreife Gyrierung verbunden (67). Kennzeichnend für die Unreife des Gehirns sind neben verminderten Gehirnvolumina, eine verzögerte Myelinisierung (68) und eine weniger ausgeprägte Gyrierung (69).

Gehirnvolumina wurden als wichtige Indikatoren kognitiver Entwicklungsstörungen identifiziert. Cheong et al. (70) untersuchten moderate/späte Frühgeborene im korrigierten Alter von 2 Jahren bzgl. ihrer kognitiven Entwicklung unter Verwendung der Bayley Scales-III mit Erhebungen zur Kognition, Sprache und Motorik. Sie fanden eine Assoziation zwischen größeren Gesamt-Gehirnvolumina und größeren Volumina der weißen Substanz und höheren Testwerten für Kognition und Sprache. Erhöhte Kleinhirnvolumina waren nicht nur mit erhöhten motorischen Testwerten sondern auch mit erhöhten Testwerten für Sprache assoziiert (70). Ullman et al. zeigten in ihrer prospektiven longitudinalen australischen Kohortenstudie, dass ein vermindertes Gehirnvolumen im Bereich von Insula/Putamen mit verminderten mathematischen Leistungen sehr kleiner Frühgeborener im Alter von 5 und 7 Jahren assoziiert war (71).

Es bestehen literarische Hinweise darauf, dass strukturelle Kleinhirnveränderungen zum einen mit der Frühgeburtlichkeit (72) und zum anderen mit sprachlichen (70) und mathematischen Fähigkeiten (73) assoziiert sind. Pieterman et al. (72) wiesen im Kindesalter von 6 bis 12 Jahren strukturelle Kleinhirnveränderungen nach, die mit ihrem Reifegrad zum Geburtszeitpunkt korrelierten. Sie untersuchten die Gesamtgruppe der Frühgeborenen und Termingeborene, wobei Kinder mit perinatal sonographisch nachgewiesenen Hirnschädigungen ausgeschlossen wurden. Die Autorengruppe folgerte, dass das Kleinhirn möglicherweise auf subtile perinatale Einflüsse mit strukturellen Veränderungen reagiert (72).

Mit Hilfe moderner bildgebender Diagnostik wurde die Ausbildung pränataler funktioneller Netzwerke und ihre interindividuelle Variabilität im letzten Schwangerschaftstrimenon untersucht (74). Unter dem Einfluss der Frühgeburtlichkeit werden veränderte strukturelle neuronale Netzwerke ausgebildet (75, 76). Es finden sich Hinweise, dass Unterschiede in der Funktion frontoparietaler neuronaler Netzwerke mit mathematischen Leistungsunterschieden verbunden sind (46, 77). Bäuml et al. fanden Unterschiede für Früh- und Termingeborene in der Funktionalität frontoparietaler Netzwerke, die für mathematische Fähigkeiten von Bedeutung sind. (46). Clark et al. zeigten, dass gesunde ehemals frühgeborene Erwachsene bei der mathematischen Erfassung und Beurteilung nicht-symbolischer Mengen frontoparietale Netzwerke umfangreicher nutzten (77).

Neben der Unreife des Gehirns zum Geburtszeitpunkt sind infolge der Frühgeburtlichkeit entstandene Hirnschäden mit späteren kognitiven Defiziten verbunden. In der folgenden Arbeit wurde u. a. die Bedeutung von Gehirnschäden bei der Hochrisikogruppe der sehr kleinen Frühgeborenen evaluiert. Kidokoro et al. (78) untersuchten 325 sehr kleine Frühgeborene im äquivalenten Alter am errechneten Geburtstermin mittels bildgebender radiologischer Diagnostik und im Alter von 2 Jahren mittels Bayley Scales of Infant Development (BSID)-II, Bayley-III und klinisch-neurologischer Untersuchung. Sie fanden, dass sowohl ein manifester Hirnschaden als auch ein beeinträchtigtes Gehirnwachstum – gemessen als biparietaler Durchmesser und als interhemisphärische Distanz – mit kognitiven Entwicklungsbeeinträchtigungen verbunden waren. Allerdings waren schwere Hirnschäden mit einem prozentualen Anteil von nur 10 % bei den untersuchten sehr kleinen FG relativ selten, so dass die

Autorengruppe in Anbetracht der geringen relativen Häufigkeit von schweren Hirnschäden die wesentliche Bedeutung der Unreife des Gehirns zum Geburtszeitpunkt herausstellte (78). Bei dieser quantitativen Beurteilung ist zu berücksichtigen, dass manifeste in der konventionellen bildgebenden Diagnostik sichtbare Hirnläsionen in Abhängigkeit ihrer Lokalisation mit zumeist persistierenden schweren funktionell limitierenden Beeinträchtigungen verbunden sind.

Anderson et al. (73) fanden, dass unabhängig von einwirkenden klinischen und sozialen Faktoren zum Geburtszeitpunkt diagnostizierte hirnstrukturelle Veränderungen mit kognitiven und motorischen Entwicklungsstörungen im Schulalter verbunden waren. Die australische Single-Center-Studie war Teil der Victorian Infant Brain Studie mit Geburt der sehr kleinen Frühgeborenen in einem australischen Krankenhaus der Primärversorgung zwischen 2001 und 2003. Es wurde der Einfluss perinatal mittels konventioneller MRT diagnostizierter Gehirnveränderungen auf die schulischen Leistungen, die im Kindesalter von 7 Jahren erhoben wurden, untersucht. Höhere Punktwerte für bestehende Pathologika im Bereich des Gesamtgehirns, der weißen Substanz und der tiefen grauen Substanz waren mit Defiziten im Bereich der Intelligenz, der Rechtschreibung, der Mathematik und der Motorik assoziiert. Die Vergabe höherer Punktwerte für Pathologika im Kleinhirnbereich war nicht nur mit schlechteren motorischen Outcomes sondern auch mit einer Beeinträchtigung des mathematischen Outcomes assoziiert (73).

Thompson et al. fokussierten die hirnorganische Struktur des Corpus callosum und zeigten das mikrostrukturelle Veränderungen oder eine verlangsamte Entwicklung des Corpus callosum sehr kleiner FG mit motorischen Störungen, schlechteren mathematischen Leistungen und mit einer schlechteren visuellen Wahrnehmung im Alter von 7 Jahren assoziiert waren (79). Collins et al. zeigten, dass mikrostrukturelle Veränderungen der weißen Substanz und eine niedrigere Dichte der Neuriten mit den mathematischen Leistungen sehr kleiner FG im Alter von 13 Jahren korrelierten (80).

2.4.3 Stabilität der Schulleistungsbeeinträchtigungen in den ersten Schuljahren

Basierend auf den Forschungsergebnissen der aktuellen Studien besteht Einigkeit darüber, dass Frühgeborene während ihrer frühen Grundschulzeit persistierend durchschnittlich schlechtere Schulleistungen zeigen als Termingeborene (15, 17, 18). Während die niederländische Studie (17) ähnliche Bildungsverläufe beider Gruppen in den ersten Grundschuljahren auf unterschiedlichen Leistungsniveaus aufzeigte, stellte die englische Studie (15) unterschiedliche Bildungsverläufe dar. Wobei sich die durchschnittlichen Schulleistungen der FG denen der TG annäherten. Demzufolge vertritt die niederländische Forschergruppe die Auffassung, dass Lernfortschritte beider Gruppen in den ersten Schuljahren vergleichbar sind. Hingegen vermutet die englische Forschergruppe ein Catch Up der Schulleistungen Frühgeborener in ihren ersten Grundschuljahren (15, 17). Die US-amerikanische Forschergruppe, die ausschließlich extreme Frühgeborene/Extremely Low Birth Weight (ELBW)-Kinder untersuchte, erhielt Hinweise für ein partielles Catch Up im Fachbereich Rechtschreibung bei sonst stabilen Leistungsdifferenzen in den Bereichen Buchstaben-/ Wortkenntnis und Mathematik (18).

Die niederländische Forschergruppe um Twilhaar publizierte 2019 eine longitudinale Studie (17) zu Lernverläufen von Grundschulkindern. Es wurden 52 sehr kleine Frühgeborene und/oder Very Low Birth Weight (VLBW)-Frühgeborene, die zwischen 2001 und 2003 geboren wurden, mit 58 termingeborenen Peers (≥ 37 . SSW) verglichen. Die Frühgeborenen Kohorte wurde bei Aufnahme auf die neonatale Intensivstation einer niederländischen Universitätsklinik rekrutiert. Bei der Kontrollgruppe der Termingeborenen handelte es sich um Klassenkameraden der überlebenden Frühgeborenen. Die Studie zeigte, dass die festgestellten schulischen Schwierigkeiten sehr kleiner Frühgeborener in den Fachbereichen Mathematik, Leseverständnis und Rechtschreibung während der gesamten untersuchten ersten sechs Grundschuljahre persistierten. Des Weiteren erhielt die Forschergruppe basierend auf ihren Ergebnissen einen Hinweis für intakte Lernfähigkeiten der Frühgeborenengruppe, da ihre im Zeitverlauf dokumentierten Lernfortschritte vergleichbar mit denen der Termingeborenen waren. Studienlimitierend ist zu erwähnen, dass die Studie verhältnismäßig klein ist und dass es einer Bestätigung der Forschungsergebnisse bedarf, da die Aussagekraft einer Single-Center-Studie eingeschränkt ist (17).

Vergleichbar stammt die Arbeit der englische Forschergruppe Odd, Evans et Emond (15) ebenfalls aus dem Jahr 2018/19. Sie untersuchten insgesamt 12.586 Kinder, die Teil der Avon Longitudinal Study of Parents and Children (ALSPAC) waren und schlossen alle Gestationsaltersgruppen (23–42 SSW) ein. Für die Teilnahme an der ALSPAC wurden bereits schwangere Frauen mit Wohnsitz in Avon, UK, und einem voraussichtlichen Geburtstermin zwischen 1991–1992 rekrutiert. Bildungsverläufe Frühgeborener (23–36 SSW) wurden mit denen Termingeborener (37–42 SSW) verglichen. Dabei dienten die an den staatlichen Schulen Englands routinemäßig durchgeführten Schulleistungsbeurteilungen KS1–KS4 und die Schulabschluss-ergebnisse des im Alter von 16 Jahren abgelegten General Certificate of Secondary Education (GCSE) als Outcomes. Die Studie zeigte, dass FG während der gesamten Schulzeit durchschnittlich schlechtere Schulleistungen als Termingeborene hatten. Die Leistungen FG verbesserten sich deutlich in den ersten sechs Schuljahren, so dass sich ihr durchschnittliches Leistungsniveau dem der TG annäherte. Demzufolge unterschieden sich die Bildungsverläufe der Gruppen in den ersten Schuljahren bis zum KS2. Ab dem KS2 konnten ähnliche Bildungsverläufe registriert werden. Mit Erreichen eines stabileren durchschnittlichen Leistungsniveaus ab KS2 korrelierte die Schulleistung der Frühgeborenen besser mit ihren Schulabschlussleistungen.

Die Forscher folgerten, dass bei Einschulung bestehende relative Leistungsmin-derungen FG insbesondere in den ersten Schuljahren aufgeholt werden.

Erwähnt sei, dass in einer ergänzenden Analyse nach Gestationsaltersgruppen vereinbare Ergebnisse sowohl für die Gruppe der moderaten/späten Frühgeborenen als auch für die Gruppe der extremen Frühgeborenen für den Abschnitt KS1–KS2 erhoben wurden. Studienlimitierend ist aufzuführen, dass die untersuchten Kinder bereits in den 90er Jahren geboren wurden. Als eine Stärke der Studie ist ihre Größe und die damit verbundene Aussagekraft hervorzuheben (15).

Ergänzend wird die aus dem Bereich der Neuropsychologie stammende 2018 publi-zierte Studie von Taylor et al. (18) dargestellt. Verglichen wurden 145 extreme Frühgeborene/ELBW-Kinder, einer zwischen 2001 und 2003 geborenen US-amerikanischen Single-Center Kohorte, mit einer Kontrollgruppe von 111 normal gewichtigen Kindern, die im ersten Kindergartenjahr rekrutiert wurden.

Einem longitudinalen Forschungsdesign folgend wurden vom Kindergarten bis zum 2. Schuljahr in jährlichen Abständen Leistungsdifferenzen der Gruppen erfasst. Dazu wurden Buchstaben/Wortkenntnisse, Rechtschreibung, Rechnen und angewandte

Probleme der Kinder mit Hilfe des Woodcock Johnson Tests of Achievement-Third Edition (WJ-III-ACH) erhoben. Zusätzlich wurde untersucht, ob die fachbezogenen Leistungsdifferenzen mit neuropsychologischen Testergebnissen, die im Kindergartenalter erhoben wurden, assoziiert waren. Dafür wurde eine äußerst umfangreiche neuropsychologische Testbatterie, die die frühkindlichen kognitiven Fähigkeiten erfasste, verwendet.

Wie einleitend aufgezeigt, fand die Studiengruppe ein partielles Catch Up extremer FG im Bereich Rechtschreibung. Im Einklang mit den zuvor aufgeführten Studien zeigte die Studie, dass Frühgeborene im Vergleich zu Termingeborenen in den ersten Schuljahren persistierende Schulleistungsschwächen aufweisen. Richtet man das Augenmerk auf den Übergang Kindergarten/Schule, zeigten die Ergebnisse, dass die im Kindergartenalter nachzuweisenden relativen Leistungsschwächen Frühgeborener bis in das frühe Schulalter nachweisbar waren.

Studienergebnisse zum Fachbereich Mathematik zeigten, dass auch nach Adjustierung für die allgemeine Intelligenz der Kinder gemessen mittels Brief Intelligence Assessment (BIA), nach Ausschluss von Klassenwiederholern oder nach Ausschluss von Kindern mit Behinderung mathematische Leistungsunterschiede zwischen den extremen Frühgeborenen/ELBW-Kindern und den normalgewichtigen Kontrollen über den gesamten Erhebungszeitraum statistisch signifikant waren. Dabei wurde die mathematische Leistung der Kinder jeweils in den Inhaltsbereichen Rechnen und angewandte Probleme überprüft.

Ein besonderer Studienschwerpunkt war die Betrachtung der kognitiven Fähigkeiten im Kindergartenalter in ihrer Einflussnahme auf das Leistungslevel / den Lernfortschritt der Kinder. Für beide Gruppen waren höhere neuropsychologische Testwerte im Kindergartenalter zum einen mit besseren Leistungen und zum anderen mit schnelleren Lernfortschritten vom Kindergarten bis zum 2. Schuljahr verbunden. So waren z.B. bessere Testwerte für motorische/visuell-motorische Fähigkeiten und für exekutive Funktionen mit schnelleren Verbesserungen der Rechenleistungen im betrachteten Zeitverlauf verbunden. Folglich sind nach Einschätzung der Forschergruppe im Kindergartenalter erhobene kognitiven Fähigkeiten vermutlich gute Prädiktoren der Schulleistung (18).

2.4.4 Schulleistungsbeeinträchtigungen Frühgeborener, aktuelle Metaanalysen

Die niederländische Forschergruppe aus den Arbeitsbereichen Neuropsychologie und Pädiatrie veröffentlichte 2017 eine Metaanalyse (81) zu schulischen Schwierigkeiten Frühgeborener. Neben dem Zusammenhang zwischen Frühgeburtlichkeit und den Bildungsergebnissen der fachbezogenen Schulleistungen und des sonderpädagogischen Förderbedarfs wurden ausgewählte perinatale und demographische Faktoren als potentielle Effektmodifikatoren untersucht.

Es konnten 17 Studien, die insgesamt ca. 2.400 Frühgeborene (< 37. SSW) und ca. 1.550 volle Termingeborene als Kontrollen einschlossen, ausgewertet werden. Gemäß der Einschlusskriterien wurden Studien erfasst, die Kinder untersuchten, die im Zeitalter der Verabreichung von pränatalen Steroiden und Surfactant-Faktor geboren wurden, zum Zeitpunkt der Leistungsbeurteilung mindestens 5 Jahre alt waren und deren Schulleistungen mittels standardisierter Tests beurteilt wurden.

Neben Leistungsunterschieden in den Fachbereichen Mathematik, Schreiben und Lesen mit berechneten gepoolten standardisierten Mittelwertdifferenzen (SMD) von 0,71 SD, 0,52 SD und 0,44 SD hatten Frühgeborene im Vergleich zu Termingeborenen ein 3-fach erhöhtes Risiko für einen schulischen sonderpädagogischen Förderbedarf.

Die jeweils einzeln durchgeführten Analysen einwirkender perinataler und demographischer Faktoren ergaben, dass die Faktoren bronchopulmonale Dysplasie (BPD) und kindliche Intelligenz jeweils 44 % bzw. 46 % der Varianz der schulischen Leistung zwischen den Studien erklärte. Den Schwerpunkt ihrer Betrachtung richteten die Forscher auf den Faktor BPD und bewerteten das Vorliegen einer BPD im Rahmen des literarischen Studienkontexts als Indikator für Schulschwierigkeiten.

Studienlimitierend wurde festgehalten, dass die erhobenen Studienergebnisse keine Gültigkeit für die Frühgeborenengruppen der moderaten/späten FG beanspruchen können, da die überwiegende Anzahl der eingeschlossenen Studien die Gruppen der extremen/sehr kleinen FG untersuchten.

Zusammengefasst bestätigten die Studienergebnisse das Vorliegen bedeutender fachbezogener Schulleistungsbeeinträchtigungen und das Vorliegen eines erhöhten Förderbedarfs Frühgeborener. Darüber hinaus vertritt die Forschergruppe die Auffassung, dass die bronchopulmonale Dysplasie ein Indikator für Schulschwierigkeiten extremer/sehr kleiner Frühgeborener ist (81).

In ihrer Vorläuferstudie (28), die bereits 2009 publiziert wurde, untersuchte diese niederländische Forschergruppe ausschließlich sehr kleine Frühgeborene und/oder VLBW-Frühgeborene zu ihren Schulleistungen. Dazu konnten 14 Studien ausgewertet werden. Obgleich die untersuchten FG im Unterschied zur zuvor aufgezeigten Arbeit vor dem Zeitalter der Verabreichung von pränatalen Steroiden und von Surfactant-Faktor geboren wurden, fanden die Forschergruppe in beiden Metaanalysen vergleichbare Effektgrößen für die schulischen Leistungsdifferenzen. Mittelgroße Effektstärken wurden für Leistungsunterschiede in den Fachbereichen Mathematik und Rechtschreibung erhoben.

Die 2009 publizierte Metaanalyse belegte erstmals, dass sehr kleine Frühgeborene und/oder VLBW-Frühgeborene nicht nur – wie bis zu diesem Zeitpunkt mehrfach belegt wurde – ausgeprägte schulische Leistungsminderungen im Fachbereich Mathematik sondern auch in vergleichbarer Schwere schulische Leistungsminderungen im Bereich der Rechtschreibung haben.

Zusätzlich zu den schulischen Leistungen wurden potentiell ätiologisch zugrundeliegende Funktionsbeeinträchtigungen in Form von Verhaltensauffälligkeiten und von exekutiven Funktionseinschränkungen sehr kleiner Frühgeborener und/oder VLBW-Frühgeborener im Vergleich zu Termingeborenen untersucht. Zu dieser Thematik konnten insgesamt 21 Studien, die zwischen 1998 und 2008 publiziert wurden, ausgewertet werden. Auf der Grundlage aggregierter Daten belegten die Forscher, dass sehr kleine Frühgeborene sowohl bei Eltern als auch bei Lehrern insbesondere durch Aufmerksamkeitsprobleme und durch vergleichsweise deutlich geringfügiger ausgeprägte internalisierende Verhaltensauffälligkeiten wie z. B. Ängste auffallen. Zudem zeichneten sich relative Einschränkungen im Bereich der Sprachkompetenz, der kognitiven Flexibilität und des Arbeitsgedächtnisses ab (28).

Die internationale Forschergemeinschaft um Allotey (82) publizierte ihre Metaanalyse und systematische Übersichtsarbeit 2018. Mit 74 eingeschlossenen Studien und ca. 64.000 untersuchten Kindern ist diese Metaanalyse bedeutend größer als die beiden zuvor beschriebenen. Methodisch bezeichnend für diese Metaanalyse wurden Frühgeborene kategorisiert nach Gestationsaltersgruppen mit Termingeborenen (≥ 37 . SSW) verglichen und multiple kognitive und neurologische Entwicklungsergebnisse wurden über die verschiedenen Bildungsstufen von der Vorschule (2–4 Jahre), über die Primarstufe (> 4–11 Jahre), Sekundarstufe (> 11–18) bis zu Hochschulbildung (> 18 Jahre) erhoben.

Frühgeborene schnitten in nahezu allen erhobenen Outcomes statistisch signifikant schlechter als Reifgeborene ab. Defizite Frühgeborener bestanden in den Bereichen: Kognition (Intelligenz: Sprach- und Handlungsintelligenz, exekutive Funktionen: Arbeitsgedächtnis und Verarbeitungsgeschwindigkeit), Motorik, schulische Leistungen und allgemeines Verhalten. Des Weiteren wurde für FG im Vergleich zu TG ein insgesamt 2-fach erhöhtes Risiko für eine Attention Deficit Hyperactivity Disorder (ADHD) berechnet.

Sehr kleine Frühgeborene zeigten in den Intelligenztests besonders große Defizite im Bereich der Handlungsintelligenz. Nur wenige Studien untersuchten die neurologische und kognitive Entwicklung später FG. Für diese FG-Gruppe wurde neben einer vergleichsweise stärkeren Beeinträchtigung der Intelligenz ein insbesondere erhöhtes Risiko für ADHD herausgestellt.

Späte FG hatten nicht so stark ausgeprägte Defizite wie sehr kleine oder moderate FG. Die Gruppen der sehr kleinen oder moderaten FG wiesen deutlich stärker ausgeprägte Defizite von vergleichbarer Effektstärke auf.

Im longitudinalen Verlauf ergaben sich für die Gesamtgruppe der FG Hinweise, dass Beeinträchtigungen im Bereich der überprüften exekutiven Funktionen Arbeitsgedächtnis und Verarbeitungsgeschwindigkeit bis über das Schulalter hinaus persistieren (82).

Chan et al. (83) untersuchten in ihrer 2016 publizierten systematischen Übersichtsarbeit zu den kognitiven und schulischen Outcomes später Frühgeborener bzw. früher Termingeborener die mathematische Leistungsfähigkeit als eines der sekundären Outcomes. Die Autoren recherchierten für den Zeitraum 1975–2013 nur vier nach den definierten Einschlusskriterien geeignete Studien zur mathematischen Leistungsfähigkeit später Frühgeborener. Die Forscher stellten fest, dass die Studienergebnisse voneinander abwichen. Zudem fielen die Studien durch ihre Heterogenität auf (83).

Zusammenfassend ist herauszustellen, dass Studienergebnisse aktueller Metaanalysen zu schulischen Leistungsstörungen FG nicht für die Gruppe der späten Frühgeborenen repräsentativ sind. Die ausgewerteten Studien untersuchten zumeist die Gruppen der extremen/sehr kleinen Frühgeborenen.

2.4.5 Mathematische Leistungsbeeinträchtigungen Frühgeborener im Vorschulalter und im frühen Schulalter

Die drei folgenden Studien werteten Daten der großen populationsbasierten ECLS-B Kohorte von Kindern, die 2001 in den Vereinigten Staaten geboren wurden und prospektiv über die Erhebungszeitpunkte 9-Monate, 24-Monate, dem Vorschul- und dem Kindergartenalter verfolgt wurden, aus.

Die aus dem Fachbereich der Epidemiologie stammende US-amerikanische Forschergruppe um Richards et al. (29) untersuchten die kognitiven Fähigkeiten von 6.150 Kindern im Alter von 2 Jahren und die Lese- und Mathematikleistungen von 4.450 Kindern im Kindergartenalter. Sie fanden kognitive Defizite und fachbezogene frühkindliche Leistungsminderungen für die Gruppen der sehr kleinen, moderaten und späten Frühgeborenen. Als Vergleichsgruppe diente die Gruppe der vollen Termingeborenen (39–40 SSW). Die für sämtliche untersuchten Bildungsauscomes gefundenen Disparitäten Frühgeborener nahmen mit abnehmendem GA zum Geburtszeitpunkt zu. Demzufolge wurde durch die Studie das Vorliegen einer inversen Dosis-Wirkungs-Beziehung zwischen dem GA und der mathematischen Leistung im Kindergartenalter bestätigt. Die Studie zeichnet sich insbesondere dadurch aus, dass die Untersuchungen für sämtliche Gestationsaltersgruppen inklusive übertragener Kinder (24–42 SSW) durchgeführt wurden. Dabei wurde das GA methodisch auf verschiedene Weise modelliert, um den Zusammenhang zwischen dem GA und den Bildungsauscomes zu beleuchten und um eine adäquate Operationalisierung des GAs aufzuzeigen (29).

Hingegen untersuchte die US-amerikanische Forschergruppe um Shah et al. (30) mit dem Arbeitsschwerpunkt kindliche Entwicklung und Verhalten ebenfalls basierend auf den Daten der ECLS-B Kohorte ausschließlich die Gruppe der späten Frühgeborenen. Sie verglichen 1.000 späte FG (34–36 SSW) mit 3.200 Termingeborenen (39–41 SSW) und zusätzlich mit 1.800 frühen Termingeborenen (37–38 SSW). Erhoben wurden das kognitive Bildungsauscome zu den Zeitpunkten 9- und 24-Monaten und die Lese- und Mathematikfähigkeiten im Vorschul- und Kindergartenalter.

Es wurde angenommen, dass die kognitiven Entwicklungsbeeinträchtigungen später Frühgeborener durchgehend bis zum Kindergartenalter nachweisbar sind. Im Vergleich zu Termingeborenen waren kognitive Defizite wohl im Alter von 9 Monaten aber wider Erwarten nicht im Alter von 24 Monaten nachweisbar. Leseschwierigkeiten bestanden im Vorschul- und Kindergartenalter. Hingegen waren mathe-

matische Leistungsschwächen nur im Vorschulalter nicht aber im Kindergartenalter nachweisbar (30).

Übereinstimmend wurden in beiden Studien das GA den Geburtsurkunden entnommen, die frühkindliche kognitive Entwicklung unter Anwendung des Bayley Short Form-Research Edition (BSF-R) und die Lese- und Mathematikleistungen mittels standardisierten eigens für die ECLS-B entwickelten Tests erfasst. Zu den einzelnen Beurteilungszeitpunkten wurden jeweils Querschnittsanalysen durchgeführt.

Vergleicht man die mathematischen Leistungsergebnisse für die Gruppe der späten Frühgeborenen beider Studien, konnten Shah et al. im Gegensatz zu Richards et al. – obgleich beide Forschergruppen Daten der ECLS-B Kohorte auswerteten und das mathematische Outcome als Mittelwertdifferenz definierten – keine statistisch signifikante Leistungsdifferenz für späte FG im Kindergartenalter nachweisen.

Vermutlich ist der Unterschied methodisch begründet. Es fällt eine differierende und bei Shah et al. (30) vergleichsweise umfangreichere Adjustierung auf.

Die eingangs aufgeführte US-amerikanische Forschergruppe aus dem Bereich der Epidemiologie publizierte federführend unter Beauregard 2018 eine Arbeit (21), die im Vergleich zu ersterer thematisch erweiternd die Einflussnahme des sozioökonomischen Status auf die kognitive Entwicklung des frühgeborenen Kindes untersuchte. Der Betrachtungsfokus richtete sich auf den SES als potentiellen Effektmodifikator der Frühgeburtlichkeit in ihrer Einflussnahme auf die frühkindlichen Bildungsergebnisse. Die Forschergruppe untersuchte basierend auf der ECLS-B Kohorte die kognitiven Fähigkeiten von 5.250 Kindern im Alter von 2 Jahren und die Lese- und Mathematikleistung von 3.800 Kindern beim Eintritt in den Kindergarten. Dabei wurden die relativen kognitiven Leistungen über alle Gestationsaltersgruppen (24–40 SSW) erhoben. Die vollen Termingeborenen (39–40 SSW) dienten jeweils als Referenzgruppe. Die Operationalisierung der Bildungsergebnisse weicht nicht von der in den beiden zuvor aufgeführten Arbeiten ab. Der Sozioökonomische Status des Haushalts wurde postnatal im Kindesalter von 9 Monaten erfasst und wurde als zusammengesetzter Index unter Berücksichtigung von Bildung und Beruf beider Eltern und vom Haushaltseinkommen gemessen. Kategorisiert in SES-Quintilen wurden Leistungsdifferenzen im Vergleich zum höchsten SES-Quintil berechnet. Die Forscher belegten, dass Anfang des 21. Jahrhunderts geborene US-amerikanische

Kinder, die zu früh geboren wurden und zusätzlich in Armut aufwuchsen, besonders in ihren frühen kognitiven Fähigkeiten und ihren fachbezogenen frühkindlichen Leistungen beeinträchtigt waren. Dabei beeinflussten der SES und die Frühgeburtlichkeit jeweils als unabhängige Faktoren die untersuchten Bildungsergebnisse. Im Zusammenwirken beider Faktoren addierten sich nahezu die für die Einzel-faktoren geschätzten Leistungsdifferenzen. Es konnte keine effektmodifizierende Wirkung des SES nachgewiesen werden (21).

Diese Studienergebnisse decken sich mit denen ihrer nahezu zeitgleich publizierten Studie zur Frühgeburtlichkeit, Armut und kognitiven Entwicklung (22). Diese Studie von Beauregard et al. untersuchte die gleiche Fragestellung aber auf der Daten-grundlage der MCS des Vereinigten Königreichs. Die britische Studie ist mit ca. 10.000 teilnehmenden Kindern in den einzelnen Wellen nochmals erheblich größer als die US-amerikanische Vergleichsstudie und die kognitiven Entwicklungsergebnisse wurden nunmehr auch im formalen Bildungsbereich bis zum mittleren Kindesalter überprüft.

Als Testinstrumente wurden im Alter von 3 Jahren der Bracken School Readiness Assessment-Revised (BSRA-R) und BAS II Wortschatzskala, im Alter von 5 Jahren BAS II Wortschatzskala, Bildervergleichsskala, Musterkonstruktionsskala und im Alter von 7 Jahren BAS II Leseskala, Musterkonstruktionsskala und der National Foundation for Education Research (NFER) zur Beurteilung der Rechenfähigkeiten verwendet.

Der postnatale SES des Haushalts ging in die Hauptanalysen unidimensional in Form des Indikators Äquivalenzeinkommen ein. Ergänzend wurde vergleichbar mit der US-amerikanischen Studie ein mehrdimensionaler SES mit den Indikatoren Bildung, Beruf und Einkommen definiert.

Im Alter von 5 Jahren, wobei im UK die Bildung zu diesem Zeitpunkt bereits institu-tionalisiert ist, schnitten späte FG vergleichsweise statistisch signifikant schlechter im Bereich der Musterkonstruktion, nicht aber in den Bereichen Wortschatz und Bilder-vergleich ab. Die geschätzten Mittelwertdifferenz für den Bereich Musterkonstruktion betrug 0,15 SD (-0,15 [-0,23; -0,08]). Die gefundene Effektstärke wurde nicht durch den Faktor des Sozioökonomischen Status des Haushalts modifiziert (22).

2.5 Aufzeigen der Forschungslücke

Wie aufgezeigt werden konnte, werden die frühen kognitiven Entwicklungsergebnisse später Frühgeborener nur in wenigen Studien untersucht. Insbesondere fehlen Studien, die zum frühestmöglichen Zeitpunkt im Vorschulalter fachbezogene Leistungsstörungen beleuchten.

Bezugnehmend auf den aktuellen literarischen Hintergrund finden sich schwerpunktmäßig US-amerikanische Studien, die basierend auf der ECLS-B Kohorte, fachbezogene Leistungsminderungen Frühgeborener im non-formalen Bildungskontext beleuchteten. Die vorliegende Arbeit soll dazu beitragen, die aufgezeigte aktuell bestehende Forschungslücke zu füllen.

In der vorliegenden Arbeit wurde basierend auf der nationalen institutionsbasierten NEPS-Kindergartenkohorte, die im Jahr 2010 rekrutiert wurde, die mathematische Alltagskompetenz überlebender FG ($< 37.$ SSW) im Vergleich zu ihren Termingeborenen Peers ($\geq 37.$ SSW) im letzten Kindergartenjahr vor ihrer geplanten Einschulung untersucht. Es wurde zusätzlich betrachtet, ob Subgruppen Frühgeborener aufgrund ihres familiären Sozioökonomischen Status, ihres Migrationshintergrunds oder ihres Geschlechts eine besondere mathematische Bildungsbenachteiligung aufwiesen. Die resultierenden speziellen Fragen wurden im Kapitel 1 aufgeführt.

2.6 Nationales Bildungspanel (NEPS) als Datengrundlage der Arbeit

Zunächst werden die Bedeutung des Bildungspanels und Konzeption/Aufbau der NEPS-Studie im Überblick dargestellt. Anschließend wird auf die Stichprobenerhebung/Konzeption der Kindergartenkohorte, die die Datengrundlage der vorliegenden Arbeit bildet, eingegangen.

Mit Hilfe des nationalen Bildungspanels sollen der Forschungsgemeinschaft Daten zu allen Bildungsetappen des deutschen Bildungssystems zur Verfügung gestellt werden (84). Das Projekt wurde 2008 vom Bundesministerium für Bildung und Forschung im Rahmen eines Förderungsauftrages zur empirischen Bildungsforschung initiiert. Zur Planung und Durchführung der NEPS-Studie wurde ein bundesweites interdisziplinäres universitäres Exzellenznetzwerk gegründet. Die koordinierende Studienzentrale ist am Leibniz-Institut für Bildungsverläufe e. V. (LI fBi) der Otto-Friedrich-Universität Bamberg angesiedelt (85).

Das theoretische Rahmenkonzept des longitudinal angelegten Bildungspanels besteht aus acht Etappen und fünf Säulen. Wobei die Etappen die Struktur des deutschen Bildungssystems im zeitlichen Verlauf abbilden und die Säulen die theoretischen Themenbereiche Kompetenzentwicklung, Lernumwelten, Bildungsentscheidungen, Migrationshintergrund und Bildungsrendite umfassen. Diese Forschungsschwerpunkte wurden über die Bildungsetappen einheitlich erfasst (84).

Methodisch wurde ein Multicohort Sequence Design angewendet, wobei nahezu zeitgleich sechs separate Kohorten parallel und longitudinal über mehrere kritische Bildungsübergänge hinweg verfolgt wurden. Zwei Kohorten, die Erwachsenen- und Neugeborenen Kohorte, definierten sich über das Alter der rekrutierten Personen und vier Kohorten über die erreichte Bildungsstufe im Bildungssystem (84, 86).

Die institutionsbasierten Kohorten schließen die Kindergartenkohorte ein. Diese startete im Jahr 2010 und die Erhebungswellen 1 und 2 dienten als Datengrundlage der vorliegenden Arbeit. Zum Zeitpunkt der Planung der vorliegenden Studie stand die Veröffentlichung der Daten der Welle 3 des Jahres 2012/2013 an.

Die Ausgangsstichprobe der NEPS-Startkohorte 2 umfasst Kinder, die zwei Jahre vor ihrer voraussichtlichen Einschulung einen Kindergarten in der Bundesrepublik Deutschland im Jahr 2010/2011 besuchten (87). Stichproben-Design und -Methoden, unter deren Anwendung eine national repräsentative Stichprobe der Kindergartenkinder erhalten wurde, werden umfassend in dem NEPS-Working Paper von Aßmann et al. beschrieben. Zusammenfassend dargestellt wurde ein indirektes Multistage Cluster Sampling durchgeführt, indem bundesweit Grundschulen und nachfolgend die zuweisenden Kindergärten inklusive aller angemeldeten Kinder ausgewählt wurden (88).

Die Teilnahme des Kindes an der NEPS-Studie erforderte die Einwilligung der Eltern in Form eines schriftlich informierten Einverständnisses. Als Kontextperson musste die Hauptbezugsperson des Kindes auch für ihre eigene Studienteilnahme die Zustimmung erteilen. Im Rahmen der prospektiv longitudinal angelegten NEPS-Studie wurden die Haupterhebungswellen in jährlichen Abständen durchgeführt (89).

Im Rahmen eines computergestützten Telefoninterviews (CATI) mit der Hauptbezugsperson des Kindes wurden in den Wellen 1 und 2 der NEPS-Studie Angaben zur Familie und zum Zielkind standardisiert und durch geschultes Personal erfasst. Weitere demographische Angaben zum Zielkind konnten den Kinderlisten, die von den Kindergartenleitern erstellt wurden, entnommen werden. Hierbei handelte es sich um schriftliche Befragungen (PAPI) der Kindergartenleiter (89, 90).

Die mathematische Kompetenz der 5- und 6-jährigen Kinder wurde in der 2. Welle der NEPS-Studie in Form von Einzeltestungen in einem altersgerechten Setting erhoben. Der Test wurde unter Anleitung einer geschulten Erhebungsleiterin durchgeführt. Die mathematischen Aufgaben wurden bilder- und materialbasiert gestellt und sollten mündlich von den Kindern gelöst werden. Jedes Kind erhielt dieselben Aufgaben und sollte nach Möglichkeit alle Aufgaben des Tests bearbeiten. Der Test wurde einmalig durchgeführt und die vorgegebene Bearbeitungszeit belief sich auf ca. 30 Minuten (91).

3 Daten und Methoden

3.1 Anwendung eines Directed Acyclic Graphs (DAGs) zur Variablen-selektion

Die Auswahl der Kontrollvariablen erfolgte literaturbasiert und mit Hilfe der Erstellung eines Directed Acyclic Graphs (DAGs). Es wurde ein DAG zum Zusammenhang von Frühgeburtlichkeit und mathematischer Leistungsfähigkeit des Kindes mit Hilfe des im Internet zur Verfügung gestellten Programms DAGitty v3 erstellt (s. Abbildung 1).

Diese Methode, welche primär von Judea Pearl (92) entwickelt wurde und in der Epidemiologie nach Greenland et al. (93) bedeutende Anwendung fand, führte zur Selektion von unabhängigen Variablen. Die Aufnahme der selektierten unabhängigen Variablen in das Regressionsmodell sollte zu einer möglichst unverzerrten Schätzung des Gesamteffektes führen (94). Für eine möglichst unverzerrte Schätzung eines angenommenen kausalen Zusammenhanges zwischen Frühgeburtlichkeit und kindlicher mathematischer Kompetenz mit Hilfe eines Regressionsmodells ist zu berücksichtigen, dass 1) adäquat für Confounder adjustiert wird (Confounding Bias), 2) keine Mediatoren im Sinne kausaler Faktoren Eingang in das Analysemodell finden (Overcontrol Bias) (94) und 3) nicht für gemeinsame Nachfahren (Descendants) – Collider Variablen – kontrolliert wird (Endogenous Selection Bias) (95).

Alle recherchierten bedeutenden Risikofaktoren für Outcome und Exposition wurden unabhängig von ihrer Verfügbarkeit in NEPS in den DAG aufgenommen. Dabei interessierten insbesondere Variablen, die sowohl Risikofaktoren für die Exposition als auch für das Outcome im Sinne potentieller Confounder darstellten. Die zwischen den aufgenommenen Variablen bestehenden angenommenen kausalen Wirkrichtungen wurden graphisch durch Ausrichtung der Pfeile verdeutlicht. Es wurde darauf geachtet, dass kein Pfeil zur Kennzeichnung eines möglichen direkten kausalen Effektes zwischen den aufgenommenen Variablen weggelassen wurde. Des Weiteren wurde nach gemeinsamen Vorfahren (Ancestors) bereits aufgenommener Variablen gesucht.

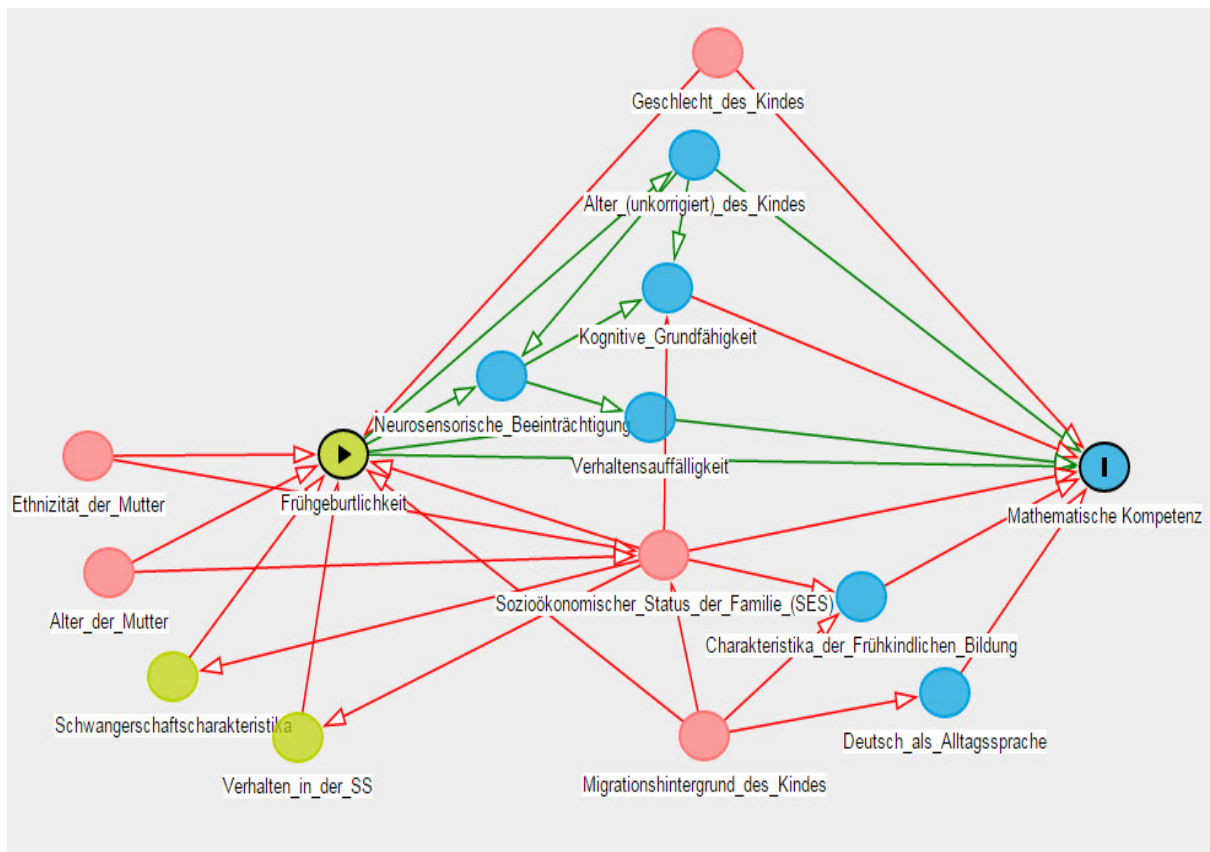


Abbildung 1 – Directed Acyclic Graph (DAG) zur Darstellung des angenommenen kausalen Modells zum Zusammenhang von Frühgeburtlichkeit und mathematischer Kompetenz, erstellt mit Hilfe der Software DAGitty v3.0.

Anmerkung: Farbgebung der Graphik vor der Adjustierung für potentielle Confounder: mit grünen Pfeilen zur Kennzeichnung eines kausalen Pfades (Causal Path) und roten Pfeilen zur Kennzeichnung eines verzerrenden Pfades (Biasing Path).

Tabelle 1 – Variablen-Mengen zur Schätzung des Gesamteffektes der Frühgeburtlichkeit auf die mathematische Kompetenz, entsprechend einer minimalen ausreichenden Adjustierung.

MSA-Set ^a 1	MSA-Set ^a 2
<ul style="list-style-type: none"> • Charakteristika der Frühkindlichen Bildung • Deutsch als Alltagssprache • Geschlecht des Kindes • Sozioökonomischer Status der Familie 	<ul style="list-style-type: none"> • Migrationshintergrund des Kindes • Geschlecht des Kindes • Sozioökonomischer Status der Familie

a MSA-Set, Minimally Sufficient Adjustment-Set

Die graphische Darstellung mit Hilfe des DAGs führte zur Ausgabe von zwei Variablen-Mengen (siehe Tabelle 1), den Minimally Sufficient Adjustment-Sets (MSA-Sets). Damit wurden zwei Möglichkeiten zur adäquaten Adjustierung aufgezeigt. Aufgrund der vollständigen Verfügbarkeit der Variablen wurde das MSA-Set 2 ausgewählt.

3.2 Operationalisierung und Codierung der Variablen

Der erstellte Analyseplan mit den verwendeten Variablen ist im Anhang 4 einsehbar. Die Tabelle gibt Auskunft über die generierten Variablen, deren Label/Codierung und deren Ursprung mit Aufführung des verwendeten NEPS-Datensatzes.

3.2.1 Mathematische Kompetenz als Outcome

Die mathematische Kompetenz wurde mit Hilfe eines eigens für die NEPS-Studie konzipierten altersspezifischen Tests besteht aus 27 Items erhoben. Ein Beispiel-Item des mathematischen Tests, der für Kindergartenkinder im Alter von 5–6 Jahren konzipiert wurde, ist im Anhang 2 aufgeführt. Es sollte die Anwendung der Mathematik im Bereich von Alltagssituationen im Sinne des Begriffs der Mathematical Literacy getestet werden. Entsprechend des zugrundeliegenden theoretischen Rahmenkonzeptes repräsentierten die einzelnen Testitems jeweils einen der vier mathematischen Inhaltsbereiche „Quantität“, „Raum und Form“, „Veränderung und Beziehungen“ und „Daten und Zufall“. Zur Item Lösung benötigten die Kinder spezielle kognitive Fähigkeiten, welche im Vorfeld definiert und den Items zugeordnet wurden (45, 91).

In der vorliegenden Arbeit wurden Weighted Likelihood Estimates (WLEs) zur mathematischen Kompetenz der Kinder ausgewertet. Im Datensatz, dem Scientific-Use-File (SUF) zur Kompetenztestung, waren die Testitems dichotom 0/-1- („ungelöst“/„gelöst“) codiert. Das Gesamtergebnis eines Kindes stand als Weighted Likelihood Estimate (WLE) zur Verfügung.

Die WLEs basieren auf der Annahme der Item Response Theory (IRT). WLEs sind nach Warm (96) Punktschätzer und kennzeichnen die Leistungsfähigkeit eines Kindes. Durch die Verwendung des WLEs werden im Vergleich zum Summenscore die Schwierigkeitsgrade und das Muster der vom Kind gelösten Items für die Kompetenzbeurteilung berücksichtigt (97). In der NEPS-Studie erfolgte die Berechnung der WLEs unter Anwendung eines Mixed Coefficients Multinomial Logit Models, welches in Anlehnung an das ursprünglich Verwendung findende Rasch Modell entwickelt wurde (98). Die in der NEPS-Studie geschätzten WLEs hatten einen Mittelwert von Null und eine nicht begrenzte Varianz (97).

3.2.2 Frühgeburtlichkeit als Exposition

Die Information zum Gestationsalter wurde im Rahmen der 1. Welle der NEPS-Studie in Form einer telefonischen Befragung der Hauptbezugsperson des Kindes erhoben. Als Frühgeburt wurde eine Geburt vor der Vollendung der 37. SSW definiert.

Die Frühgeburtlichkeit ging als nominale Variable mit den drei Kategorien „Termingerecht geboren“ (≥ 37 . SSW), „fehlende Angaben zum Gestationsalter“ und „Frühgeboren“ (< 37 . SSW) in die Analysen ein. Kinder mit fehlenden Angaben zum Gestationsalter wurden in dieser Arbeit in einer gesonderten Kategorie zusammengefasst.

3.2.3 Kontrollvariablen

Der Migrationshintergrund des Kindes wurde in der NEPS-Studie durch die Verwendung des Generationenstatus (GS) operationalisiert. Der GS ist eine aus den Angaben zum Geburtsland und dem Einwanderungszeitpunkt generierte NEPS-Variable und wurde bis hin zur dritten Generation erfasst (90).

In der vorliegenden Arbeit wurde aufgrund der Stichprobenfallzahl die GS-Variable dichotomisiert, indem Kinder mit und ohne Migrationshintergrund unterschieden wurden. Kinder im Vorschulalter mit Migrationshintergrund waren entweder selbst im Ausland geboren (1,5. Generation¹) oder hatten Eltern (2.; 2,25.; 2,5.; 2,75. Generation) oder Großeltern, die im Ausland geboren waren (3.; 3,25.; 3,5. Generation). Kindern mit nur einem im Ausland geborenen Großelternanteil wurden demnach denjenigen ohne Migrationshintergrund zugeordnet.

Es wurde für das Geschlecht des Kindes mit Auswahl der Mädchen als Referenzgruppe kontrolliert. Die verwendete Altersvariable bezeichnet das Alter des Kindes in Monaten zum Testzeitpunkt.

Die Auswahl der verwendeten Indikatoren des Sozioökonomischen Status der Familie erfolgte literaturbasiert und mit Blick auf eine potentielle Assoziation zum Gestationsalter und zum Bildungsergebnis.

Gemäß der systematischen Übersichtsarbeit von Wong et al. (99) werden in den

¹ NEPS unterscheidet die 1,5. Generation, welche im Ausland geborene Kinder bezeichnet, die vor dem Alter von 6 Jahren nach Deutschland eingewandert sind.

Arbeiten, die den Zusammenhang zwischen dem Gestationsalter, der kindlichen Entwicklung und dem erreichten Bildungsniveau beleuchten, unterschiedliche SES-Indikatoren verwendet, wobei am häufigsten für das Bildungsniveau der Mutter korrigiert wird. Zusammengesetzte bzw. mehrere SES-Indikatoren sollen nach Möglichkeit unterschiedliche inhaltliche Aspekte des SES abbilden (99).

Um diesen Forderungen nachzukommen, wurden jeweils bivariate Zusammenhangsmaße zwischen den SES-Variablen berechnet (siehe Kapitel 3.4.2).

Die soziale Herkunft des Kindes wurde über den International Socio-Economic Index (ISEI) und über die International Standard Classification of Education (ISCED) gemessen.

Der ISEI entwickelt von Ganzeboom et al. (100) berücksichtigt Beschäftigung und Einkommen zur Beschreibung der sozioökonomischen Stellung der Familie. Der verwendete Index ISEI-88 bezieht sich auf berufliche Tätigkeiten, die international einheitlich nach der International Standard Classification of Occupations- (ISCO)-88 kodiert sind (101).

In der vorliegenden Arbeit fand der Highest International Socio-Economic Index (HISEI) Verwendung. D. h., der jeweils höchste Wert des Befragten und dessen Partners wurde selektiert. Nachfolgend wurde eine Kategorisierung in HISEI-Quartilen im Sinne einer verteilungsbasierten Abgrenzung vorgenommen. Die mittleren Quartile – das 2. und 3. Quartil – wurden zu einer Gruppe zusammengefasst, da vornehmlich das höchste mit dem niedrigsten Quartil verglichen werden sollte. Zusammenfassend dargestellt wurden demzufolge drei Statusgruppen, die einen niedrigen, mittleren und hohen HISEI beschreiben, gebildet.

Die ISCED diene der Operationalisierung des Bildungsniveaus der Mutter. Im Nationalen Bildungspanel wurden die ISCED-Stufen der Hauptbezugsperson des Kindes, welche größtenteils die leibliche Mutter (90,4 %) ² war, erhoben. Die ISCED wurde von der United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization (UNESCO) (102) entwickelt und fand in der Version von 1997 Verwendung. Die Klassifikation berücksichtigt Schulbildung und Berufsausbildung bei der Gruppierung von Bildungsbereichen (103).

² Bei den Befragten der ausgewählten Stichprobe handelte es sich in 90,4 % der Fälle um die leibliche Mutter, in 8,8 % der Fälle um den leiblichen Vater. Der Restanteil von 0,8 % umfasste Pflege-, Adoptiv-, Stiefmutter, Pflegevater und Sonstige.

Unter Zusammenfassung der ISCED-Stufen gemäß der OECD-Klassifikation (104) erfolgte eine Kategorisierung der Variablen in die drei Bildungsgruppen „unterhalb des Sekundarbereichs II“ (ISCED 0–2), „Sekundarbereich II“ unter Einschluss des postsekundären nicht tertiären Bereichs (ISCED 3A–C und 4) und „Tertiärbereich“ (ISCED 5A–B und 6).

Als Informationen zur Familienstruktur wurden das Vorliegen einer Kernfamilie und Angaben zur Anzahl der Geschwister betrachtet. Die dichotome Variable zum Vorliegen einer Kernfamilie wurde aus der NEPS-Variablen zum Wohnort des Kindes generiert. Lebte das Kind bei nur einem Elternteil, bei Verwandten oder bei Anderen wie z. B. im Heim entsprach die Familienstruktur „keiner Kernfamilie“. „Eine Kernfamilie“ hingegen bezeichnete das Zusammenleben von dem Kind und beiden Elternteilen.

Die ordinalskalierte Variable Anzahl der Geschwister umfasste die drei gebildeten Kategorien „Einzelkind“, „ein Geschwisterkind“ und „mehr als ein Geschwisterkind“. Die Variable Wohnregion ermöglichte eine Differenzierung in die Regionen West- und Ostdeutschland. Wobei Berlin nach NEPS-Daten dem Osten zugeordnet wurde.

Die Kinder wurden in Hinblick auf das Vorliegen einer amtlich anerkannten Behinderung gruppiert. Die Information zum Vorliegen einer amtlich anerkannten Behinderung des Kindes wurde in der NEPS-Studie nach Auskunft der Hauptbezugsperson erhoben. Bei fehlenden Angaben zum Vorliegen einer anerkannten Behinderung wurde in dieser Arbeit eine gesonderte Kategorie gebildet. Die Variable fand im Rahmen einer Wiederholung der Regressionsanalyse unter Ausschluss aller Kinder mit amtlich anerkannten Behinderungen Verwendung.

3.3 Selektion der finalen Analytestichprobe

Es wurden Daten der Kindergartenkohorte, Startkohorte 2 (SC2), des Nationalen Bildungspanels in der Version SC2:3.0.0 genutzt (87). Für die vorliegende Arbeit wurde ein Querschnittsdesign mit Datenauswertung der zweiten Welle gewählt. Das Studiendesign wurde durch das NEPS-Design mit erstmaliger Erhebung des mathematischen Bildungsergebnisses in der zweiten Erhebungswelle festgelegt.

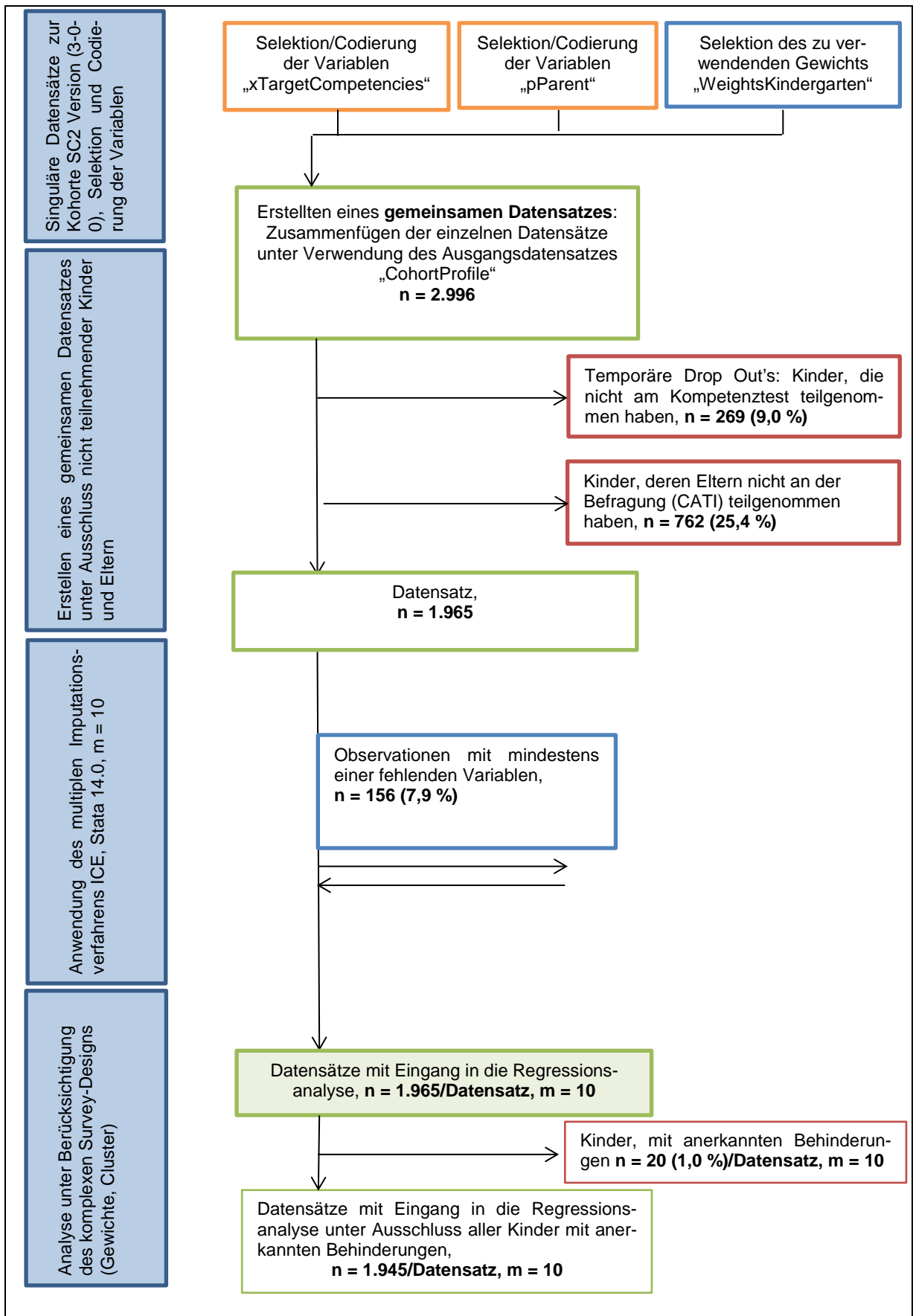


Abbildung 2 – Flussdiagramm zur Dokumentation der in die Analyse eingehenden Observationen.

Die ausgewählte Stichprobe umfasste alle an der Welle 2 teilnehmenden Kinder ($n = 2.996$) als Zielpersonen. Ausgeschlossen wurden Kinder ohne Teilnahme an dem mathematischen Kompetenztest ($n = 269$) und alle Kinder, deren Eltern nicht an der Befragung teilnahmen ($n = 762$). Die resultierende Stichprobe bestand aus 1.965 Kindergartenkindern im Alter von 5–6 Jahren (Mean 70,6 Monate, SD 3,8) mit einem Anteil von 50,7 % Jungen. Mit Hilfe eines vor der Regressionsanalyse durchgeführten multiplen Imputationsverfahrens (siehe Kapitel 3.4.4) konnte diese Fallzahl konstant gehalten werden. Entsprechend fanden insgesamt 1.965 Observationen Eingang in die Analysen (siehe Abbildung 2).

3.4 Analysemethoden

Die Analysen wurden mit der Stata Software, Version 14.0 ausgeführt. Im Vorfeld der Analysen, im Rahmen der Datenaufbereitung, wurde ein Umcodieren aller Missing Values in Stata Missing Values vorgenommen. Zudem erfolgte ein Merging der SUF-Einzeldatensätze, die die ausgewählten Variablen beinhalteten, zu einem gemeinsamen auszuwertenden Datensatz (siehe Abbildung 2).

3.4.1 Deskriptive Analyse der Stichprobe

Es wurde eine beschreibende Analyse der Stichprobe insgesamt und differenziert nach dem Gestationsalter unter Verwendung typischer statistischer Kenngrößen mit Berechnung der absoluten und relativen Häufigkeiten für kategoriale Variablen und dem arithmetischen Mittel und der Standardabweichung für stetige Variablen durchgeführt. Die Verteilung der stetigen Outcome-Variablen mit Lage- und Streuungsmaßen wurde graphisch mittels Histogramm und Boxplot veranschaulicht. Wobei ein Normal-Quantil-Plot zur ergänzenden visuellen Überprüfung des Vorliegens einer annähernden Normalverteilung angefertigt wurde. Mit Hilfe von Box Plots konnten Verteilungen der kindlichen mathematischen Kompetenz zwischen den Kategorien der einzelnen Variablen verglichen werden.

3.4.2 Bivariate Zusammenhangsanalyse des SES und aller unabhängigen Variablen

Es wurde eine bivariate Analyse für alle ausgewählten Indikatoren des SES durchgeführt, um den bereits aufgeführten Aspekt der Ergänzung der SES-Indikatoren zu gewährleisten. Um das Auftreten von Multikollinearitätsproblemen in nachfolgenden Analyseschritten zu vermeiden, wurde die Zusammenhangsanalyse auf alle unabhängigen Variablen, die Eingang in das Regressionsmodell fanden, ausgeweitet. Die Berechnung der Zusammenhangsmaße erfolgte in Abhängigkeit vom Skalenniveau der Variablen. So wurde für die jeweils ordinalskalierten Variablen des „höchsten familiären sozioökonomischen Status“ und des „Bildungsniveaus der Mutter“ der Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman (r_s) berechnet. Des Weiteren wurde der Koeffizient Cramer's V verwendet. Die Irrtumswahrscheinlichkeit wurde auf 1 % festgesetzt.

3.4.3 Berücksichtigung des komplexen Stichprobendesigns, Gewichtung der Daten und Cluster-Adjustierung

Da der zu untersuchenden Stichprobe unbalancierte Panel-Survey-Daten zugrunde lagen, erfolgte eine Berücksichtigung des komplexen NEPS-Stichprobendesigns zur Schätzung möglichst unverzerrter Standardfehler und Konfidenzintervalle (105, 106). Wie im Kapitel 2.6 dargestellt wurde, lag kein Simple Random Sampling sondern ein komplexes Studiendesign vor. Für die resultierende ungleiche Aufnahme-wahrscheinlichkeit der einzelnen Kindergartenkinder in die Stichprobe wurde durch Gewichtung der Daten korrigiert. Des Weiteren wurde mit Hilfe des verwendeten Gewichts, da es sich um ein zusammengesetztes Gewicht handelte, Verzerrungen durch Unit Non-Response entgegengewirkt. In der auszuwertenden Stichprobe konnte ein Anteil von 34 % an komplett fehlenden Daten im Sinne von Unit Non-Response verzeichnet werden. Zudem wurde durch die Cluster-Adjustierung berücksichtigt, dass sich Kinder innerhalb eines Kindergartens als Clustereinheit weniger stark in ihren Merkmalen unterscheiden.

Es wurde das in der separaten Datei „SC2_WeightsKindergarten“ zur Verfügung gestellte Querschnittsgewicht „w_tp2“ für Kinder und Eltern mit gemeinsamer Teilnahme an der Welle 2 ausgewählt. Dieses zusammengesetzte Gewicht korrigierte sowohl für das Sample Design als auch für Unit Non-Response (88).

Im Allgemeinen korrigieren Design-Gewichte für die ungleiche Wahrscheinlichkeit der Aufnahme des Einzelnen in die Stichprobe. Jedem Stichprobenfall wird der Kehrwert seiner Selektionswahrscheinlichkeit als Gewicht zugewiesen. In der Stichprobe repräsentiert jeder Fall eine dem Kehrwert seiner Selektionswahrscheinlichkeit entsprechende Anzahl von Individuen der Zielpopulation. Die Summe der Stichproben-Gewichte entspricht demnach der Populationsgröße. Durch die Korrektur mit Design-Gewichten erhält man somit eine unverzerrte Repräsentation der zugrundeliegenden Zielpopulation (106, 107). Mit Non-Response-Gewichten wird für die fehlende Teilnahme einer Person der Stichprobe an der durchgeführten Umfrage/Untersuchung korrigiert. Non-Response-Gewichte als solches sind Kehrwerte der geschätzten Teilnahme-Wahrscheinlichkeit eines Stichprobenfalls. Die Schätzungen werden mit Hilfe von Modellen zur Teilnahmebereitschaft durchgeführt. Damit soll Non-Response-Bias, der sich dadurch ergibt, dass eine Nicht-Teilnahme nicht rein zufällig sondern mit speziellen Merkmalen der Personen der Stichprobe verknüpft ist, vermieden werden. Um ein endgültiges Analyse-Gewicht zu erhalten, werden alle für die Gewichtung zu berücksichtigende Faktoren multipliziert (106). Detaillierte Beschreibungen zur Berechnung des verwendeten Gewichts sind dem NEPS Working Paper von Aßmann et al. (88) zu entnehmen. Entsprechend oben aufgeführter theoretischer Grundlagen wurde das verwendete Stichproben-Gewicht für die gemeinsame Teilnahme von Kindern und Eltern an der Welle 2 durch Multiplikation des Design-Gewichts für Kindergartenkinder mit dem Kehrwert der geschätzten gemeinsamen Teilnahmewahrscheinlichkeit erhalten. Wobei in der NEPS-Studie die Teilnahmewahrscheinlichkeits-Modelle mit bivariater probit Spezifikation geschätzt wurden. Die gemeinsame Teilnahmebereitschaft wurde statistisch signifikant durch 1) die zu Hause gesprochene Sprache, 2) das Leben des Kindes in einer Kernfamilie und 3) das Alter des Kindes beeinflusst (88).

In der vorliegenden Arbeit wurde in Stata für das komplexe Studiendesign mit dem „svy“ Kommando adjustiert. Im Vorfeld der Regressionsanalysen erfolgte eine einmalig ausgeführte Survey-Deklaration des Datensatzes mittels „svyset“. Dieses Kommando beinhaltet die Aufnahme der Kindergarten-Identifikation als Cluster-einheit und die Aufnahme des Gewichtes als Probability Weight (svyset ID_i [pweight = w_tp2]). Im Weiteren fand das „svy“-Präfix vor den auszuführenden Regressions-prozeduren Verwendung (svy: regress).

3.4.4 Umgang mit Missing Values, Item Non-Response

Für jede Variable wurde der Umgang mit Missing Values (MVs) im erstellten Analyseplan festgelegt (siehe Anhang 4). Die Methoden Last Observation Carried Forward (LOCF) mit Übernahme fehlender Informationen aus der Welle 1 und eine Multiple Imputation (MI) wurden angewendet.

Für die interessierende Zusammenhangsanalyse ist der Umgang mit der Expositions- und der Outcome Variablen gesondert hervorzuheben. Fehlende Werte der Expositionsvariablen „Frühgeburtlichkeit“ wurden nicht mit Hilfe des Multiplen Imputationsverfahrens ersetzt. Stattdessen wurde eine zusätzliche dritte Kategorie für die Missing-Values codiert.

Die Outcome-Variable als solches wurde Empfehlungen entsprechend in das Imputationsmodell aufgenommen (108–111). Die imputierten Observationen wurden nicht vom Analysemodell ausgeschlossen, da aufgrund des kleinen Anteils fehlender Werte 0,1 % ($n = 2$) mit keiner Verzerrung der Analyseergebnisse zu rechnen war.

Die Auswahl eines Imputationsverfahrens erfolgte, da durch dieses Verfahren 1) die Stichprobenfallzahl konstant gehalten werden konnte und 2) die Stichproben-Variabilität und damit die Unsicherheit durch fehlende Daten Berücksichtigung fand (112–114). Nach Anwendung der Ein-/Ausschlusskriterien umfasste die Stichprobe 1.965 Observationen. Davon wurden 156 Observationen (7,9 %) mit mindestens einer fehlenden Variablen dem Imputationsverfahren zugeführt. Unter Festlegung von zehn Imputationszyklen ($m = 10$) entstanden 10 vervollständigte Datensätze mit jeweils 1.965 Observationen. In der erstellten Datei befanden sich die 10 imputierten Datensätze und die originale Datei mit den Missing Values. Die Regressionsmodelle für den Zusammenhang zwischen der Frühgeburtlichkeit und der mathematischen Leistungsfähigkeit wurden programmintern für jeden imputierten Datensatz gesondert berechnet und als gepooltes Gesamtergebnis unter programminterner Anwendung der Regeln nach Rubin (115) ausgegeben.

Die Stata Procedure Imputation by Chained Equations (ICE, (116–118)) wurde genutzt. Als Typ des Imputations Algorithmus kam Multiple Imputation by Chained Equations (MICE) zur Anwendung. Dieses Imputationsverfahren wurde ausgewählt, da überwiegend fehlende Werte von kategorialen Variablen zu ersetzen waren. MICE ist angebracht für Variablen eines unterschiedlichen Typs (109), wohingegen

das alternative Verfahren der Multivariate-Normal-Imputation (MVNI) vorwiegend für kontinuierliche Variablen unter Annahme einer Normalverteilung Verwendung findet (109, 112, 114).

Vor der Ausführung des Imputationsverfahrens wurde das Muster fehlender Werte überprüft. Das Muster und die absolute Anzahl fehlender Observationen für die zu imputierten Variablen sind dem Anhang 3 zu entnehmen. Der größte Anteil fehlender Werte von 7 % ($n = 137$) betraf die Variable der Geschwisteranzahl. Die übrigen vier zu imputierenden unabhängigen Variablen „Sozioökonomischer Status der Familie“, „Kernfamilie“, „Wohnort“ und „Bildungsniveau der Mutter“ hatten Anteile fehlender Werte zwischen 0,1 % und 1,1 %.

Im Imputationsmodell wurden alle Variablen verwendet, die Eingang in das lineare Regressionsmodell als Analysemodell finden sollten (zum Imputationsmodell, siehe Anhang 5). Darüber hinaus wurden die Interaktionsterme berücksichtigt. Es wurden keine zusätzlichen Hilfsvariablen aufgenommen. Die Variablen „Anzahl der Geschwister“, „Bildungsniveau der Mutter“ und „höchster beruflicher Status der Eltern“ wurden mit Hilfe der ordinalen logistischen Regression imputiert. Bei den dichotomen Variablen „Wohnregion“ und „Kernfamilie“ kam die logistische Regression zur Anwendung. Für die kontinuierliche Variable der „Mathematische Kompetenz“ wurde unter Annahme einer Normalverteilung eine lineare Regression durchgeführt. Um Interaktionen im Analysemodell aufdecken zu können, wurden sämtliche Interaktionsterme in das Imputationsmodell aufgenommen (114). Nach vorausgehender Erzeugung der Interaktionsterme wurden diese passiv imputiert. Die in Stata verwendete Option „passive ()“ stellt sicher, dass die am Interaktionsterm beteiligten Variablen nicht mit Hilfe des Interaktionsterms vorhergesagt/imputiert werden (118, 119).

3.4.5 Lineare Regressionsanalyse

Es erfolgten eine einfache und eine multiple lineare Regressionsanalyse.

Da 1) die abhängige Variable intervallskaliert war und 2) ausschließlich Individualmerkmale betrachtet wurden, konnte eine lineare Regressionsanalyse durchgeführt werden. Dabei wurde mit der Anpassung von linearen Regressionsmodellen ein linearer Zusammenhang zwischen einer oder mehreren Prädiktor-Variablen und dem zu untersuchenden Outcome der kindlichen mathematischen Kompetenz als abhängige Variable angenommen. Die berechneten Regressionskoeffizienten beschreiben jeweils die Mittelwertdifferenzen der mathematischen Kompetenzen zwischen der untersuchten Kategorie und der Referenzkategorie unter Konstanthaltung/Kontrolle jeweils aller anderen Prädiktorvariablen. Zur Vervollständigung wird aufgeführt, dass der Intercept die geschätzte mittlere mathematische Leistungsfähigkeit für den Fall, dass alle Prädiktor-Variablen/Dummy-Variablen gleich Null sind, bezeichnet (120).

Die Kodierung der unabhängigen Variablen für die Regressionsanalyse findet sich in übersichtlicher Form im Anhang 6. Für die kategorialen unabhängigen Variablen mit mehr als zwei Kategorien k wurden $k - 1$ Dummy-Variablen, die als solche jeweils 0/1-codiert wurden, erzeugt. Die nicht in Form einer Dummy-Variablen repräsentierte Kategorie stellte jeweils die Referenzgruppe dar.

3.4.5.1 Das nicht-adjustierte und adjustierte Modell

Als Ausgangsmodell wurde ein nicht-adjustiertes Modell (Modell 1, siehe Formel (1)) mit dem „Gestationsalter“ als einzige erklärende Variable für die kindliche „mathematische Kompetenz“ erstellt.

$$\begin{aligned} Y_i &= \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i \\ Y_i &= \hat{Y}_i + \varepsilon_i \end{aligned} \tag{1}$$

Y	mathematische Kompetenz des Kindes als abhängige Variable
\hat{Y}	geschätzte mathematische Kompetenz
β_1, β_2	Regressionskoeffizienten
β_0	Intercept, Regressionskoeffizient
ε	Fehlerterm
i	für Observation i
X_1, X_2	Dummy-Variablen Gestationsalter als abhängige Variablen mit X_1 =Gestationsalter unbekannt, X_2 =Frühgeboren

Das adjustierte Vergleichsmodell (Modell 2) wurde durch manuelle schrittweise Rückwärtselimination der Variablen ausgehend vom vollen Modell (siehe Formel (2)) angepasst. Für den Ausschluss von Prädiktorvariablen wurde das Signifikanzniveau auf 0,1 festgelegt. Es erfolgte eine manuelle Variablen-Selektion, da für Survey-Daten in Verbindung mit dem „svy“ Kommando keine vom Programm schrittweise ausgeführte Vorwärts- oder Rückwärtsselektion zur Verfügung steht (121).

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i} + \beta_7 X_{7i} + \beta_8 X_{8i} + \beta_9 X_{9i} + \beta_{10} X_{10i} + \beta_{11} X_{11i} + \beta_{12} X_{12i} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Y	mathematische Kompetenz des Kindes
β_1 - β_{12}	Regressionskoeffizienten
β_0	Intercept, Regressionskoeffizient
ε	Fehlerterm
i	für Observation i
X_1, X_2	Dummy-Variablen Gestationsalter, mit X_1 =Gestationsalter unbekannt, X_2 =Frühgeboren
X_3	Geschlecht (1/0, 1=Männlich)
X_4	Migrationshintergrund (1/0, 1=Zuwanderungshintergrund)
X_5, X_6	Dummy-Variablen höchster Bildungsabschluss des Befragten, mit X_5 =Sekundarbereich II, X_6 =Tertiärbereich
X_7, X_8	Dummy-Variablen höchster familialer Sozioökonomischer Status, mit X_7 =mittlerer Status, X_8 =hoher Status
X_9, X_{10}	Dummy-Variablen Geschwisteranzahl, mit X_9 =ein Geschwisterkind, X_{10} =mehr als ein Geschwisterkind
X_{11}	Wohnregion (1/0, 1=Ostdeutschland)
X_{12}	Familienstruktur (1/0, 1=keine Kernfamilie)

In Stata wurde das präfix „mim“ (mim: svy: regress, (122, 123)) verwendet, um lineare Regressionsanalysen für die zehn imputierten Datensätze mit Ausgabe einer berechneten Gesamtanalyse zu veranlassen. Die Ausgabe der Gesamtanalyse beinhaltete für jede unabhängige Variable die geschätzten Regressionskoeffizienten, deren Standardfehler, 95 %-Konfidenzintervalle, die Teststatistik, die p-Werte und Fraction of Missing Information (FMI)-Werte. Die interessierende Effektstärke des Zusammenhanges zwischen Frühgeburtlichkeit und mathematischer Kompetenz wurde durch den Regressionskoeffizienten (β_2) der unabhängigen Dummy-Variablen „Frühgeboren“ (X_2) angegeben.

Zurückgeführt auf das zugrundeliegende Standardverfahren wurde für die Dummy-Variable „Frühgeboren“ sowie für jede unabhängige Variable im Modell getestet, ob die Nullhypothese ($H_0: \beta_x = 0$), die besagt, dass der Regressionskoeffizient gleich Null ist, verworfen werden konnte. Eine Ablehnung der Nullhypothese führte zur Annahme der Gegenhypothese ($H_1: \beta_x \neq 0$), dass der Regressionskoeffizient von Null verschieden ist. Dieses bedeutet, dass die entsprechende getestete unabhängige Variable, deren Regressionskoeffizient von Null verschieden ist, einen Einfluss auf die abhängige Variable hat. Ein statistisch signifikantes Testergebnis wurde auf dem festgelegten Signifikanzniveau von 0,05, d. h., mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %, angenommen. Auf Populationsebene beinhalten bei wiederholten Stichprobenziehungen 95 % der Konfidenzintervalle den wahren Schätzwert. Das Konfidenzintervall sollte den Nullwert bei einer auf das Outcome einflussnehmenden unabhängigen Variablen nicht umschließen (105).

3.4.5.2 Interaktionseffekte im linearen Regressionsmodell

Es wurde das Vorliegen möglicher Interaktionen zwischen der „Frühgeburtlichkeit“ und 1) dem „kindlichen Geschlecht“, 2) dem „Migrationsstatus“ und 3) den Variablen des familiären SES „Sozioökonomischer Status“ und „Bildungsniveau der Mutter“ in Bezug auf das kognitive Outcome auf einem Signifikanzniveau von 0,1 getestet. Damit wurde untersucht, ob die Effektstärke des Zusammenhangs zwischen Frühgeburtlichkeit und mathematischer Leistungsfähigkeit von der Merkmalsausprägung der zu untersuchenden Variablen abhängt.

Dazu wurden alle gebildeten Interaktionsterme der zu prüfenden nominalskalierten erklärenden Variablen nacheinander in das adjustierte Modell aufgenommen. Die so gebildeten Modelle wurden fortlaufend nummeriert und werden im Weiteren als Modelle 3–6 bezeichnet. Zur Modellierung der Interaktionseffekte in dem einzelnen Modell wurden alle möglichen Kombinationen der Kategorien der Variable „Frühgeburtlichkeit“ und der Kategorien der zu prüfenden Variablen außer den jeweiligen Referenzkategorien beachtet. Die Kombinationen gingen als Produktterme in die jeweiligen Modelle ein. Als Beispiel wird an dieser Stelle die mathematische Formel zum Modell für die untersuchte Interaktion zwischen der „Frühgeburtlichkeit“ und dem „Bildungsniveaus der Mutter“ aufgeführt (Modell 6, siehe Formel (3)).

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_{\dots} X_1 X_{5i} + \beta_{\dots} X_2 X_{5i} + \beta_{\dots} X_1 X_{6i} + \beta_{\dots} X_2 X_{6i} + \varepsilon_i \quad (3)$$

Y	mathematische Kompetenz des Kindes
β_1 - β_{\dots}	Regressionskoeffizienten
β_0	Intercept, Regressionskoeffizient
ε	Fehlerterm
i	für Observation i
X_1, X_2	Dummy-Variablen Gestationsalter, mit X_1 =Gestationsalter unbekannt, X_2 =Frühgeboren
X_5, X_6	Dummy-Variablen Bildungsniveau der Mutter, mit X_5 =Sekundarbereich II, X_6 =Tertiärbereich
$X_1 X_5, X_1 X_6, X_2 X_5, X_2 X_6$	Interaktionsterme zwischen den kategoriellen Variablen Frühgeburtlichkeit und dem erzielten Bildungsniveau der Mutter

Für die Variablen „familiärer SES“ und „Bildungsniveau der Mutter“ mit mehr als zwei Kategorien erfolgte zur Überprüfung der Interaktion jeweils eine Testung des Gesamteffektes mit einem Signifikanzniveau von 0,1. Dabei sollte die Nullhypothese verworfen werden, dass alle Regressionskoeffizienten der gebildeten Interaktionsterme gleich Null sind. Eine Ablehnung der Hypothese bedeutet, dass mindestens ein Regressionskoeffizient von Null verschieden ist. In Stata wurde das Kommando „mim: testparm“ ausgeführt (124).

3.4.5.1 Multiple lineare Regressionsanalyse unter Ausschluss aller Kinder mit anerkannter Behinderung

Zudem erfolgte die Schätzung des adjustierten Modells unter Ausschluss von Kindern mit einer anerkannten Behinderung ($n = 20$) (Modell 7). Damit wurde die Zusammenhangsanalyse für Kinder ohne anerkannte Behinderung ($n = 1.808$; 93,0 %) und Kinder mit fehlenden Angaben zum Behinderten-Status ($n = 137$; 7,0 %) ausgeführt ($n = 1.945$). Vom imputierten Gesamtdatensatz wurden $11 \times 20 = 220$ Observationen ausgeschlossen.

3.4.6 Residualanalyse

Um die Annahme zu prüfen, dass der Mittelwert der Residuen gleich Null ist, wurde ein Residual-vs.-Fitted-Plot erstellt. Ausgehend vom angepassten Endmodell erfolgte die Abtragung der Residuen auf der y-Achse gegen die vorhergesagten Schätzwerte der mathematischen Kompetenz auf der x-Achse. Es sollte nicht nur der Mittelwert der Residuen gleich Null sein, sondern darüber hinaus sollte der Mittelwert an jedem Punkt der x-Achse gleich Null sein (105). Des Weiteren wurden visuell die Annahmen einer vorliegenden Normalverteilung der Residuen und die Homogenität der Varianz überprüft. Weitere spezielle Diagnosetechniken wurden nicht angewendet.

3.4.7 Sensitivitätsanalyse

Es erfolgte die Schätzung eines linearen gemischten Modells (Linear Mixed Models, Modell 8). Lineare gemischte Modelle sind als solches Mehrebenenmodelle.

D. h., durch Anpassung eines Modells könnte sowohl der Einfluss von Variablen der Individualebene als auch der Einfluss von Variablen anderer Ebenen, wie z. B. Variablen der Kindertageebene, auf die mathematische Leistungsfähigkeit untersucht werden. Im Rahmen der ausgeführten Sensitivitätsanalyse zur Bestätigung robuster Ergebnisse der linearen Regressionsanalyse mit Begrenzung auf die Betrachtung der Individualebene wurde dieses Potential nicht genutzt.

Es erfolgten 1) die Analyse mit imputierten Daten und 2) eine Gewichtung der Daten auf Individualebene (mim: xtmixed Variables [pweight = w_tp2] || ID_i:). Im Unterschied zur linearen Regressionsanalyse wurde ein Random Intercept Model mit einem Zufallseffekt auf Kindertageebene definiert. Es wurde somit eingeräumt, dass die geschätzte mittlere mathematische Leistungsfähigkeit zwischen den Kindertagen differieren kann. Methodisch vergleichbar erfolgte zur Modellbildung eine schrittweise Rückwärtsselektion der Prädiktoren mit einem festgelegten Signifikanzniveau von 0,1 für die Variablenelimination.

4 Ergebnisse

4.1 Beschreibung der finalen Analysestichprobe

Die ungewichtete Studienstichprobe der Welle 2 umfasste 1.965 Kinder aus 272 Kindergärten mit einem Anteil von 50,7 % Jungen und einem Durchschnittsalter von 5 Jahren (Mean 5,4; SD 0,49; Min 5; Max 6).

Lt. Befragung der Eltern waren 83,4 % der Kinder termingerecht geboren und 9,6 % frühgeboren. Da die Informationen zum Gestationsalter in der Welle 1 erhoben wurden, ergab sich für die Welle 2 ein Anteil von 7 % mit fehlenden Angaben zum Gestationsalter.

Die WLEs für die mathematische Leistungsfähigkeit der Kinder als zu betrachtendes Outcome nahmen Werte zwischen -4,52 bis 4,72 auf der Logit-Skala an. Der Mittelwert der Personenfähigkeit betrug 0,16 logits (Mean 0,16; SD 1,12; Median 0,2; Schiefe -0,06). Die WLEs waren annähernd normalverteilt (Abbildung 5 und Abbildung 6). Es waren nur 0,1 % (n = 2) fehlende Werte zu verzeichnen.

Tabelle 2 gibt Auskunft über die deskriptiven Informationen zu den verwendeten Variablen für die gesamte Stichprobe sowie für die Stichprobe differenziert nach dem Gestationsalter. In der ungewichteten Stichprobe war der überwiegende Anteil der Frühgeborenen männlich (58 % der Frühgeborenen vs. 49,7 % der termingerecht Geborenen, Abbildung 3). Im Vergleich der äußeren HISEI-Quartile stammten 41,5 % der Frühgeborenen aus Familien mit sehr niedrigem SES und 13,8 % aus Familien mit sehr hohem SES (vs. 30,9 % und 16,2 % in der Gruppe der termingerecht Geborenen). Die Mütter Frühgeborener gehörten überwiegend zum mittleren Bildungsbereich dem Sekundarbereich II (62,2 %). Der übrige Anteil verteilte sich im Verhältnis 2:1 auf den höchsten (Tertiärbereich, 25,5 %) und den niedrigsten (<Sekundarbereich II, 12,2 %) Bildungsbereich (vs. 53,5 %; 37,9 % und 8,6 % (4:1) in der Gruppe der termingerecht Geborenen) (Abbildung 4). Frühgeborene hatten in 29,8 % der Fälle einen Migrationshintergrund (vs. 26,5 % in der Gruppe der termingerecht Geborenen).

Tabelle 2 – Beschreibung der kennzeichnenden Variablen und der in die Regressionsanalyse eingehenden unabhängigen Variablen der Stichprobe, N = 1.965.

Informationen nach Angaben der Hauptbezugsperson des Kindes (CATI^a) und der von der Kindergartenleitung zur Verfügung gestellten Kindergartenliste (PAPI^b).

	Termingerecht geboren (n = 1.640)		Keine Angabe zum Gestationsalter (n = 137)		Frühgeboren (< 37. SSW) (n = 188)		Gesamt (n = 1.965)	
Alter des Zielkindes in Monaten, mean (SD)^c	70,615	(3,802)	70,956	(3,844)	70,665	(3,969)	70,644	(3,820)
Männliches Geschlecht Zielkind, n (%)	815	(49,7)	73	(53,3)	109	(58,0)	997	(50,7)
SES (Sozioökonomischer Status) höchste berufliche Stellung der Eltern (HISEI)^d, n (%)								
niedrig	507	(30,9)	49	(35,8)	78	(41,5)	634	(32,3)
mittel	853	(52,0)	60	(43,8)	83	(44,2)	996	(50,7)
hoch	266	(16,2)	21	(15,3)	26	(13,8)	313	(15,9)
MV ^e	14	(0,9)	7	(5,1)	1	(0,5)	22	(1,1)
Bildungsbereich - Zugehörigkeit des Befragten (ISCED)^f, n (%)								
< Sekundarbereich II	141	(8,6)	28	(20,4)	23	(12,2)	192	(9,8)
Sekundarbereich II ^g	878	(53,5)	65	(47,5)	117	(62,2)	1.060	(53,9)
Tertiärbereich	621	(37,9)	42	(30,7)	48	(25,5)	711	(36,2)
MV ^e	0	(0,0)	2	(1,5)	0	(0,0)	2	(0,1)
Familienstruktur, n (%)								
Kernfamilie	1.460	(89,0)	109	(79,6)	162	(86,2)	1.731	(88,1)
keine Kernfamilie	179	(10,9)	28	(20,4)	23	(12,2)	230	(11,7)
MV ^e	1	(0,1)	0	(0,0)	3	(1,6)	4	(0,2)
Geschwister, n (%)								
Einzelkind	352	(21,5)	0	(0,0)	48	(25,5)	400	(20,4)
Ein Geschwisterkind	861	(52,5)	0	(0,0)	91	(48,4)	952	(48,5)
Geschwisterkind, > 1	427	(26,0)	0	(0,0)	49	(26,1)	476	(24,2)
MV ^e	0	(0,0)	137	(100,0)	0	(0,0)	137	(7,0)
Wohnregion, n (%)								
Westdeutschland	1.305	(79,6)	106	(77,4)	159	(84,6)	1.570	(79,9)
Ostdeutschland ^h	335	(20,4)	29	(21,2)	29	(15,4)	393	(20,0)
MV ^e	0	(0,0)	2	(1,5)	0	(0,0)	2	(0,1)
Migrationshintergrund, n (%)								
Kein Migrationshintergrund	1.205	(73,5)	91	(66,4)	132	(70,2)	1.428	(72,7)
Migrationshintergrund	435	(26,5)	46	(33,6)	56	(29,8)	537	(27,3)
Anerkannte Behinderung, n (%)								
Ohne anerkannte Behinderung	1.629	(99,3)	0	(0,0)	179	(95,2)	1.808	(92,0)
Keine Angabe zum Status	0	(0,0)	137	(100,0)	0	(0,0)	137	(7,0)
Anerkannte Behinderung	11	(0,7)	0	(0,0)	9	(4,8)	20	(1,0)

a CATI, Computer Assisted Telephone Interview.

b PAPI, Paper and Pencil Interview.

c Angabe des Mittelwertes (mean) und der Standardabweichung (SD) für kontinuierliche Variablen.

d HISEI, Highest International Socio-Economic Index (ISEI-88), kategorisiert in HISEI-Quartile, unter Zusammenfassung der mittleren Quartile zum Vergleich des niedrigsten mit dem höchsten HISEI-Quartil. Der International Socio-Economic Index berücksichtigt Beschäftigung und Einkommen.

e MV (Missing Value), fehlender Wert; Wert nach Last Observation Carried Forward und vor Anwendung des Multiplen Imputationsverfahrens.

f ISCED, International Standard Classification of Education, berücksichtigt werden Schulbildung und Berufsausbildung des Befragten.

g Sekundarbereich II, postsekundärer nicht tertiärer Bereich eingeschlossen.

h Ostdeutschland, Berlin eingeschlossen.

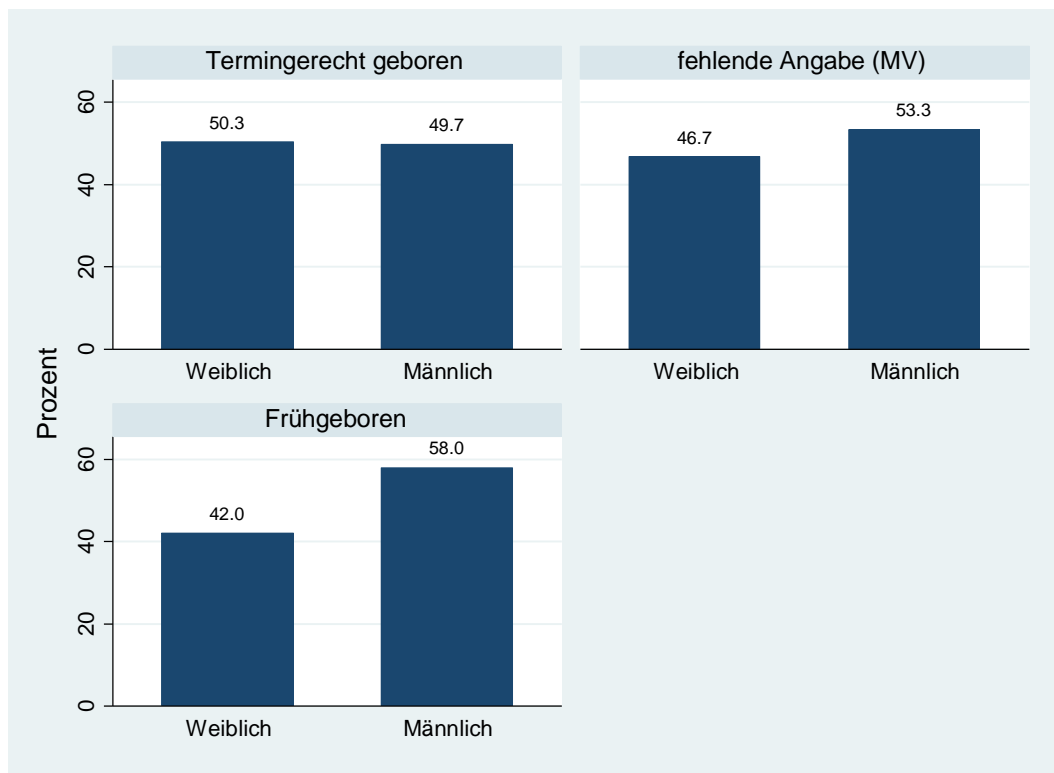


Abbildung 3 – Relative Häufigkeitsverteilung des kindlichen Geschlechts unterteilt nach dem Gestationsalter in der ungewichteten Stichprobe, N = 1.965.
MV, Missing Value.

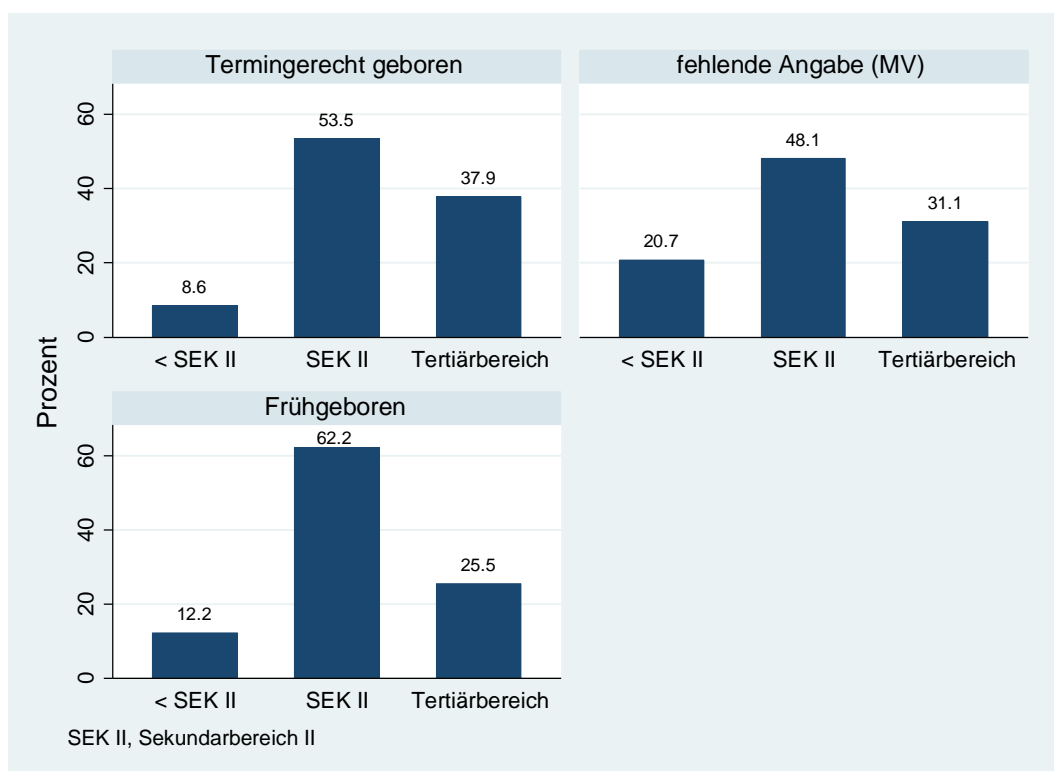


Abbildung 4 – Relative Häufigkeitsverteilung der Kinder nach dem Bildungsniveau der Mutter (ISCED) unterteilt nach dem Gestationsalter in der ungewichteten Stichprobe, n = 1.963.
MV, Missing Value; SEK II, Sekundarbereich II.

Deskriptive Angaben zum Outcome sind differenziert nach dem Gestationsalter der Tabelle 3 zu entnehmen. Frühgeborene zeigten im Mittel eine leicht unterdurchschnittliche Leistung (Mean -0,133 logits), wohingegen termingerecht Geborene eine leicht überdurchschnittliche Leistung (Mean 0,209 logits) zeigten. Aufgrund der deskriptiven Analyse ergab sich eine Mittelwertdifferenz der mathematischen Leistungsfähigkeit zwischen Frühgeborenen und termingerecht Geborenen von -0,342 logits.

Tabelle 3 – Ergebnisse des mathematischen Kompetenztests der Kindergartenkinder (N = 1.965), Deutschland 2012.

	Termingerecht geboren (n = 1.640)		Keine Angabe zum Gestationsalter (n = 137)		Frühgeboren (< 37. SSW) (n = 188)		Gesamt (n = 1.965)	
	Mean ^c	SD ^d	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
Kompetenz des Zielkin- des, Outcome								
Mathematische Kompetenz, WLE ^a	0,209	(1,108)	-0,073	(1,146)	-0,133	(1,108)	0,157	(1,116)
MV ^b	1		1		0		2	

- a WLE, Weighted Likelihood Estimate.
 b MV (Missing Value), fehlender Wert.
 c Mean, Mittelwert.
 d SD, Standardabweichung als Streuungsmaß.

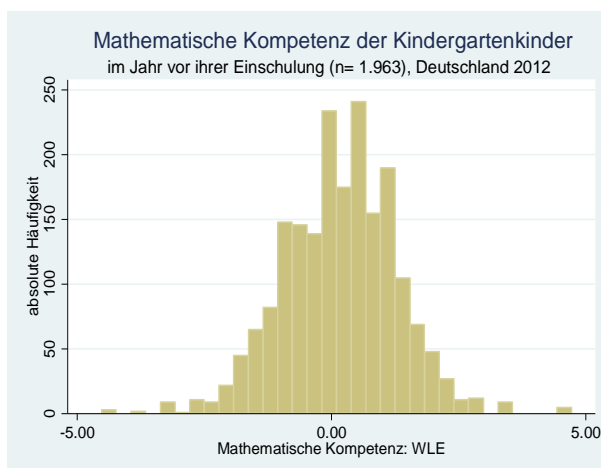


Abbildung 5 – Histogramm zur Darstellung der Häufigkeitsverteilung der mathematischen Kompetenz in der Gesamtstichprobe, n = 1.963.

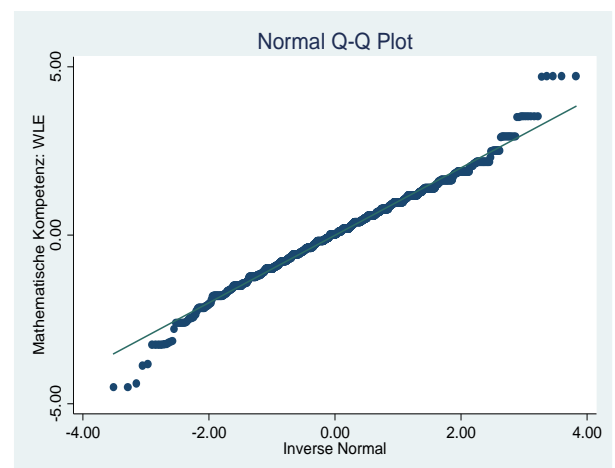


Abbildung 6 – Q-Q Plot, Quantile mathematischer Kompetenz gegen Quantile der Normalverteilung, n = 1.963.

Ein graphischer Vergleich der mathematischen Leistungsfähigkeit von Kindern mit unterschiedlichem Gestationsalter erfolgte durch Darstellung der Verteilungen mit Hilfe von Box-Plots (Abbildung 7). Die Gruppen der termingerecht- und Frühgeborenen zeigten eine nahezu symmetrische Personenparameterverteilung. Die Mittellinie der Box kennzeichnend für den Median senkte sich über die dargestellten Gruppen termingerecht Geboren (Median 0,202 logits), fehlende Angaben zum Gestationsalter und Frühgeborenen (Median -0,176 logits) ab. Der graphische Vergleich, der beim Vergleich der Mediane robust für Ausreißer ist, unterstützte die Annahme, dass Frühgeborene im Vorschulalter über eine niedrigere mathematische Kompetenz verfügen als termingerecht Geborene.

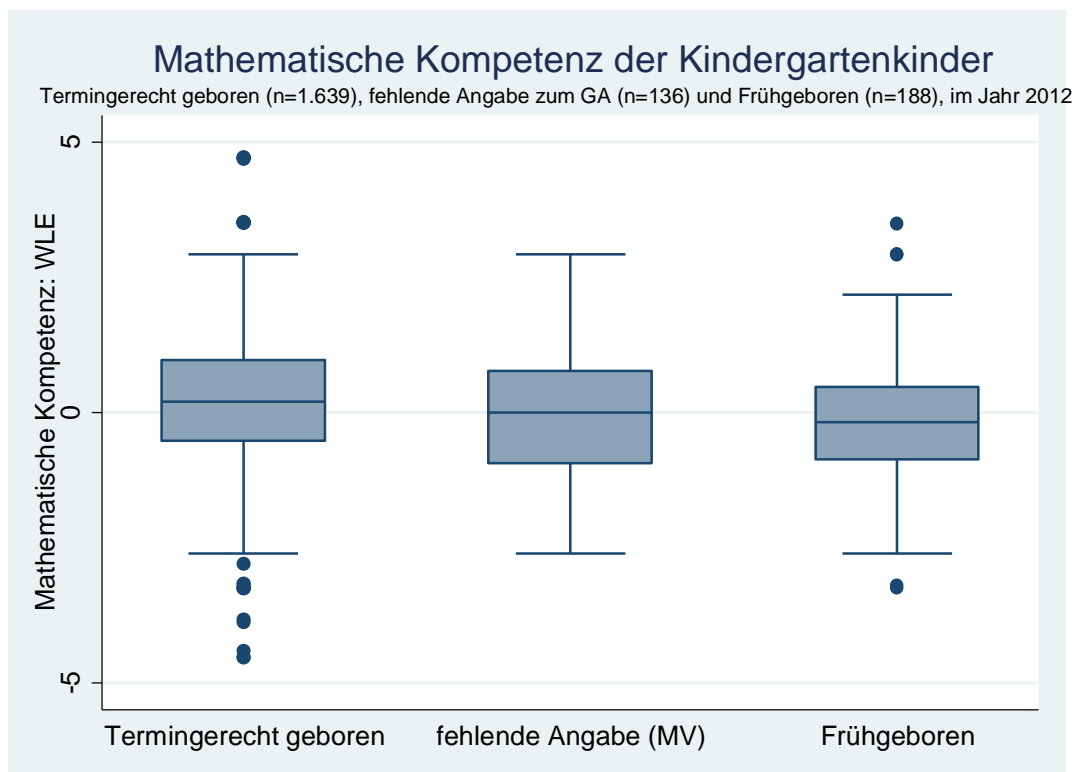


Abbildung 7 – Box-Plots, mathematischen Kompetenz der Kinder geschichtet nach dem Gestationsalter, n = 1.963.

GA, Gestationsalter; WLE, Weighted Likelihood Estimate; MV, Missing Value.

Die Ergebnisse des Verteilungsvergleichs der mathematischen Kompetenz und der Kategorien des Gestationsalters differenziert nach den zu untersuchenden Interaktionsvariablen sind den folgenden Abbildungen (Abbildung 8 bis Abbildung 11) zu entnehmen.

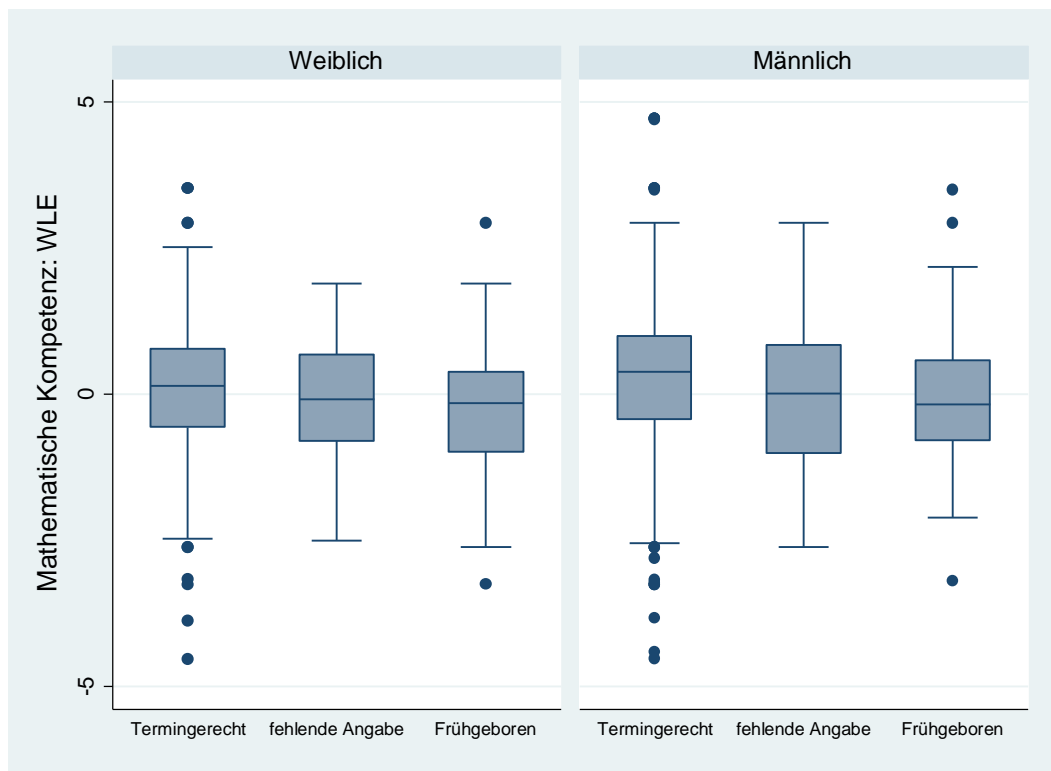


Abbildung 8 – Vergleich der Verteilung der Variablen mathematische Kompetenz über die Kategorien der Variablen Frühgeburtlichkeit unterteilt nach dem Geschlecht des Kindes, n = 1.963.

WLE, Weighted Likelihood Estimate.

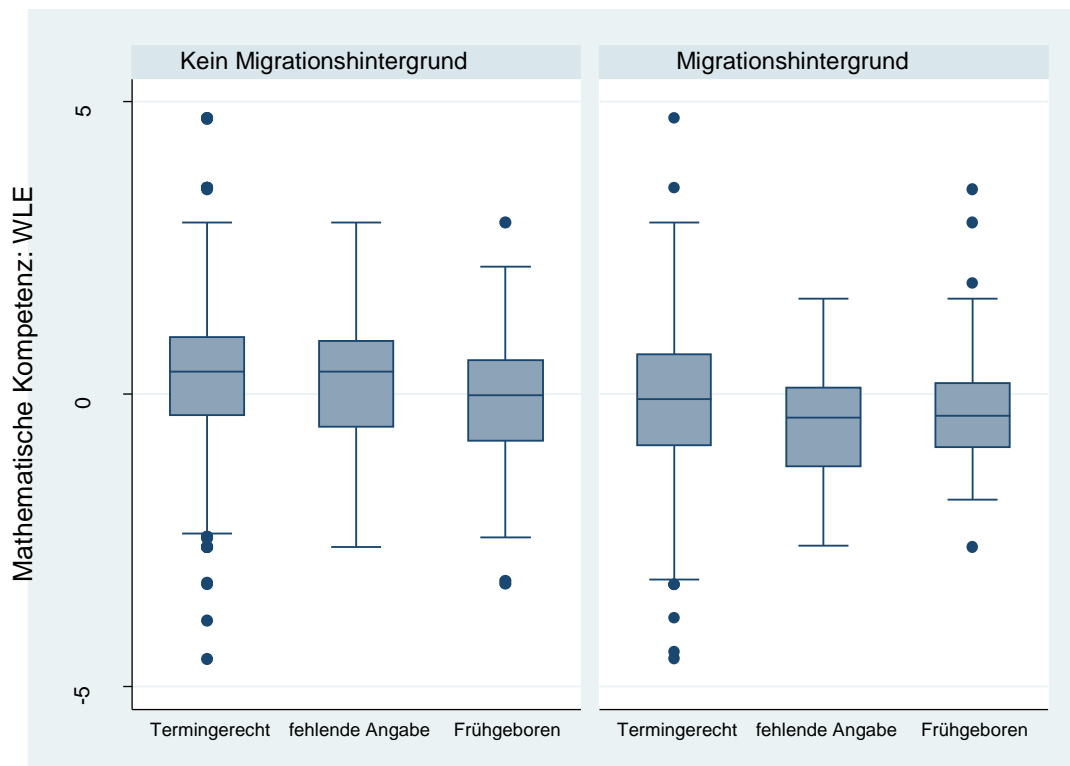


Abbildung 9 – Vergleich der Verteilung der Variablen mathematische Kompetenz über die Kategorien der Variablen Frühgeburtlichkeit unterteilt nach dem Migrationshintergrund des Kindes, n = 1.963.

WLE, Weighted Likelihood Estimate.

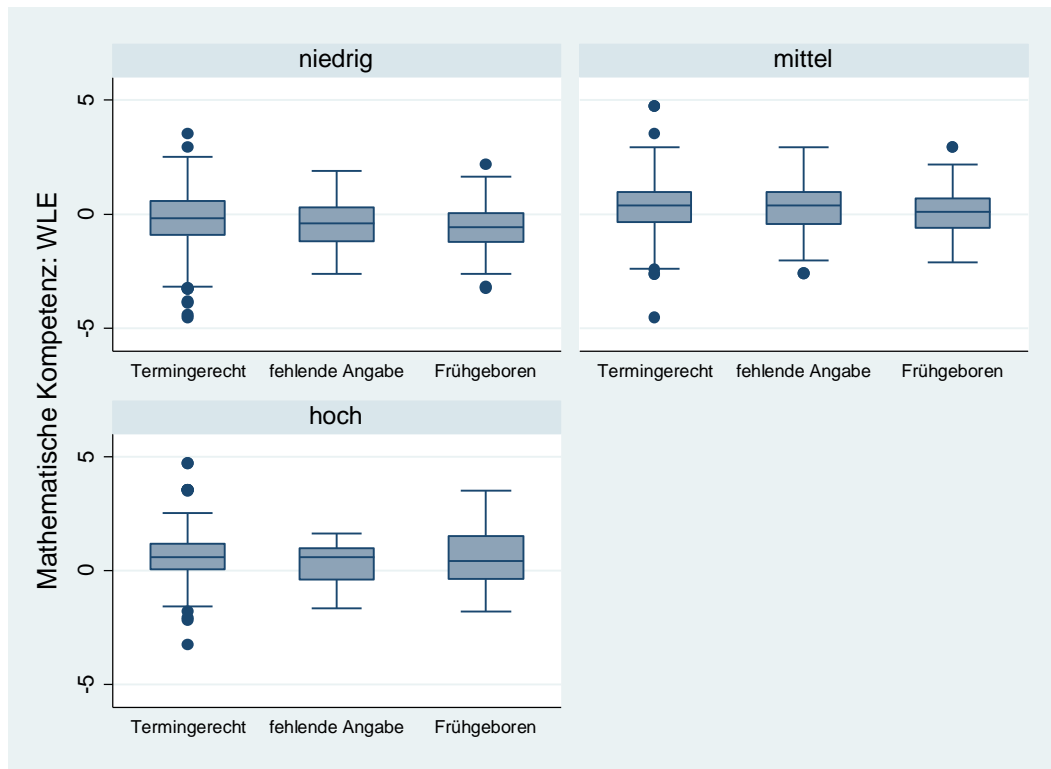


Abbildung 10 – Vergleich der Verteilung der Variablen mathematische Kompetenz über die Kategorien der Variablen Frühgeburtlichkeit unterteilt nach dem sozioökonomischen Status (HISEI), n = 1.942.

WLE, Weighted Likelihood Estimate.

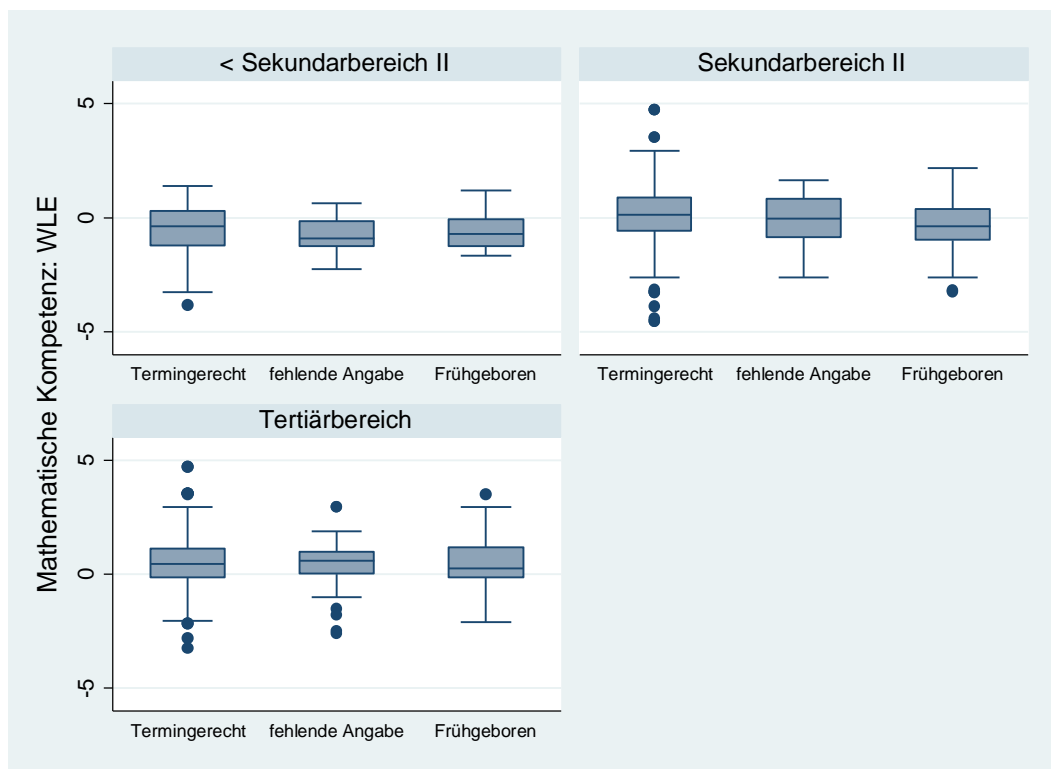


Abbildung 11 – Vergleich der Verteilung der Variablen mathematische Kompetenz über die Kategorien der Variablen Frühgeburtlichkeit unterteilt nach dem Bildungsniveau der Mutter (ISCED), n = 1.961.

WLE, Weighted Likelihood Estimate.

4.2 Bivariate Zusammenhangsanalyse

Zwischen den Variablen des SES und allen unabhängigen Variablen mit Eingang in die Regressionsanalyse fanden sich keine hohen oder sehr hohen Zusammenhangsmaße mit Koeffizienten $> 0,5$. Es ergab sich jeweils ein statistisch signifikanter mittelstarker Zusammenhang zwischen dem höchsten familiären sozioökonomischen Status und dem Bildungsniveau der Mutter ($r_s = 0,44$, $p \leq 0,0001$ /Cramer's $V = 0,34$, $p < 0,001$) und zwischen dem Migrationshintergrund und dem Bildungsniveau der Mutter (Cramer's $V = 0,31$, $p < 0,001$). Alle weiteren statistisch signifikanten Zusammenhänge waren mit Zusammenhangskoeffizienten $< 0,2$ von geringer Stärke.

4.3 Lineare Regressionsanalyse

4.3.1 Nicht-adjustierte und adjustierte Mittelwertdifferenzen

Frühgeborene hatten im Vergleich zu termingerecht Geborenen eine um 0,44 Schätzwerte auf der Logit-Skala schlechtere mittlere mathematische Leistungsfähigkeit ($\beta = -0,44$; $p = 0,006$; SE 0,16; 95 %-KI [-0,75; -0,12]), (Tabelle 4).

Die Mittelwertdifferenz zwischen Frühgeborenen und termingerecht Geborenen verminderte sich um 0,08 Punktwerte auf der Logit-Skala, wenn für wesentliche Einflussfaktoren adjustiert wurde.

Tabelle 4 – Geschätzte Regressionskoeffizienten der einfachen und multiplen linearen Regressionsanalyse zum Zusammenhang zwischen Frühgeburtlichkeit und mathematischer Kompetenz, N = 1.965.

	(1) Modell 1, nicht-adjustiert β -Regressionskoeffizienten	(2) Modell 2, adjustiert β -Regressionskoeffizienten
Gestationsalter unbekannt	-0,308** (0,101)	-0,229* (0,100)
Frühgeboren	-0,437** (0,159)	-0,357* (0,148)
Konstante	0,175*** (0,045)	-0,530*** (0,129)
Observationen (N)	1.965	1.965

Anmerkungen: Standardfehler in Klammern; *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$;

Modell 2 adjustiert für höchste berufliche Stellung der Eltern, erreichtes Bildungsniveau der Mutter, Migrationsstatus und Geschlecht des Kindes.

Multiple Imputationsanalysen mit $m = 10$ und Berücksichtigung des komplexen Survey-Designs.

Adjustiert für die „höchste berufliche Stellung der Eltern“, das „höchstes Bildungsniveau der Mutter“, für den „Migrationsstatus“ und das „Geschlecht des Kindes“ war die geschätzte mittlere mathematische Leistungsfähigkeit der Frühgeborenen 0,36 Punktwerte auf der Logit-Skala geringer im Vergleich zu den termingerecht geborenen Kindern ($\beta = -0,36$; $p = 0,02$; SE 0,15; 95 %-KI [-0,65; -0,07]). Der Zusammenhang blieb nach Adjustierung statistisch signifikant.

Auf Bevölkerungsebene war die Einflussnahme des Gestationsalters auf die kognitive Leistungsfähigkeit im Vorschulalter statistisch signifikant.

Die berechneten Modelle und die gesamten Ergebnisausgaben in Stata sind im Anhang aufgeführt (siehe Anhang 7 und Anhang 8).

4.3.2 Interaktionseffekte

Zur Erklärung der kindlichen mathematischen Leistungsfähigkeit konnte ein statistisch signifikanter Interaktionseffekt auf dem angenommenen 10 % Level zwischen der Frühgeburtlichkeit und dem erzielten Bildungsniveau der Mutter nachgewiesen werden ($F = 3,33$; $p = 0,0358$). In Abhängigkeit des erreichten Bildungsabschlusses der Mutter waren ausgehend von einem negativen Haupteffekt für den Zusammenhang zwischen Frühgeburtlichkeit und mathematischer Kompetenz ($\beta = -0,07$; $p = 0,71$) ein negativer Interaktionseffekte für das mittlere mütterliche Bildungsniveau ($\beta = -0,51$; $p = 0,07$) und ein positiver Interaktionseffekte für das höchste mütterliche Bildungsniveau ($\beta = 0,16$; $p = 0,54$) zu verzeichnen (s. Tabelle 5). Demnach vergrößerte sich die Mittelwertdifferenz vom niedrigsten zum mittleren Bildungsniveau der Mutter statistisch signifikant um einen Schätzwert von 0,51 logits.

Die geschätzten Mittelwertdifferenzen der mathematischen Leistungsfähigkeit zwischen Frühgeborenen und termingerecht Geborenen betragen differenziert nach dem Bildungsniveau der Mutter aufgeführt nach aufsteigendem Bildungsniveau -0,07 logits, -0,58 logits und 0,09 logits. Frühgeborene von Müttern mit erzieltem mittlerem Bildungsabschluss hatten im Vergleich zu termingerecht Geborenen mit Müttern der gleichen Bildungszugehörigkeit eine um 0,58 logits niedrigere mittlere mathematische Kompetenz adjustiert für den Migrationsstatus, das Geschlecht des Kindes und den sozioökonomischen Status. Auf der Stufe des tertiären mütterlichen Bildungsniveaus ergab sich hingegen eine geringfügig bessere mittlere mathematische Leistungsfähigkeit von Frühgeborenen im Vergleich zu termingerecht Geborenen ($\beta = 0,09$).

Tabelle 5 – Geschätzte Regressionskoeffizienten der Regressionsanalyse zur Überprüfung der Interaktion zwischen dem Bildungsniveau der Mutter und der Frühgeburtlichkeit in der Einflussnahme auf die mathematische Kompetenz, N = 1.965.

	(6) Modell 6, adjustiert mit Interaktion höchster Bildungsabschluss des Befragten β-Regressionkoeffizienten
Gestationsalter unbekannt	-0,331+ (0,172)
Frühgeboren	-0,070 (0,186)
Sekundarbereich II	0,337** (0,121)
Tertiärbereich	0,460*** (0,137)
Gestationsalter unbekannt x Sekundarbereich II	0,057 (0,223)
Gestationsalter unbekannt x Tertiärbereich	0,226 (0,246)
Frühgeboren x Sekundarbereich II	-0,507+ (0,282)
Frühgeboren x Tertiärbereich	0,162 (0,263)
Konstante	-0,499*** (0,126)
Observationen (N)	1.965

Anmerkungen: Standardfehler in Klammern; *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05; + p < 0,1; Aufführung der Haupteffekte und der im adjustierten Modell einbezogenen Interaktionsterme. Adjustiert für höchste berufliche Stellung der Eltern, erreichtes Bildungsniveau der Mutter, Migrationsstatus und Geschlecht des Kindes.

Im Folgenden sind die statistisch nicht signifikanten Interaktionseffekte für die Frühgeburtlichkeit und den familiären SES, das Geschlecht und den Migrationshintergrund des Kindes aufgeführt.

Ausgehend von einem negativen Haupteffekt ($\beta = -0,54$, $p = 0,05$) verringerte sich die Mittelwertdifferenz um geschätzt 0,51 logits ($\beta = 0,51$; $p = 0,20$) vom niedrigsten zum höchsten HISEI Quartil. Der Leistungsunterschied war statistisch nicht signifikant kleiner für Kinder aus Familien mit hohem familiären SES im Vergleich zu Kindern aus Familien mit einem niedrigen SES adjustiert für das Bildungsniveau der Mutter, den Migrationshintergrund und das Geschlecht des Kindes. Die Mittelwertdifferenz betrug für Kinder aus Familien mit niedrigem SES -0,54 logits und für Kinder aus Familien mit hohem SES -0,03 logits.

Von Mädchen zu Jungen vergrößerte sich die Mittelwertdifferenz (Haupteffekt: $\beta = -0,32$; $p = 0,11$) um geschätzt 0,06 logits ($\beta = -0,06$; $p = 0,85$). Somit betrug die Mittelwertdifferenz für Mädchen -0,32 logits und für Jungen -0,38 logits.

Bei Kindern ohne Migrationshintergrund im Vergleich zu Kindern mit Migrationshintergrund verringerte sich die Mittelwertdifferenz (Haupteffekt: $\beta = -0,41$, $p = 0,03$) um geschätzt 0,14 logits ($\beta = 0,14$; $p = 0,64$). Die Mittelwertdifferenz betrug für Kinder ohne Migrationshintergrund -0,41 logits und für Kinder mit Migrationshintergrund -0,26 logits. Die Modelle 3–6 sind im Anhang (Anhang 9 bis Anhang 12) aufgeführt.

4.3.3 Multiple lineare Regressionsanalyse unter Ausschluss aller Kinder mit anerkannter Behinderung

Unter Ausschluss aller Kinder mit anerkannter Behinderung verminderte sich die Differenz der mittleren mathematischen Leistungsfähigkeit von Frühgeborenen im Vergleich zu termingerecht Geborenen von geschätzten 0,36 logits im adjustierten Modell auf 0,25 logits ($\beta = -0,25$; $p = 0,03$; SE 0,12; 95 %-KI [-0,48; -0,02]), siehe auch Anhang 13.

Tabelle 6 – Regressionsanalyse unter Ausschluss aller Kinder mit anerkannter Behinderung. Ein Vergleich der geschätzten β -Regressionskoeffizienten des angepassten Modells 8 (n = 1.945) mit den adjustierten β -Regressionskoeffizienten des angepassten Modells 2 (n = 1.965).

	(2) Modell 2, adjustiert β -Regressionskoeffizienten	(8) Modell 8, Ausschluss von anerkannten Behinderungen β -Regressionskoeffizienten
Gestationsalter unbekannt	-0,229* (0,100)	-0,229* (0,100)
Frühgeboren	-0,357* (0,148)	-0,251* (0,118)
Konstante	-0,530*** (0,129)	-0,532*** (0,129)
Observationen (N)	1.965	1.945

Anmerkungen: Standardfehler in Klammern; *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; Modelle adjustiert für höchste berufliche Stellung der Eltern, erreichtes Bildungsniveau der Mutter, Migrationsstatus und Geschlecht des Kindes.

4.4 Residualanalyse

Die Residuen waren annähernd normalverteilt. Der Mittelwert der Residuen war erwartungsgemäß vorgegeben durch die Anpassung eines Regressionsmodells Null. Darüber hinaus waren die Mittelwerte annähernd für jeden Punkt auf der x-Achse gleich Null und es lag annähernd Homoskedastizität vor (siehe Abbildung 12 und Abbildung 13).

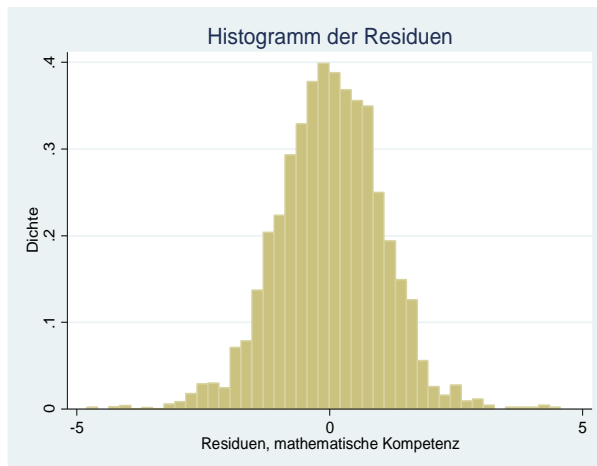


Abbildung 12 – Verteilung der Residuen des linearen Regressionsmodells zur Erklärung der mathematischen Kompetenz.

Aufgehend vom finalen Modell 6 ($n = 1.965$) mit Berücksichtigung der Interaktion zwischen der Frühgeburtlichkeit und dem erzielten Bildungsniveau der Mutter, adjustiert für höchste berufliche Stellung der Eltern, erreichtes Bildungsniveau der Mutter, Migrationsstatus und Geschlecht des Kindes.

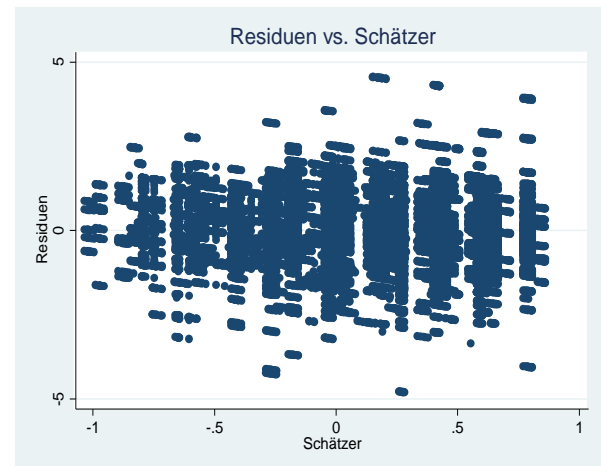


Abbildung 13 – Scatterplot der Residuen gegen die geschätzten Werte der mathematischen Kompetenz.

Aufgehend vom finalen Modell 6 ($n = 1.965$) mit Berücksichtigung der Interaktion zwischen der Frühgeburtlichkeit und dem erzielten Bildungsniveau der Mutter, adjustiert für höchste berufliche Stellung der Eltern, erreichtes Bildungsniveau der Mutter, Migrationsstatus und Geschlecht des Kindes.

4.5 Sensitivitätsanalyse

Dieselben Variablen fanden Eingang in die Sensitivitätsanalyse. Die β -Regressionskoeffizienten und p-Werte differierten nur leicht (siehe Anhang 14). Auch hier ergab sich eine statistisch signifikante negative Einzel-Interaktion für den mittleren Bildungsabschluss der Mutter ($\beta = -0,51$, $p = 0,05$). Der Gesamtinteraktionseffekt für Frühgeborene und dem Bildungsniveau der Mutter war auf dem angenommenen Signifikanzniveau von 0,1 statistisch signifikant ($F = 2,67$; $p = 0,069$).

5 Diskussion

5.1 Zusammenfassung der wichtigsten Studienergebnisse

In dieser Studie wurde die bis zur anstehenden Einschulung erworbene mathematische Alltagskompetenz frühgeborener Kindergartenkinder mit der ihrer termingeborenen Peers verglichen. Indem Daten des Bildungspanels NEPS ausgewertet wurden, konnte erstmals ein national repräsentativer Ansatz mit Aussagen zur Zielgruppe der 5- bis 6-jährigen Kinder, die 2012 einen Kindergarten in Deutschland besuchten, verfolgt werden.

Zur Einleitung der Diskussion werden im Folgenden die Hauptstudienergebnisse zusammengefasst: Die Frühgeborenen zeigten statistisch hoch signifikant schlechtere mittlere mathematische Leistungen als die Termingeborenen. Die geschätzten Gruppenmittelwerte, die als WLE-Schätzer gemessen wurden, differierten um 0,44 Punktwerte auf der Logitskala (-0,44 logits [-0,75; -0,12], $p = 0,006$).

Nach der Adjustierung für das kindliche Geschlecht, einen bestehenden Migrationshintergrund des Kindes, den familiären sozioökonomischen Status und den Bildungsstand der Mutter betrug die geschätzte Mittelwertdifferenz 0,36 logits und die Assoziation zwischen dem Gestationsalter und dem mathematischen Bildungsergebnis war weiterhin statistisch signifikant (-0,36 logits [-0,65; -0,07], $p = 0,02$).

Es wurden keine Interaktionseffekte zwischen dem Gestationsalter und dem kindlichen Geschlecht, einem bestehenden Migrationshintergrund oder der höchsten beruflichen Stellung der Eltern nachgewiesen. Unter Betrachtung von Einzelindikatoren für den familiären SES wurde ein Interaktionseffekt zwischen dem Gestationsalter und dem mütterlichen Bildungsniveau berechnet. Vom niedrigsten zum mittleren Bildungsniveau der Mutter vergrößerte sich die Mittelwertdifferenz unter Annahme eines Signifikanzniveaus von $p < 0,1$ statistisch signifikant um einen Schätzwert von 0,51 logits ($\beta = -0,51$, $p = 0,07$).

Unter Ausschluss aller Kinder mit amtlich anerkannten Behinderungen verringerte sich die geschätzte Mittelwertdifferenz, die den Unterschied der mittleren mathematischen Alltagskompetenz zwischen Frühgeborenen und Termingeborenen im frühen Kindesalter bezeichnet, auf 0,25 logits (-0,25 logits [-0,48; -0,02], $p = 0,03$).

5.2 Kritische Bewertung der angewendeten Methoden

Es wurde eine institutionsbasierte Stichprobe durchgeführt. Obgleich der Besuch eines Kindergartens in Deutschland freiwillig ist, wird dieses frühe Bildungsangebot von den meisten Familien angenommen. So besuchten im Jahr 2012 nach Angaben des statistischen Bundesamts 93,4 % aller Kinder im Alter von 3–5 Jahren einen Kindergarten (125). Es konnte zum frühestmöglichen Zeitpunkt die domänenspezifische mathematische Kompetenz der Kinder in direkter Testung unter Verwendung eines standardisierten Tests untersucht werden. Dabei wurden die Testleistungen der Frühgeborenen (< 37. SSW) mit denen der Termingeborenen (\geq 37. SSW) verglichen.

Die Zuordnung zur Fall- oder Kontrollgruppe erfolgte aufgrund der Merkmalsausprägung der dichotomen NEPS-Variablen zur Frühgeburtlichkeit des Kindes.

Angaben zur Frühgeburtlichkeit wurden im Rahmen eines computergestützten Telefoninterviews mit der Hauptbezugsperson des Kindes zum Zeitpunkt der 1. Welle erhoben. Die Hauptbezugsperson war in 90,4 % der Fälle die leibliche Mutter, in 8,8% der Fälle der leibliche Vater und in 0,8 % der Fälle ein Pflege-, Adoptiv- oder Stiefelternteil. Somit ist Recall- oder Reporting Bias nicht sicher auszuschließen.

Die meisten publizierten Studien (20, 21, 24, 29, 30, 59, 60) entnahmen die Information zum Gestationsalter der Geburtsurkunde. Die Information basiert damit auf klinischen Daten zur Schwangerschaftsdauer. Eine aktuelle Publikation basierend auf Daten der MCS (22) erhob das GA vergleichbar der vorliegenden Studie nach Angaben der Mutter. Wünschenswert bleibt eine Validierung der Angaben zur Frühgeburtlichkeit anhand medizinischer Befundberichte.

Die Fallgruppe bezeichnet alle Frühgeborenen mit einem GA unter der 37. SSW. Somit wurde die Gesamtgruppe der FG untersucht und die gefundenen Ergebnisse bezeichnen schwerpunktmäßig die mathematische Leistung der moderaten/späten FG, die den Hauptanteil dieser Gruppe ausmachen. Der sekundären Datenanalyse geschuldet war eine Subklassifizierung der FG nach ihrem Reifegrad aufgrund fehlender Informationen zum GA nicht möglich.

In publizierten Studien werden FG nach ihren Gestationsaltersgruppen untersucht. Die meisten Studien untersuchten die Hochrisikogruppe der extremen/sehr kleinen FG. Nur die wenigsten legten den Fokus der Betrachtung auf die moderaten/späten FG, die in ihrer mathematischen Leistungsfähigkeit vergleichsweise nicht so stark eingeschränkt waren wie die Ersteren. Untersuchungen über sämtliche Gestations-

altersgruppen führten beispielsweise Richards et al. (29) und Beauregard et al. (21, 22) durch. Entsprechend einer inversen Dosis-Wirkungs-Beziehung konnte gezeigt werden, dass die mathematische Leistung mit zunehmendem GA abnimmt (21, 22, 29). Zwischen den Studien variiert die Definition der Gestationsaltersklassen, so dass oftmals eine eingeschränkte Vergleichbarkeit vorliegt.

Eine Einteilung der FG nach Gestationsaltersgruppen ist insbesondere unter klinischen und therapeutischen Gesichtspunkten von Bedeutung (126). Da das untersuchte Thema fachübergreifend im Bereich der Medizin und der frühkindlichen Bildung anzusiedeln ist, liegt eine wesentliche methodische Herausforderung in der Verknüpfung von Bildungsdaten mit medizinischen Daten. Um GA-Gruppen untersuchen zu können, müssten dementsprechend die NEPS-Daten mit klinisch-medizinischen Daten verknüpft werden.

Die Kontrollgruppe der Studie bestand aus Termingeborenen mit einem Gestationsalter von mindestens 37 Wochen. Das Gestationsalter der Kontrollgruppe variiert zwischen den publizierten Studien. Termingeborene (19, 20, 24, 51, 56, 57, 59, 61), frühe (30) und volle Termingeborene (21–23, 29, 54, 55, 60) dienen als Vergleichsgruppen. Zunehmend belegen aktuelle Studien, dass selbst frühe Termingeborene noch schulische Leistungsschwächen im Vergleich zu vollen Termingeborenen aufweisen (7, 65). Wobei die mathematische Leistungsdifferenz mit zunehmendem Gestationsalter über die Gruppen der späten FG und frühen TG im Vergleich zu der Gruppe der vollen TG stetig weiter abnimmt (65). Daher ist anzunehmen, dass in der vorliegenden Studie im Vergleich zu Studien, die volle TG als Kontrollgruppe auswählten, die Assoziation zwischen Frühgeburtlichkeit und der mathematischen Leistung in einem geringfügigen Ausmaß unterschätzt wurde.

Das Bildungsergebnis wurde vergleichbar mit z. B. den Studien (21, 29, 30), die auf Daten der ECLS-B Kohorte basierten, mit einem eigens für die Kohorte entwickelten Mathematiktest erhoben. Insgesamt erschwert die Diversität der verwendeten Tests die Vergleichbarkeit der Testergebnisse zwischen den Studien.

Die mathematische Testkonzeption in NEPS basiert auf einem theoretischen Rahmenmodell, das dem der PISA-Studie (25) nachempfunden wurde. Dabei wird als zentrale Begrifflichkeit des theoretischen Konstruktes die mathematische Literacy, die im Kapitel 2.1.2.1 definiert wurde, herausgestellt. Sämtliche mathematische Inhaltsbereiche wie Quantität, Raum/Form, Veränderung/Beziehung und Daten/Zufall

wurden direkt und die den Inhaltsbereichen zugeordneten prozessbezogenen Kompetenzen indirekt überprüft (45, 127). Zwischen den publizierten Studien differieren die überprüften mathematischen Inhalte und nicht alle Arbeiten weisen diese aus. Eine Studie aus dem näheren Umfeld der vorliegenden Arbeit (30) überprüfte beispielsweise das numerische Verständnis, Zähloperationen, Mustererkennung und Geometrie.

Herauszustellen ist, dass mit Hilfe des standardisierten Tests die bis zum Schulalter erworbene Alltagskompetenz der Kinder überprüft wurde. Zudem ist im deutschen Bildungssystem eine bundeslandumfassende mathematische Testung vor dem Beginn der formalen Bildung einzigartig. Des Weiteren ist die im Rahmen von NEPS durchgeführte altersentsprechende material- und bilderbasierte Einzeltestung der Kindergartenkinder positiv zu bewerten. Die erfolgte direkte Testung der Kinder erlaubt eine weitgehende objektive Beurteilung ihrer mathematischen Kompetenz. Hingegen haben Lehrereinschätzungen und Elternbefragungen, als ebenfalls gebräuchliche Methoden (19, 23, 55), eine größere subjektive Beurteilungskomponente.

Der Test basierte wie in jüngeren Studien (17, 30) auf der IRT. Das Testergebnis bezeichnet einen Schätzwert der mathematischen Fähigkeit des Kindes, der anhand der richtig gelösten Test-Items berechnet und im NEPS-Datensatz zur Verfügung gestellt wurde. Als eine Besonderheit der IRT ist herauszustellen, dass unterschiedliche Schwierigkeitsgrade der gelösten Testitems bei der Leistungsbeurteilung des Kindes berücksichtigt werden können (128).

Es ist kritisch anzumerken, dass Information zur Bandbreite/Unsicherheit der geschätzten Kompetenz des Kindes verloren geht, wenn der Schätzer ohne Berücksichtigung des zugehörigen Standardfehlers als abhängige Variable in ein Regressionsmodell aufgenommen wird.

Einer Verzerrung durch Confounding Bias wurde durch die Erstellung eines DAGs entgegengewirkt. Der DAG führte zur Auswahl potentieller Störgrößen für den Zusammenhang zwischen der Frühgeburtlichkeit als Exposition und der mathematischen Kompetenz als Bildungsergebnis. Die Erstellung eines DAGs wurde z. B. ebenfalls von Beauregard et al. (21) verwendet. Die Anwendung der Methodik soll eine möglichst unverzerrte Schätzung der Effektgröße ermöglichen (94). Dabei sind Vollständigkeit und Richtigkeit des theoretischen Konstrukts entscheidend (94, 95).

Gemäß des DAGs erfolgte in vorliegender Arbeit eine Adjustierung für das Geschlecht/Migrationshintergrund des Kindes und den SES der Familie. In publizierten Studien, die späte Frühgeborene bzgl. ihrer frühen mathematischen Leistungsfähigkeit untersuchten, wurde für unterschiedliche Variablen adjustiert (siehe Anhang). Dieses bedingt eine eingeschränkte Vergleichbarkeit der Studienergebnisse.

Der SES wurde als einzelner Knotenpunkt in den DAG aufgenommen. Dabei umfasst die Begrifflichkeit sowohl soziale als auch ökonomische Aspekte (94). Um eine Überanpassung durch SES-Indikatoren zu vermeiden, wurde eine Rückwärtsselektion aller in das Regressionsmodell aufgenommenen unabhängiger Variablen durchgeführt.

Der Sozioökonomische Status der Familie ist eine anerkannte Störgröße für den Zusammenhang zwischen der Frühgeburtlichkeit als Exposition und dem Bildungsergebnis (99). Die Operationalisierung des SES mit Auswahl geeigneter SES-Indikatoren ist von besonderer Bedeutung. Die in der vorliegenden Studie ausgewählten Indikatoren höchste berufliche Stellung der Eltern (HISEI) und Bildung des Befragten (ISCED) bilden die Dimensionen Bildung, Beruf und indirekt Einkommen ab.

Des Weiteren wurden initial Variablen zur Familienstruktur, Haushaltsstruktur und Wohnregion in das Modell aufgenommen. Zum Beispiel belegten Nusinovic et al. (129), dass eine Trennung der leiblichen Eltern im frühen Kindesalter mit einem erhöhten Risiko für Schulleistungsminderungen im frühen Schulalter verbunden ist. Wobei die Forschergruppe fand, dass ausschließlich Frühgeborene, die sich im unteren Leistungsbereich befanden, von den Auswirkungen der Trennung betroffen waren (129).

Nach erfolgter Rückwärtsselektion der Variablen verblieben nur noch HISEI und ISCED als bedeutende die mathematische Leistung des Kindes maßgeblich beeinflussende SES-Indikatoren im Modell.

Die Variablen HISEI und ISCED bezeichnen nur indirekt das Haushaltseinkommen. Die erhobene NEPS-Variabel zum Haushaltseinkommen zeichnete sich charakteristisch für Befragungen zum Einkommen durch auffallend viele fehlende Werte (MV) aus (130), so dass keine ausreichenden Informationen zum Einkommen zur Verfügung standen.

Die Bildung des Befragten (ISCED) ist stellvertretend für die mütterliche Bildung er-

hoben worden. Nach der systematischen Übersichtsarbeit von Wong et Edwards ist die mütterliche Bildung der am häufigsten verwendete SES-Indikator (99). Das mütterliche Bildungsniveau nimmt Einfluss auf die fachspezifischen Schulleistungen Frühgeborener (24, 51, 131).

Mit dem HISEI und dem ISCED wurden zwei Einzelindikatoren zur sozialen Herkunft des Kindes erfasst. In den meisten Studien finden zusammengesetzte Indizes für den SES Verwendung. So nutzten z. B. Beauregard et al. (21) Bildung/Beruf der Eltern und das Haushaltseinkommen, Shah et al. (30) Mütterliche Bildung und Armut jeweils als zusammengesetzte Indikatoren des Haushalts-SES.

Die Verwendung von Einzelindikatoren, wie in der vorliegenden Studie, hatte den Vorteil, dass ihre Wirkung auf die mathematische Leistung des Kindes und ihre potentielle effektmodifizierende Wirkung auf die Frühgeburtlichkeit separat erfasst werden konnte. Dieses sorgt für ein besseres Verständnis der Bedeutung der Einzel-faktoren, die unterschiedliche Inhaltsbereiche des SES bezeichnen (130). Mit der erfolgten bivariaten Zusammenhangsanalyse konnte ein starker Zusammenhang der SES-Variablen ausgeschlossen werden.

Als auswertende Methode wurde die lineare Regressions-Analyse verwendet. Die berechneten β -Regressionskoeffizienten geben geschätzte Gruppenmittelwert-differenzen an. Dabei wurde in der vorliegenden Studie die geschätzte mittlere mathematische Leistungsfähigkeit der FG mit der der TG verglichen. Für einen direkten Vergleich der Studienergebnisse untereinander ist es empfehlenswert, normierte Mittelwertdifferenzen zu erheben.

Alternativ wurde in publizierten Arbeiten die Logistische Regressionsanalyse verwendet. Als Ergebnis wurden adjustierte Risk Ratios (aRRs) oder adjustierte Odds Ratios (aORs) für die FG-Gruppen berechnet, im Vergleich zu Termingeborenen unter einem zuvor festgelegten Grenzwert abzuschneiden. Dabei zeigten in der Regel Testwerte, die unter einer Standardabweichung unter dem Mittelwert lagen, bedeutende mathematische Leistungsminderungen an. Allerdings variierten die Definitionen des Outcomes und damit die Festlegung der Cut Off-Werte zwischen den Studien. Als Outcome wurden unterdurchschnittliche mathematischen Test-leistungen, mathematischen Leistungsminderungen mit Testwerten unter 1 SD oder 1,5 SD unter dem Mittelwert, Testleistungen unter der 5 %-Perzentile und andere definiert (s. Anhang 1).

Problematisch für die Vergleichbarkeit dieser Studien ist die nicht einheitliche Fest-

legung der verwendeten Cut Off-Werte. Ein Vorteil dieser auswertenden Methode ist, dass durch die Definition des Outcomes die Interpretation des Ergebnisses und seine praktische Bedeutung bereits im Vorfeld festgelegt werden.

Für das Vorschulalter fanden Nepomnyaschy et al. (59), dass gesunde späte Frühgeborene im Alter von 4 Jahren geschätzt schlechtere mittlere mathematische Fähigkeiten hatten als Termingeborene. Im Mathematiktest schnitten die späten FG geschätzt im Mittel einen Scorepunkt (-0,99 [-1,78; -0,19]) schlechter ab als die Termingeborenen. Damit wurde eine kleine Effektstärke erhoben. Die späten Frühgeborenen hatten vergleichsweise keine erhöhte Chance für eine bedeutende Leistungsschwäche mit Punktwerten ≥ 1 SD unter dem Mittelwert.

Nepomnyaschy et al. führten direkte Assessments der Kinder bezüglich ihrer mathematischen Leistung durch. Die mathematische Leistung wurde im Alter von 4 Jahren mit einem standardisierten eigens für die Kohorte entwickelten Test überprüft. Die Testitems basierten auf Items des Tests of Early Mathematics Ability-2 (TEMA-2). Mit Hilfe der Test-Items wurden die mathematischen Bereiche Nummernverständnis, Geometrie, numerische Zähloperationen und Mustererkennung geprüft. Zusammengesetzte Gesamtestscores wurden als Summen-Scores ermittelt. Zusätzlich zu Mittelwertvergleichen wurden von Nepomnyaschy et al. die Chancen Scores zu erzielen, die mindestens 1 SD unter dem Gesamtmittelwert lagen zwischen den Gruppen verglichen. Die Forschergruppe fand einen Zusammenhang zwischen der späten Frühgeburtlichkeit und der allgemeinen mathematischen Leistung im Vorschulalter und interpretierte ihr Ergebnis im Sinne einer kleinen Effektstärke (30, 59).

Auswirkungen von Adjustierung und Definition/Operationalisierung des untersuchten mathematischen Outcomes auf die gefundenen Studienergebnisse wurden deutlich von Nepomnyaschy et al. (59) aufgezeigt. Durch die 1) direkte Gegenüberstellung der rohen und adjustierten Ergebnisse wurde eine Abschwächung des Zusammenhangs zwischen dem GA und der mathematischen Leistung mit Abnahme der gefundenen Effektstärke und des Signifikanzgrades nach Adjustierung verdeutlicht. Durch die 2) direkte Gegenüberstellung der Ergebnisse, die auf einer unterschiedlichen Definition des mathematischen Outcomes beruhten, wurde die klinische Relevanz der kleinen Effektstärke des untersuchten Zusammenhangs aufgezeigt. Bei geschätzten signifikanten Mittelwertdifferenzen zwischen den Gruppen der späten FG und der Gesamtgruppe der Termingeborenen war das Risiko der späten FG mit

Score-Ergebnissen abzuschneiden, die mindestens 1 SD unter dem Stichprobenmittelwert lagen, im Vergleich zur TG-Gruppe nicht statistisch signifikant erhöht. Die Bedeutung der Auswahl der Definition/Operationalisierung des Outcomes wird durch diese Studie hervorgehoben.

In der vorliegenden Arbeit wurde für Unit Non-Response mit Gewichtung der Daten kontrolliert. Ein nicht zu vernachlässigender Anteil von 34,4 % der Kinder nahm nicht an der Studie teil. Fehlende Teilnahmebereitschaft des Erziehungsberechtigten oder eine fehlende Teilnahme am Mathematiktest führten zu einem Studienausschluss des Kindes. Eine Analyse der zugehörigen Merkmalsausprägungen nicht teilnehmender Kinder/Familien im Vergleich zu teilnehmenden war aufgrund fehlender Daten nicht möglich. Eine überproportionale fehlende Teilnahmebereitschaft von sozioökonomisch benachteiligten Familien würde eine systematische Verzerrung der Studienergebnisse bedingen. Mit der Verwendung der von NEPS zur Verfügung gestellten Gewichte sollte einer systematischen Verzerrung durch Selection Bias begegnet werden.

Fehlende Werte der unabhängigen Variablen Geschwisteranzahl von 7 % führten zur Anwendung eines Multiplen Imputationsverfahrens. Ein bedeutender Vorteil dieser Methode ist, dass dadurch die Fallzahl der insgesamt 1.965 untersuchten Kinder konstant gehalten werden konnte. Somit konnten 188 FG mit 1.640 TG verglichen werden. Damit ist diese Studie im Vergleich zu den großen Kohortenstudien aber immer noch relativ klein.

Es wurden zehn Imputationszyklen ($m = 10$) durchgeführt. Zur Auswahl der Anzahl der Imputationszyklen differieren die Literaturangaben (113, 115, 132, 133), so dass eine Ausweisung der Anzahl der Zyklen zu empfehlen ist (111). Entsprechend der ausgeführten Imputationszyklen wurden zehn vervollständigte Datensätze generiert. Mit der Anwendung eines Imputationsverfahrens ist verbunden, dass das Regressionsmodell programmintern für jeden imputierten Datensatz geschätzt wird und die Ergebnisse dieser Einzelberechnungen in die Berechnung der Ergebnisse der ausgegebenen Regressionsanalyse einfließen (109).

Als Folge dieser komplexen programminternen Berechnungen fehlten Informationen zur Güte des Modells in Form des Bestimmtheitsmaßes (R^2). Der klassische Likelihood-Ratio-Test konnte nicht über mehrere Datensätze angewendet werden.

Damit entfallen Angaben zur Güte des Regressionsmodells. Wieviel Prozent der mathematischen Varianz durch die in das Modell aufgenommenen unabhängigen Variablen aufgeklärt werden konnte, wurde nicht ausgewiesen bzw. war nach Anwendung des Imputationsverfahrens nicht zu berechnen. Um einen Anhaltspunkt für die Güte des Modells zu erhalten und um auszuschließen, dass wesentliche Annahmen für die Durchführung einer multiplen linearen Regression nicht gegeben waren, wurde eine Analyse der Residuen für das finale Modell ausgeführt.

Es ist hervorzuheben, dass die Expositionsvariable der Frühgeburtlichkeit von Imputationen ausgeschlossen wurde. Hundertsiebenunddreißig Kinder mit fehlenden Angaben zur Expositionsvariablen, 7 % aller Kinder, wurden in der Kategorie „fehlende Angaben zum Gestationsalter“ zusammengefasst. Diese Kategorie wurde sämtlichen Analysen zugeführt. Die dokumentierten Ergebnisse sollten Aufschluss über die Verursachung von Bias durch fehlende Werte der Expositionsvariablen geben.

Geht man von einer fehlenden systematischen Verzerrung aus, ist anzunehmen, dass FG und TG gemäß einer zufälligen Verteilung nahezu gleich häufig in der Kategorie „fehlende Angaben zum Gestationsalter“ vertreten sind. Damit ist ergebnisbezogen zu erwarten, dass Kinder mit fehlenden Angaben zum Gestationsalter im Mathematiktest vergleichsweise besser als Frühgeborene aber schlechter als Termingeborene abschneiden.

Gemäß der ungewichteten Ausgangsstichprobe stammten Kinder mit fehlenden Angaben zum Gestationsalter vergleichsweise häufiger aus keiner Kernfamilie und der befragte Hauptverantwortliche hatte vergleichsweise häufiger einen niedrigen Bildungsstand. Diese Unterschiede wurden nicht bzgl. ihrer statistischen Signifikanz untersucht. Die mittlere mathematische Kompetenz dieser Kinder lag wie erwartet zwischen der der Frühgeborenen und Termingeborenen. Der Mittelwert der mathematischen Kompetenz dieser Gruppe war geringfügig in Richtung des Mittelwertes der Gruppe der Frühgeborenen verschoben (s. Tabelle 3).

Zusammengefasst ist zu vermuten, dass der Zusammenhang zwischen der Frühgeburtlichkeit und dem mathematischem Bildungsergebnis durch fehlende Werte der Expositionsvariablen in einem geringfügigen Ausmaß unterschätzt wurde.

Das komplexe NEPS-Stichprobendesign wurde berücksichtigt. Sowohl die Gewichtung als auch die Adjustierung für Clusterung der Daten führten im Vergleich zur Auswertung einer einfachen Zufallsstichprobe gleicher Fallzahl zur Schätzung größerer Standardfehler und damit weiterer Konfidenzintervalle (106). D. h., es wurden eher konservative Schätzungen durchgeführt. Signifikante Ergebnisse auf Populationsebene beanspruchen dadurch eine große Aussagekraft.

5.3 Ergebnisdiskussion

Einleitend werden aus dem Bereich der deskriptiven Statistik die Zusammensetzung der ungewichteten Stichprobe und die Merkmalsausprägungen der untersuchten Frühgeborenen-Gruppe beleuchtet.

Im Vergleich mit demographischen Daten ist ein erfolgreiches Oversampling von Minderheiten naheliegend. Der Anteil Frühgeborener betrug in der ungewichteten Stichprobe unter Berücksichtigung der fehlenden Angaben zur Frühgeburtlichkeit mindestens 9,6 %. Die zugrundeliegende Zielpopulation umfasste alle 5-jährigen Kinder, die in Deutschland 2011/2012 im Jahr vor ihrer vorgesehenen Einschulung einen Regelkindergarten besuchten. Im Jahr 2006, in dem der überwiegende Anteil der untersuchten Kinder geboren wurde, betrug der Anteil Frühgeborener nach Angaben der Bundesauswertung Geburtshilfe 9,1 % (134). Mit dem Anspruch möglichst repräsentative Ergebnisse auf Populationsebene zu erhalten, wurde – wie im Kapitel zuvor beschrieben – für Design-Effekte kontrolliert.

Frühgeborene stammten vergleichsweise häufiger aus Familien mit einem niedrigen sozioökonomischen Status. Sie hatten vergleichsweise weniger häufig Mütter, die dem tertiären Bildungsbereich zugeordnet wurden.

Des Weiteren waren in der Frühgeborenenengruppe der ungewichteten Ausgangsstichprobe vergleichsweise mehr Jungen als Mädchen. Es ist belegt, dass Jungen häufiger von einer Frühgeburtlichkeit betroffen sind als Mädchen. Einer Metaanalyse zufolge, die 13 Studien der Vereinigten Staaten und Europa einschloss, wurde geschätzt, dass 54,6 % (53,9–55,4 %) aller Frühgeborenen Jungen sind (135). Studien zum Überleben sehr kleiner/extremer FG zeigten, dass Frühgeborene Jungen im Vergleich zu Mädchen ein höheres Risiko für eine frühe Mortalität haben (136, 137). Statistische Zahlen zur Geschlechterverteilung überlebender FG im Alter von 5 bis 6 Jahren in Deutschland 2011/2012 standen nicht zur Verfügung.

5.3.1 Der Zusammenhang zwischen Frühgeburtlichkeit und mathematischem Bildungsergebnis

Frühgeborene schnitten im mathematischen Test, der im Jahr vor ihrer Einschulung durchgeführt wurde, vergleichsweise schlechter ab als ihre termingeborenen Peers. Mit dem Test wurde die bis zur Einschulung erworbene mathematische Alltagskompetenz überprüft.

Unter Verwendung der multiplen linearen Regressionsanalyse wurde eine statistisch signifikante negative Assoziation zwischen der Frühgeburtlichkeit und dem Bildungsergebnis berechnet. Der geschätzte β -Regressionskoeffizient bezeichnete die geschätzte Mittelwertdifferenz der mathematischen Kompetenz der Frühgeborenen im Vergleich zur Referenzgruppe der termingeborenen Peers. Die Gruppe der Frühgeborenen zeigte nach Adjustierung für wesentliche einflussnehmende demographische und sozioökonomische Faktoren eine statistisch signifikant schlechtere Testleistung als die Vergleichsgruppe. Die geschätzte mittlere mathematische Leistungsfähigkeit der Gruppen differierte um 0,36 Punktwerte auf der Logitskala.

In der NEPS-Ausgangsstichprobe waren die WLE-Schätzer zur mathematischen Kompetenz der Kinder annähernd standardnormalverteilt mit einem Mittelwert von Null und einer Standardabweichung von Eins. Die geschätzte Mittelwertdifferenz interpretierend wurde eine kleine Effektstärke für die Assoziation zwischen der Frühgeburtlichkeit und der mathematischen Leistung nachgewiesen.

Im Folgenden erfolgt die Einordnung des Studienergebnisses in den literarischen Kontext. In der vorliegenden Arbeit wurden als Zielgruppe alle Frühgeborenen untersucht, die im Alter von 5 Jahren einen Regelkindergarten besuchten. Unter Berücksichtigung der Verteilung der Gestationsaltersklassen in der kindlichen Bevölkerung ist davon auszugehen, dass das Studienergebnis schwerpunktmäßig die mathematische Kompetenz der moderaten/späten Frühgeborenen abbildet.

Es ist zu erwarten, dass im Vergleich zu Arbeiten, die schwerpunktmäßig moderate/späte Frühgeborene untersuchten, größere Mittelwertdifferenzen geschätzt wurden. Begründet kann angenommen werden, dass durch den Einfluss der extremen/sehr kleinen Frühgeborenen, die zwar nur einen sehr kleinen kindlichen Bevölkerungsanteil ausmachen aber deutlich stärker in ihrer mathematischen

Leistungsfähigkeit beeinträchtigt sind, das mathematische Testergebnis in Richtung einer schlechteren Leistungsfähigkeit verschoben wird.

Bei der Auswahl von Studien, die zum Ergebnisvergleich in Betracht kommen, sind die unterschiedlichen Strukturen der internationalen Bildungssysteme zu berücksichtigen. In Deutschland, England und den Vereinigten Staaten ist der Besuch von Einrichtungen bzw. Programmen des Pre-Primary Levels freiwillig und ab einem Alter von 3 Jahren möglich. In den Vereinigten Staaten können mit 3–4 Jahren Pre-Kindergarten Programme und mit 5 Jahren Kindergärten besucht werden. Der Besuch der Elementary School ist ähnlich wie in Deutschland im Alter von 6 Jahren obligatorisch vorgesehen (138, 139). Hingegen besuchen Kinder in England, Wales und Schottland bereits ab einem Alter von 5 Jahren die Primary School. Kinder in Nord-Irland werden bereits mit 4 Jahren eingeschult (138).

Die im Folgenden zum Vergleich aufgeführten Studien sind große US-amerikanische populationsbezogene Studien, die jeweils Daten der ECLS-B Kohorte von Kindern, die im Jahr 2001 geboren wurden, auswerteten. Geburtskohorten haben im Vorschulalter den Vorteil, dass sie vollständiger die zugrundeliegende Population abbilden als eine institutionsbasierte Stichprobe.

Vergleichbar mit vorliegender Arbeit, fanden zwei der US-amerikanischen Studien (21, 29), dass Niedrig-Risiko-Frühgeborene im Kindergartenalter geschätzt im Mittel statistisch schlechtere Testwerte hatten als Termingeborene. Hingegen fanden Shah et al. (30) keine Leistungsunterschiede im Kindergarten- wohl aber im Vorschulalter.

Alle aufgeführten Studien untersuchten wie die vorliegende Arbeit Kinder im Alter von 5 Jahren vor ihrer Einschulung und berechneten methodisch Mittelwertdifferenzen zum Gruppenvergleich der FG mit TG.

Richards et al. (29) untersuchten insgesamt 4.450 Kindergartenkinder. Leistungsunterschiede im Fachbereich Mathematik konnten im Unterschied zur vorliegenden Studie über das gesamte Spektrum der Gestationsaltersgruppen untersucht werden. Dabei wurden FG mit vollen Termingeborenen (39–40 SSW) verglichen. Es wurden für die Gruppen der sehr kleinen, moderaten und späten FG statistisch signifikante Mittelwertdifferenzen erhoben. Für die Assoziation zwischen dem GA und dem untersuchten mathematischen Outcome konnte das Vorliegen einer inversen Dosis-Wirkungs-Beziehung bestätigt werden, wobei mit zunehmendem GA die Effektstärke

der gefundenen Assoziation abnahm (29). Vergleichbar mit vorliegender Studie erfolgte die Adjustierung für das kindliche Geschlecht, die Ethnizität/Rasse und das Bildungsniveau der Mutter. Abweichend wurde als Indikator des familiären SES die Haushaltsarmut erhoben. Zusätzlich erfolgten Adjustierungen für das chronologische Alter des Kindes zum Zeitpunkt der Beurteilung, das Alter der Mutter zum Geburtszeitpunkt und ihre Parität.

Shah et al. (30) untersuchten ausschließlich späte FG (34–36 SSW) und verglichen diese sowohl mit frühen Termingeborenen (37–38 SSW) als auch mit vollen Termingeborenen (39–41 SSW). Sie verwendeten einen eigens für die ECLS-B Kohorte entwickelten Test, der ebenfalls nicht auf der klassischen sondern auf der Item-Response-Theorie basierte. In ihrer Arbeit wiesen sie die geprüften Inhaltsbereiche des mathematischen Tests aus und überprüften Nummern Verständnis, Geometrie, numerische Zähloperationen und Mustererkennung. Die als Theta-Scores erhobenen geschätzten Mittelwerte differierten statistisch signifikant im Vorschul- nicht aber im Kindergartenalter (30). Damit fand die Forschergruppe konträr zur vorliegenden Studie keinen Zusammenhang von GA und mathematischem Bildungsergebnis im Kindesalter von 5 Jahren. Interessanterweise differierten die Ergebnisse von Shah et al. und der zuvor aufgeführten Studie von Richards et al., obgleich beide Forschergruppen Daten der ECLS-B Kohorte auswerteten. Eine mögliche Ursache könnte der Adjustierung geschuldet sein. Im Vergleich zu Richards et al. kontrollierten Shah et al. zusätzlich für das Geburtsgewicht des Kindes, die in der Bildungseinrichtung verbrachte Zeit in Monaten, das Erhalten von Fördermaßnahmen/Interventionen und die elterliche Kompetenz. An dieser Stelle werden Bedeutung und Auswirkung von Störgrößen bei der Berechnung von Assoziationen sichtbar.

Beauregard et al. (21) wiesen standardisierte Mittelwertdifferenzen aus. Danach war die Frühgeburtlichkeit im Kindergartenalter mit einem mathematischen Leistungsdefizit von 0,1–0,6 SD assoziiert. Es wurden jeweils die Gestationsaltersgruppen der späten, moderaten und frühen FG mit vollen Termingeborenen verglichen. Die Adjustierung erfolgte für die kindlichen Faktoren: Alter, Rasse/Ethnizität, Geschlecht, für die mütterlichen Faktoren: Parität, Familienstand, mütterliches Alter bei der Geburt und den SES des Haushalts (21). Beauregard et al. sind eine der wenigen Studiengruppen, die standardisierte Mittelwertdifferenzen ausweisen und damit einen direkten Vergleich der Studienergebnisse ermöglichen. Die berechnete sehr kleine

Effektstärke für die Gruppe der späten Frühgeborenen ist hervorzuheben.

Die Forschergruppe Beauregard et al. untersuchten nicht nur die ECLS-B Kohorte sondern auch Kinder der MCS mit dem jeweiligen primären Studienziel die Wirkung des Haushalts-SES als potentiellen Effektmodifikator der Assoziation zwischen Frühgeburtlichkeit und frühkindlichen kognitiven Outcomes zu untersuchen (21, 22).

Da Bildung in England im Kindesalter von 5 Jahren bereits schulisch institutionalisiert ist, ist das Studienergebnis basierend auf der MCS von Beauregard et al. (22) nur eingeschränkt mit vorliegender Studie vergleichbar. Auch diese Studienpopulation Frühgeborener zeigte mathematische Leistungsschwächen ähnlicher Ausprägung, wobei für späte Frühgeborene im Vergleich zu vollen Termingeborenen eine durchschnittliche mathematische Leistungsdifferenz von kleinster Effektstärke geschätzt wurde.

Die Forschergruppe untersuchte 10.494 Kinder im Rahmen der 3. Erhebungswelle. Die Mustererkennung als ein Bestandteil der British Ability Scale (BAS II) wurde neben weiteren kognitiven Outcomes getestet. Kontrolliert für das kindliche Geschlecht, die Ethnizität/Rasse, Anzahl der Geschwister im Haushalt, Haushaltsstruktur mit zwei Elternteilen oder einer einzelnen Mutter und das mütterliche Alter zum Geburtszeitpunkt wurden für die Gruppen der frühen Termingeborenen, späten Frühgeborenen und frühen/moderaten Frühgeborenen relative mathematische Defizite von 0,09 SD, 0,15 SD und 0,38 SD geschätzt (22).

Im Unterschied zur vorliegenden Studie und den zuvor aufgeführten fällt unter anderem auf, dass nur ein einziger Inhaltsbereich der mathematischen frühkindlichen Fähigkeiten überprüft wurde. Nebenbefundlich belegt dieser Aspekt die Diversität durchgeführter mathematischer Tests.

Subedi et al. (50) untersuchten postnatal intensivmedizinisch versorgte Kinder der ECLS-B Kohorte. 1.400 Kinder wurden im Vorschulalter und 1.160 Kinder im Kindergartenalter bzgl. ihrer mathematischen Leistungen untersucht. Testkomponenten des Vorschulalters basierten auf dem Test of Early Mathematical Ability-3 und der Kindergartenentest war für die ECLS-B Kohorte konzipiert worden. Es bestand keine Assoziation zwischen dem Gestationsalter und dem mathematischen Bildungsergebnis, welches zum einen als Summenscore und zum anderen als dichotome Variable mit einem Abschneiden unter der 10. Perzentile erhoben wurde (50).

Durch die Auswahl der Studienpopulation wurde bestimmt, dass im Unterschied zur

vorliegenden Studie gesundheitlich schwer beeinträchtigte Kinder untersucht wurden. Die Studie schloss alle Gestationsaltersgruppen ein und fand keinen Einfluss des Gestationsalters auf die mathematische Leistung.

Der fehlende Zusammenhang ist vermutlich auf eine bestehende starke Korrelation der Faktoren Gestationsaltersgruppen und Länge des intensivmedizinischen Aufenthaltes zurückzuführen. Beide Expositionen wurden zeitgleich als unabhängige Variablen in das Regressionsmodell aufgenommen.

Wie bereits ausgeführt, wurde in vorliegender Studie eine kleine Effektstärke für den Zusammenhang zwischen der Frühgeburtlichkeit und der mathematischen Kompetenz gefunden.

Die Metaanalysen von Twilhaar et al. (81) und Allotey et al. (82) berechneten gepoolte Effektgrößen von 0,71 SD und 0,78 SD für den mathematischen Leistungsunterschied Frühgeborener. Damit wurden mittelgroße Effektstärken aufgezeigt (81, 82).

Die Ergebnisse beider Metaanalysen sind im Unterschied zur vorliegenden Studie repräsentativ für die Gruppen der extremen/sehr kleinen Frühgeborenen, da die meisten eingeschlossenen Studien, die sehr kleinen Frühgeborenen bzgl. ihrer frühkindlichen mathematischen Leistungsfähigkeit untersuchten. Zudem umfassten die ausgewerteten Studien hauptsächlich Schulleistungsstudien.

Bis dato sind keine gepoolten Effektgrößen zur mathematischen Leistungsfähigkeit später Frühgeborener verfügbar. Chan et al. (83) untersuchten in ihrer 2016 publizierten systematischen Übersichtsarbeit zur kognitiven und schulischen Outcomes später Frühgeborener und früher Termingeborener die mathematische Leistungsfähigkeit als eines der sekundären Outcomes. Die vier eingeschlossenen bis 2013 publizierten Studien zur mathematischen Leistungsfähigkeit später Frühgeborener waren für eine metaanalytische Datenauswertung zu heterogen (83).

Es ist anzunehmen, dass das vorliegende Studienergebnis repräsentativ für relativ „gesunde“ Frühgeborene ist. Diese Annahme wird zum einen durch das Studiendesign gestützt. So wurden Kinder im bereits fortgeschrittenen Kindergartenalter untersucht, die zudem einen Regelkindergarten besuchten. Zum anderen wurde diese Annahme überprüft, indem ein zusätzliches Regressionsmodell unter Ausschluss aller Kinder mit einer amtlich anerkannten Behinderung berechnet wurde.

Obgleich sich die Effektgröße mit einem berechneten Wert von $-0,25$ logits geringfügig verminderte, blieb die gefundene Assoziation zwischen Frühgeburtlichkeit und dem mathematischen Outcome weiterhin statistisch signifikant ($-0,25$ $[-0,48; -0,02]$, $p = 0,03$). Danach hatten „gesunde“ FG im Vergleich zu „gesunden TG“ geschätzt um $0,25$ logits schlechtere durchschnittliche mathematische Kompetenzen.

Als ursächliches organpathomorphologisches Korrelat für kognitive Leistungsunterschiede zwischen Niedrig-Risiko-FG und TG werden neben mikrostrukturellen Gehirnveränderungen (79, 80), die Unreife des Gehirns Frühgeborener zum Zeitpunkt ihrer Geburt angenommen (70). Hinweise für eine Unreife des Gehirns zum Geburtszeitpunkt sind z. B. verminderte Gehirnvolumina und eine verminderte Gyriфикация (67). Zudem wurde gezeigt, dass unter dem Einfluss der Frühgeburtlichkeit veränderte strukturelle neuronale Netzwerke ausgebildet werden (75, 76).

Nachdem die gefundene Effektgröße interpretiert und in den literarischen Kontext eingeordnet und diskutiert wurde, ist im Folgenden die klinische Relevanz des berechneten Zusammenhangsmaßes zu diskutieren.

Ein sich anbietender direkter Vergleich der geschätzten Regressionskoeffizienten sämtlicher ins Modell aufgenommener unabhängiger Variablen ist aufgrund ihrer fehlenden Standardisierung nicht möglich. Methodisch war eine Standardisierung nicht in Betracht zu ziehen, da eine Berechnung standardisierter Regressionskoeffizienten dichotomer Variablen nicht aussagekräftig ist (105). Somit verbietet sich ein direkter Größenvergleich der geschätzten Einflussstärken der unabhängigen Variablen Frühgeburtlichkeit, kindliches Geschlecht, Migrationshintergrund, mütterliche Bildung und des familiären SES, um ihre Wirkung auf die mathematische Leistung vergleichbar zu beurteilen. Vielmehr wurde im Regressionsmodell der separate Einfluss jeweils einer der aufgeführten unabhängigen Variablen bei Veränderung ihrer Merkmalsausprägung um eine Einheit auf die durchschnittliche frühkindliche mathematische Leistung unter Konstanthaltung aller anderen unabhängigen Variablen geschätzt.

Um Aussagen zur klinischen Bedeutung zu erleichtern, könnte in nachfolgenden Arbeiten zusätzlich ein sekundäres dichotomes mathematisches Outcome definiert werden. Auf Populationsebene könnte das Populationsattributable Risiko berechnet werden.

Zur Veranschaulichung des Ergebnisses und der Erfassung seiner klinischen Relevanz kann eine Transformation des Ergebnisses vorgenommen werden. Die Besonderheit von WLEs ist, dass von der Personenfähigkeit auf die Wahrscheinlichkeit des korrekten Lösens des Tests geschlossen werden kann. Geschätzte Gruppenmittelwerte, die man durch Einsetzen in die berechnete Regressionsgleichung erhält, können durch eine inverse Logit-Transformation in die von den Gruppen durchschnittlich richtig gelösten Anteile des Tests umgewandelt werden (140).

Einschränkend ist hervorzuheben, dass bei den nachfolgend ausgeführten Berechnungen die unterschiedlichen Schwierigkeitsgrade der Testitems unberücksichtigt blieben. Ohne eine vorgenommene Adjustierung für potentielle Confounder lösten Frühgeborene durchschnittlich geschätzt 43 % und Termingeborene 54 % der Items korrekt. Demnach erzielten Frühgeborene geschätzt ein im Durchschnitt um 11 Prozentpunkte (-10,8 [-18,4; -3,1]) schlechteres Testergebnis als Termingeborene. Bezogen auf den durchgeführten Test mit insgesamt 27 Items löst ein frühgeborenes Kind durchschnittlich geschätzt 3 Items (-2,9 [-5,0; -0,8]) weniger.

Für das adjustierte Modell wurde dementsprechend berechnet, dass Frühgeborene ein im Durchschnitt geschätzt um 8 Prozentpunkte (-7,9 [-13,5; -1,5]) schlechteres Testergebnis erzielten als die termingeborenen Peers. Bezogen auf den ausgeführten Test löst ein frühgeborenes Kind geschätzt durchschnittlich 2 Items (-2,1 [-3,6; -0,4]) weniger.

Zusammenfassend ist herauszustellen, dass trotz vorliegender eingeschränkter Vergleichbarkeit der Studien, dass Studienergebnis gut in den literarischen Kontext einzuordnen ist. Entsprechend einer vorliegenden Dosis-Wirkungs-Beziehung zwischen dem GA und dem mathematischen Bildungoutcome wurden über die Gruppen der extremen FG bis zu späten FG mittelgroße bis kleinste Effektstärken von 0,7 SD–0,1 SD geschätzt. Die gefundene kleine Effektstärke für die Gesamtgruppe Frühgeborener ordnet sich somit gut in die Studienergebnisse des literarischen Kontextes ein, wenn die Verteilung der Gestationsaltersgruppen in der zugrundeliegenden Population berücksichtigt wird.

5.3.1.1 Der Einfluss potentieller soziodemographischer Confounder

Es nahmen sowohl Effektgröße als auch die statistische Signifikanz der gefundenen Assoziation nach Adjustierung ab. Die geschätzte Mittelwertdifferenz betrug im rohen Regressionsmodell -0,44 logits (-0,44 [-0,75; -0,12], $p = 0,006$) und im adjustierten Regressionsmodell -0,36 logits (-0,36 [-0,65; -0,07], $p = 0,02$). Dabei wurde für wesentliche demographische und sozioökonomische Faktoren kontrolliert.

DAG und Rückwärtsselektion der Variablen sollten zu einer möglichst unverzerrten Schätzung der Effektstärke führen und eine Überanpassung vermeiden. Dennoch bleibt zu berücksichtigen, dass Confounding-Bias nicht sicher auszuschließen ist. Vergleichbar mit z. B. Shah et al. (30) fehlten medizinische Daten.

Während frühe kognitive Entwicklungsergebnisse vordergründig durch perinatale Faktoren beeinflusst werden, gewinnen mit zunehmendem Alter kindliche Umweltfaktoren wie der SES an Bedeutung (50).

5.3.1.2 Der Zusammenhang auf Populationsebene

Besonders hervorzuheben ist die Aussagekraft der Studienergebnisse auf Populationsebene. Es wurde ein statistisch signifikanter Zusammenhang auf Populationsebene gefunden. Obgleich ein auffällig weites Konfidenzintervalle geschätzt wurde, beanspruchte das erhobene Studienergebnis einer mathematischen Leistungsschwäche Frühgeborener im Kindergartenalter auch auf Populationsebene statistische Signifikanz (-0,36 [-0,65; -0,065], $p = 0,02$). Die relativ große Weite des geschätzten Konfidenzintervalls ist auf die im internationalen Studienvergleich noch relativ kleine Fallzahl untersuchter Frühgeborener und auf die vorgenommene Kontrolle für Design-Effekte zurückzuführen.

5.3.2 Effektmodifikation der Frühgeburtlichkeit in ihrem Einfluss auf die frühkindliche mathematische Leistung

Der Faktor der höchsten beruflichen Stellung der Eltern als ein Indikator für den familiären SES modifizierte nicht die Assoziation zwischen Frühgeburtlichkeit und dem mathematischen Outcome. Es wurde keine Interaktion gefunden.

Frühgeburtlichkeit und die höchste berufliche Stellung der Eltern beeinflussten unabhängig voneinander die mathematische Kompetenz der Kinder im Alter von 5 Jahren. So zeigten Kinder aus sozioökonomisch privilegierten Familien geschätzt eine durchschnittlich um 0,7 logits (0,66 [0,40; 0,91], $p < 0,001$) bessere mathematische Testleistungen als Kinder aus sozioökonomisch benachteiligten Familien.

Beide Faktoren zusammen Frühgeburtlichkeit und höchster beruflicher Status der Eltern wirken im Regressionsmodell unter Konstanthaltung der Merkmalsausprägungen aller übrigen Faktoren additiv auf die zu schätzende durchschnittliche mathematische Leistung ein.

Dementsprechend konnte gezeigt werden, dass frühgeborene Kinder, die aus einem sozioökonomisch privilegierten Haushalt stammten, eine durchschnittlich bessere mathematische Kompetenz bis zum Kindergartenalter erworben hatten als Frühgeborene aus sozioökonomisch benachteiligten Familien. Um diese Aussage treffen zu können, sind die Merkmalsausprägungen für das kindliche Geschlecht, den Migrationshintergrund und die mütterliche Bildung konstant zu halten.

Die mütterliche Bildung modifizierte die Assoziation zwischen der Frühgeburtlichkeit und dem mathematischen Bildungsergebnis. D. h., der geschätzte mathematische Kompetenzunterschied zwischen den Gruppen der Frühgeborenen und Termingeborenen variierte zwischen 0,1 und 0,6 logits in Abhängigkeit der Merkmalsausprägungen des mütterlichen Bildungsniveaus.

Es wurde ein statistisch signifikanter negativer Interaktionseffekt für das mittlere Bildungsniveau berechnet. Ausgehend von einem negativen Haupteffekt von -0,1 logits für die Assoziation zwischen der Frühgeburtlichkeit und dem mathematischen Bildungsergebnis vergrößerte sich die Mittelwertdifferenz um 0,5 logits vom niedrigsten zum mittleren Bildungsniveau der Mutter. Die als Haupteffekt ausgewiesene Effektgröße einer Mittelwertdifferenz von 0,1 logits behielt auf der Ebene des höchsten mütterlichen Bildungsniveaus ihre Gültigkeit, da der berechnete

positive Interaktionseffekt vom niedrigsten zum höchsten mütterlichen Bildungsniveau statistisch nicht signifikant war.

Dieses bedeutet, dass Frühgeborene von Müttern, die einen Bildungsabschluss unterhalb des Sekundarbereichs II oder des Tertiärbereichs erworben hatten, im Vergleich zu Termingeborenen mit Müttern der gleichen Bildungsgruppenzugehörigkeit eine um geschätzt 0,1 logits niedrigere durchschnittliche mathematische Kompetenz hatten. Erstaunlicherweise wurde ein wesentlich höherer Leistungsunterschied zwischen Früh- und Termingeborenen geschätzt, deren Mütter dem mittleren Bildungsbereich dem Sekundarbereich II angehörten. Danach hatten Frühgeborene von Müttern mit einem Bildungsabschluss des Sekundarbereichs II im Vergleich zu Termingeborenen mit Müttern der gleichen Bildungsgruppenzugehörigkeit eine um geschätzt 0,6 logits niedrigere durchschnittliche mathematische Kompetenz.

Zusätzlich beeinflusste die mütterliche Bildung als unabhängige Variable die geschätzte durchschnittliche mathematische Leistung im Kindergartenalter. Wobei mit zunehmendem mütterlichem Bildungsniveau auch die mathematische Kompetenz der Kinder zunahm.

Kinder von Müttern mit Bildungsgruppenzugehörigkeit zum Sekundarbereichs II bzw. Tertiärbereich hatten eine geschätzt im Durchschnitt um 0,3 logits (0,34 [0,10; 0,58], $p < 0,006$) bzw. 0,5 logits (0,46 [0,19; 0,73], $p < 0,001$) bessere mathematische Leistung als die Referenzgruppe der Kinder von Müttern des niedrigsten Bildungsniveaus. Adjustierungen erfolgten jeweils für die höchste berufliche Stellung der Eltern, den Migrationsstatus und das Geschlecht des Kindes.

Es wurde ein unterschiedlicher Einfluss der Strata der Variablen Mütterliches Bildungsniveau auf die Frühgeburtlichkeit in ihrer Wirkung auf die mathematische Kompetenz gefunden. Die Ursache des geschätzten vergleichsweise größeren Leistungsunterschiedes zwischen Frühgeborenen und Termingeborenen, deren Mütter einen mittleren Bildungsabschluss mit Zugehörigkeit zum Sekundarbereich II erworben hatten, bleibt unklar.

Mögliche Ursachen können sowohl methodischer als auch inhaltlicher Natur sein. Die Kategorisierung der Variablen mütterliches Bildungsniveau als solches könnte von Bedeutung sein. Des Weiteren ist eine ungleiche Verteilung extremer/sehr kleiner Frühgeborener auf die mütterlichen Bildungskategorien mit Kumulation auf der Ebene des mittleren mütterlichen Bildungsniveaus nicht auszuschließen. Zudem ist zu erwägen, ob Termin- und Frühgeborene der verschiedenen mütterlichen Bildungsebenen unterschiedlich auf kognitive Fördermaßnahmen ansprechen. Ferner ist Confounding Bias nicht sicher auszuschließen.

Die im Rahmen der deskriptiven Analyse erstellten Box Plots zeigten, dass vom niedrigsten zum mittleren mütterlichen Bildungsniveau die mediane mathematische Kompetenz der Frühgeborenen auf einem Niveau blieb. Während bei Termingeborenen bereits vom niedrigen zum mittleren Bildungsniveau der Mutter ein medianer Leistungsanstieg zu verzeichnen war. Vom mittleren zum höchsten Bildungsniveau wurde sowohl für die Frühgeborenen als auch für die Termingeborenen ein medianer Leistungsanstieg dokumentiert.

Die Metaanalyse von Bilgin et Wolke liefert einen Hinweis dafür, dass der mütterliche Umgang mit einem frühgeborenen Kind nicht vom Umgang mit einem termingeborenen Kind abweicht. Beurteilungen zum Verhalten der Mutter umfassten neben Sensibilität und Ansprechbarkeit der Mutter auch den Aspekt der kindlichen Förderung. Es konnten 23 Studien, die nach dem Jahr 2000 publiziert wurden, ausgewertet werden. Die Aussagekraft der Metaanalyse ist jedoch limitiert durch die beträchtliche Heterogenität zwischen den Studien (141).

In der vorliegenden Studie konnte die Bedeutung des Faktors der mütterlichen Bildung unterstrichen werden. Ein bestehender Forschungsbedarf für diesen Faktor in seiner Einflussnahme auf die Assoziation zwischen Frühgeburtlichkeit und mathematischer Leistung wurde aufgezeigt.

Beauregard et al. (21) fanden, dass beide Faktoren Frühgeburtlichkeit und SES des Haushalts mit mathematischen Leistungsdefiziten bei den untersuchten 3.800 Kindergartenkindern der ECLS-B Kohorte der Vereinigten Staaten assoziiert waren. Es bestand kein Hinweis für eine additive Interaktion zwischen beiden Expositionen. Der SES des Haushalts wurde als zusammengesetzter Indikator mit Informationen zur Bildung, Beschäftigung der Eltern und zum Haushaltseinkommen erhoben. Kategorisiert in SES-Quintilen schnitten Kinder mit Zugehörigkeit zum kleinsten SES-Quintil im Mathematiktest durchschnittlich 0,9 SD schlechtere ab als Kinder mit Zugehörigkeit zum größten SES-Quintil. Über alle SES-Quintile betrachtet, war zunehmende Haushaltsarmut mit zunehmend schlechteren mathematischen Leistungen der Kinder verbunden (21).

Beauregard et al.(22) fanden, dass beide Faktoren Frühgeburtlichkeit und Haushaltsarmut mit einem schlechteren Abschneiden im Bereich der Musterkonstruktion der BAS II bei den untersuchten 10.494 fünfjährigen Kindern der MCS des Vereinigten Königreichs assoziiert waren. Es bestand kein Hinweis für eine additive Interaktion zwischen SES und den Gestationsaltersgruppen. Wobei der SES als Haushaltsarmut – definiert als Äquivalenzeinkommen < 60 % des medianen Einkommens der UK-Haushalte – und bei einer wiederholten Analyse als zusammengesetzter Indikator mit Informationen zur Bildung, zum Beruf der Eltern und zum Einkommen gemessen wurde. Kinder, die nach der oben aufgeführten Definition in Armut lebten, schnitten um 0,2 SD schlechter im Bereich der Musterkonstruktion als Kinder, die nicht in Armut lebten ab (22).

Subedi et al. (50) untersuchten 2.100 Kinder der ECLS-B Kohorte, die eine postnatale intensivmedizinische Versorgung erhielten. Eine zunehmende Länge des intensivmedizinischen Aufenthalts als Indikator für die Schwere der medizinischen Beeinträchtigung der Kinder beeinflusste ihre frühen kognitiven und motorischen Entwicklungsauscomes im Alter von 9 und 24 Monaten negativ. Hingegen wurden die frühkindlichen Lese- und Mathematikleistungen im Vorschul- und Kindergartenalter maßgeblich vom familiären Sozioökonomischen Status beeinflusst. Wobei ein höherer sozioökonomischer Status mit besseren Leistungen verbunden war (50).

Dadurch, dass kein zusammengesetzter Index für den SES untersucht wurde, konnten die Einflüsse der höchsten beruflichen Stellung der Eltern und des mütterlichen Bildungsniveaus auf die mathematische Kompetenz separat untersucht werden. Als herauszustellendes Studienergebnis wurde gefunden, dass die bis zum Kindergartenalter erzielte Bildung der Mutter nicht nur als separater Faktor auf die durchschnittliche mathematische Leistung einwirkte, sondern zudem den Einfluss der Frühgeburtlichkeit auf die mathematische Leistung modifizierte.

Das kindliche Geschlecht hatte keinen modifizierenden Einfluss auf die Frühgeburtlichkeit in ihrer Wirkung auf die mathematische Kompetenz. Es wurde keine effektmodifizierende Wirkung nachgewiesen. Der Faktor beeinflusste unabhängig von der Frühgeburtlichkeit die geschätzte durchschnittliche kindliche Leistung. Jungen hatten im Vergleich zu Mädchen eine geschätzt um 0,15 logits statistisch signifikant bessere durchschnittliche mathematische Leistungsfähigkeit (0,15 [0,01; 0,29], $p = 0,04$). Damit erzielten Jungen im Kindergartenalter adjustiert für die Frühgeburtlichkeit, den Migrationsstatus und sozioökonomische Faktoren geringfügig bessere Testergebnisse als Mädchen.

Zudem wurde eine potentielle Effektmodifikation durch den Faktor kindlicher Migrationshintergrund überprüft. Für den kindlichen Migrationshintergrund wurde keine effektmodifizierende Wirkung nachgewiesen. Kinder mit Migrationshintergrund schnitten im mathematischen Test vergleichsweise schlechter ab als Kinder ohne Migrationshintergrund. Die geschätzte statistisch signifikante Mittelwertdifferenz betrug 0,2 logits (-0,2 [-0,4; -0,1], $p = 0,01$) und ist damit im Sinne einer kleinen Effektstärke zu interpretieren.

5.4 Beantwortung der Forschungsfragen

Es konnte eine statistisch signifikante negative Assoziation zwischen der Exposition Frühgeburtlichkeit und dem mathematischen Bildungsergebnis nachgewiesen werden. Die nachgewiesene Assoziation blieb auch nach erfolgter Adjustierung für bedeutende sozioökonomische und demographische Faktoren statistisch signifikant. Wobei durch die vorgenommene Adjustierung die Effektgröße und die statistische Signifikanz der gefundenen Assoziation abnahmen. Die gefundene Effektgröße ließ sich gut in die Studienergebnisse publizierter Arbeiten einordnen. Es wurde eine kleine Effektstärke für die Assoziation gefunden.

Das Studienergebnis war auf Populationsebene statistisch signifikant. D. h., Frühgeborene, die im Alter von 5 Jahren in Deutschland 2011/2012 einen Regelkindergarten besuchten, hatten eine geschätzt schlechtere durchschnittliche mathematische Alltagskompetenz als ihre termingeborenen Peers.

Eine Effektmodifikation der Frühgeburtlichkeit in ihrem Einfluss auf die mathematische Kompetenz konnte für den Faktor des mütterlichen Bildungsniveaus nachgewiesen werden. In Übereinstimmung mit der Literatur wirkten weder kindliches Geschlecht oder Migrationsstatus als Effektmodifikatoren.

5.5 Limitationen und Stärken der Studie

Folgende Studienlimitationen und Stärken sind herauszustellen:

Es wurde eine Assoziation zwischen der Frühgeburtlichkeit und dem mathematischen Bildungsergebnis festgestellt. Aufgrund des Querschnittsdesigns konnte kein Kausalzusammenhang nachgewiesen werden. Diese Limitation relativiert sich durch die natürliche eindeutig festgelegte Zeitabfolge von der Frühgeburtlichkeit als Exposition und dem untersuchten Outcome der mathematischen Alltagskompetenz im Kindergartenalter.

Durch die multizentrische institutionsbasierte Stichprobe sind Aussagen zur gesamten deutschen kindlichen Population im Alter von fünf Jahren limitiert, da ein Kindergartenbesuch in Deutschland freiwillig ist.

Infolge der durchgeführten sekundären Datenanalyse standen nicht alle Daten, die bei der Beleuchtung der untersuchten Assoziation von Interesse sein könnten, zur Verfügung. Dieses zeichnete sich insbesondere durch die fehlende Möglichkeit der Kategorisierung der Frühgeburtlichkeit in Gestationsaltersgruppen ab. Um sicher zu

stellen, dass hauptsächlich relativ „gesunde“ Frühgeborene untersucht wurden, wurde die Regressionsanalyse unter Ausschluss aller Kinder, die amtlich anerkannte Behinderungen hatten, wiederholt.

Des Weiteren ist anzunehmen, dass obgleich umfangreich Confounding Bias entgegengewirkt wurde, nicht für alle potentiellen Confounder korrigiert werden konnte.

Daten des großen nationalen Bildungspanels NEPS konnten ausgewertet werden. Mit der NEPS-Kindergartenkohorte wurden Daten für den vorschulischen Bereich zur Verfügung gestellt. Eine bezeichnende Stärke der Studie ist, dass mathematische Testergebnisse ausgewertet werden konnten, die in direkter Einzeltestung der Kinder erhoben wurden.

Da umfassend für Design-Effekte kontrolliert wurde, beanspruchen die auf Populationsebene signifikanten Studienergebnisse eine hohe Aussagekraft für die Zielpopulation der 5-jährigen Kindergartenkinder, die 2011/2012 einen deutschen Kindergarten besuchten.

Methodisch wurde Selection-Bias begegnet, indem für Unit Non-Response mit Gewichtung der Daten korrigiert wurde. Item Non-Response führte zur Anwendung eines multiplen Imputationsverfahrens.

Die Güte des finalen Regressionsmodells wurde durch eine orientierende Residualanalyse sichergestellt und die Robustheit der Ergebnisse konnte mittels Sensitivitätsanalyse bestätigt werden.

5.6 Implikationen der Studienergebnisse

5.6.1 Praxisbezogene Implikationen

Eine praktische Implikation dieses Studienergebnisses ist eine Sensibilisierung der Kindergartenerzieher/innen bezüglich des Vorliegens einer potentiellen mathematischen Schwäche der von Ihnen zu betreuenden Frühgeborenen. Frühgeborene auch diejenigen, die keine offensichtlichen Behinderungen in Form von sensorischen Störungen oder schweren kognitiven Beeinträchtigungen haben, sind als Risikogruppe bzgl. des Vorliegens einer Bildungsbenachteiligung wahrzunehmen. Ziel ist die frühestmögliche Diagnostik einer fachbezogenen mathematischen Leistungsschwäche, um frühe Fördermaßnahmen/Interventionen einleiten zu können.

Das Studienergebnis unterstützt, dass die Gruppe Frühgeborener bildungspolitisch als potentiell bildungsbenachteiligt einzustufen ist. Die Anerkennung als Risikogruppe ist eine Grundvoraussetzung dafür, dass Fördermittel auf Bundeslandebene bereitgestellt werden können und dass der Zugang betroffener Kinder zur Förderung auch für jene, die leichtere kognitive Entwicklungsstörungen zeigen, erleichtert wird.

In Anbetracht potentieller später kognitiver Folgen Frühgeborener ist eine strenge medizinische Indikationsstellung zur vorzeitigen Geburtseinleitungen – auch wenn es sich um eine terminnahe Geburt handelt – wesentlich. Eine Reifung des Kindes in utero, ist längstmöglich unter Berücksichtigung des gesundheitlichen Wohls von Mutter und Kind zu unterstützen.

5.6.2 Forschungsbezogene Implikationen

Im Folgenden wird weiterer Forschungsbedarf aufgezeigt.

Direkt anknüpfend an vorliegende Studie könnte ein Qualitätsindikator von Kindergärten in seinem Einfluss auf die mathematische Leistung Frühgeborener untersucht werden. Als Qualitätsindikatoren könnte z. B. der Personalschlüssel des Kindergartens oder die Existenz eines speziellen mathematischen Förderangebotes ausgewählt werden. Zur praktischen Umsetzung ist die Beantragung eines erweiterten NEPS-Datenzuganges notwendig. Methodisch könnte ein Random Effect Model mit Random Intercepts auf Kinderebene und Random Slopes für den ausgewählten Qualitätsindikator verwendet werden.

Des Weiteren könnte anhand des NEPS-Datensatzes die mathematische Leistung Frühgeborener im Vergleich zu termingeborenen Klassenkameraden im schulischen Verlauf untersucht werden. Die longitudinalen Daten ermöglichen Aussagen zur Stabilität der mathematischen Leistungsschwäche Frühgeborener im weiteren schulischen Verlauf.

Diese Arbeit konnte einen Forschungsbedarf für den Faktor des mütterlichen Bildungsniveaus in seiner Einflussnahme auf die mathematische Leistung Frühgeborener aufzeigen. Dabei sind z. B. die Auswirkungen unterschiedlicher Kategorisierungen des Faktors, die Bedeutung des Faktors bei zusätzlicher Adjustierung für weitere Einzelfaktoren des SES und die Wirkung als potentieller Effektmofikator zu beleuchten.

6 Zusammenfassung

Diese Studie leistet einen Beitrag zur Erforschung der kognitiven Langzeitfolgen Frühgeborener. Das Langzeit-Outcome Niedrig-Risiko-Frühgeborener rückte in den letzten Jahren in den entwickelten Ländern zunehmend in den Fokus der Forschungsarbeiten. Eine frühe mathematische Bildungsbenachteiligung der Risikogruppe der Frühgeborenen hat nicht nur Auswirkungen auf den Bildungserwerb im weiteren Lebensverlauf, sondern auch auf den zu erzielenden Sozioökonomischen Status und auf die Gesundheit im Erwachsenenalter. Dabei sind schon die erworbenen mathematischen Vorläuferfähigkeiten für einen gelungenen Schulstart und als Fundament für die weitere schulische fachbezogene Entwicklung von grundlegender Bedeutung.

Daher war es das Ziel der vorliegenden Studie, die bis zur Einschulung erworbene mathematische Alltagskompetenz frühgeborener Kinder ($< 37.$ SSW) mit der von termingeborenen Kindern ($\geq 37.$ SSW) zu vergleichen.

Hierfür wurden Daten der Kindergartenkohorte des nationalen Bildungspanels NEPS ausgewertet. Die institutionsbasierte, zur Analyse gelangte Stichprobe umfasste insgesamt 1.965 Kinder im Alter von 5 Jahren, die im Jahr 2011/2012 einen deutschen Kindergarten besuchten und die für eine Einschulung im folgenden Schuljahr vorgesehen waren. Die mathematische Kompetenz wurde durch eine direkte Einzeltestung der Kinder mit Hilfe eines standardisierten, eigens für die NEPS-Kohorte konzipierten Tests erhoben. Demographische und sozioökonomische Faktoren wurden im computergestützten Telefoninterview mit der Hauptbezugsperson des Kindes ermittelt. Im Querschnittsdesign unter Verwendung einer linearen Regressionsanalyse wurde die mathematische Kompetenz von 188 Frühgeborenen mit der von 1.640 termingeborenen Peers verglichen. Dabei wurde eine Adjustierung für soziodemographische auf die mathematische Kompetenz einflussnehmende Faktoren vorgenommen.

Adjustiert für das Geschlecht des Kindes, den Migrationsstatus, die höchste berufliche Stellung der Eltern und das Bildungsniveau der Mutter zeigten Frühgeborenen eine geschätzt um 0,36 Punktwerte auf der Logit-Skala schlechtere mittlere mathematische Leistungsfähigkeit als die Kontrollgruppe (-0,36 [-0,65; -0,07], $p = 0,02$). Obwohl konservative Schätzungen mit Berücksichtigung der Stichprobenunsicherheit

aufgrund von Missing Values durchgeführt wurden, war die geschätzte mittlere mathematische Leistungsdifferenz auch auf Populationsebene statistisch signifikant. Nach einem Ausschluss aller Kinder mit amtlich anerkannten Behinderungen verminderte sich zwar erwartungsgemäß die geschätzte Effektstärke, aber es konnte weiterhin eine statistisch signifikante Mittelwertdifferenz geschätzt werden (-0,25 [-0,48; -0,02], $p = 0,03$). Bezugnehmend auf die eingangs gestellten Forschungsfragen wurde eine statistisch signifikante negative Assoziation zwischen der Frühgeburtlichkeit und der mathematischen Kompetenz im Vorschulalter nachgewiesen. Weder kindliches Geschlecht, Migrationshintergrund noch höchste berufliche Stellung der Eltern wirkten als Effektmodifikator. Die mütterliche Bildung hingegen zeigte einen Einfluss auf die Frühgeburtlichkeit in ihrer Wirkung auf die frühkindliche mathematische Kompetenz. Bezüglich der Wirkung dieses Faktors besteht ein weiterer Forschungsbedarf.

Zur untersuchten Thematik ist bekannt, dass insbesondere extreme/sehr kleine Frühgeborene im Vergleich zu Termingeborenen eine mathematische Leistungsschwäche im frühen Kindesalter haben. Mit zunehmendem Gestationsalter der Frühgeborenen nimmt die mathematische Leistungsschwäche einer inversen Dosis-Wirkungs-Beziehung folgend nachweislich ab. Die Studienlage zur mathematischen Leistung moderater/später Frühgeborener ist inkonsistent. Fachbezogene Kompetenzunterschiede Frühgeborener im vorschulischen Bereich sind nicht ausreichend erforscht.

Die vorliegende Studie unterstreicht den negativen Einfluss der Frühgeburtlichkeit auf die mathematische Kompetenz im frühen Kindesalter. Indikatoren des SES wurden als Einzelindikatoren in ihrer Einflussnahme auf die Frühgeburtlichkeit untersucht. Es konnte eine effektmodifizierende Wirkung der mütterlichen Bildung gefunden werden. Auf der Datengrundlage von NEPS konnte ein repräsentatives Studienergebnis für deutsche Kindergartenkinder erhoben werden. Frühgeborene, die im Alter von 5 Jahren in Deutschland 2011/2012 einen Regelkindergarten besuchten, hatten eine geschätzt schlechtere durchschnittliche mathematische Alltagskompetenz als ihre termingeborenen Peers. Es konnte eine nicht zu vernachlässigende fachbezogene mathematische Leistungsschwäche der Gesamtgruppe der Frühgeborenen im letzten Kindergartenjahr vor ihrer vorgesehenen Einschulung aufgezeigt werden. Damit konnte die Grundlage für eine bildungspolitische Förderung dieser kindlichen Bevölkerungsgruppe geschaffen werden.

7 Literaturverzeichnis

1. World Health Organisation (WHO). Preterm birth [Internet]. 11/2016 [zitiert am 07.01.2017]. URL: <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs363/en/>.
2. Goldenberg RL, Culhane JF, Iams JD, Romero R. Epidemiology and causes of preterm birth. *Lancet*. 2008; 371: 75–84.
3. Institut für Qualitätssicherung und Transparenz im Gesundheitswesen (IQTIG). Bundesauswertung zum Erfassungsjahr 2016 Geburtshilfe: Qualitätsindikatoren [Internet]. 12.07.2017 [zitiert am 07.04.2018]. URL: <https://www.iqtig.org/>.
4. Johnson S, Evans TA, Draper ES, Field DJ, Manktelow BN, Marlow N, Matthews R, Petrou S, Seaton SE, Smith LK, Boyle EM. Neurodevelopmental outcomes following late and moderate prematurity: a population-based cohort study. *Arch Dis Child Fetal Neonatal Ed*. 2015; 100: F301-F308.
5. Cheong JL, Doyle LW, Burnett AC, Lee KJ, Walsh JM, Potter CR, Treyvaud K, Thompson DK, Olsen JE, Anderson PJ, Spittle AJ. Association between Moderate and Late Preterm Birth and Neurodevelopment and Social-Emotional Development at Age 2 Years. *JAMA Pediatr*. 2017; 171 (4): e164805.
6. Morse SB, Zheng H, Tang Y, Roth J. Early School-Age Outcomes of Late Preterm Infants. *Pediatrics*. 2009; 123 (4): e622-9.
7. Berry MJ, Foster T, Rowe K, Robertson O, Robson B, Pierse N. Gestational Age, Health, and Educational Outcomes in Adolescents. *Pediatrics*. 2018; 142 (5): e20181016.
8. Isayama T, Lewis-Mikhael AM, O'Reilly D, Beyene J, McDonald SD. Health Services Use by Late Preterm and Term Infants From Infancy to Adulthood. *Pediatrics*. 2017; 140 (1): e20170266.
9. Saigal S, Doyle LW. An overview of mortality and sequelae of preterm birth from infancy to adulthood. *Lancet*. 2008; 371 (9608): 261–9.
10. Blencowe H, Born Too Soon Preterm Birth, Action, Chou D, Cousens S, Kinney M, Lawn J, Moller AB, Oestergaard M, Say L. Born Too Soon. *Reprod Health*. 2013; 10 (Suppl 1): S2.
11. Agrawal S, Rao SC, Bulsara MK, Patole SK. Prevalence of Autism Spectrum Disorder in Preterm Infants. *Pediatrics*. 2018; 142 (3): e20180134.
12. Franz AP, Bolat GU, Bolat H, Matijasevich A, Santos IS, Silveira RC, Procianoy RS, Rohde LA, Moreira-Maia CR. Attention-Deficit/Hyperactivity Disorder and Very Preterm/Very Low Birth Weight: A Meta-analysis. *Pediatrics*. 2018; 141 (1): e20171645.
13. Ask H, Gustavson K, Ystrom E, Havdahl KA, Tesli M, Askeland RB, Reichborn-Kjennerud T. Association of Gestational Age at Birth With Symptoms of Attention-Deficit/Hyperactivity Disorder in Children. *JAMA Pediatr*. 2018; 172 (8): 749–56.
14. Hornman J, de Winter AF, Kerstjens JM, Bos AF, Reijneveld SA. Emotional and Behavioral Problems of Preterm and Full-Term Children at School Entry. *Pediatrics*. 2016; 137 (5): e20152255.
15. Odd D, Evans D, Emond AM. Prediction of school outcome after preterm birth. *Arch Dis Child*. 2019; 104: 348–53.
16. Wiingreen R, Greisen G, Svensson J, Hansen BM. Low gestational age at birth and diffi-

culties in school-A matter of 'dose'. *PloS ONE*. 2018; 13 (6): e0198482.

17. Twilhaar ES, de Kieviet JF, van Elburg RM, Oosterlaan J. Academic trajectories of very preterm born children at school age. *Arch Dis Child Fetal Neonatal Ed*. 2019; 104: F419-F423.

18. Taylor HG, Klein N, Espy KA, Schluchter M, Minich N, Stilp R, Hack M. Effects of Extreme Prematurity and Kindergarten Neuropsychological Skills on Early Academic Progress. *Neuropsychology*. 2018; 32 (7): 809–21.

19. Chyi LJ, Lee HC, Hintz SR, Gould JB, Sutcliffe TL. School Outcomes of Late Preterm Infants. *J Pediatr*. 2008; 153: 25–31.

20. Lipkind HS, Slopen ME, Pfeiffer MR, McVeigh KH. School-age outcomes of late preterm infants in New York City. *Am J Obstet Gynecol*. 2012; 206: 222.e1-6.

21. Beauregard JL, Drews-Botsch C, Sales JM, Flanders WD, Kramer MR. Does Socioeconomic Status Modify the Association Between Preterm Birth and Children's Early Cognitive Ability and Kindergarten Academic Achievement in the United States? *Am J Epidemiol*. 2018; 187 (8): 1704–13.

22. Beauregard JL, Drews-Botsch C, Sales JM, Flanders WD, Kramer MR. Preterm Birth, Poverty, and Cognitive Development. *Pediatrics*. 2018; 141 (1): e20170509.

23. Quigley MA, Poulsen G, Boyle E, Wolke D, Field D, Alfievic Z, Kurinczuk JJ. Early term and late preterm birth are associated with poorer school performance at age 5 years. *Arch Dis Child Fetal Neonatal Ed*. 2012; 97: F167-F173.

24. Williams BL, Dunlop AL, Kramer M, Dever BV, Hogue C, Jain L. Perinatal Origins of First-Grade Academic Failure. *Pediatrics*. 2013; 131 (4): 693–700.

25. Organisation for Economic Co-Operation and Development (OECD). The PISA 2003 assessment framework: Mathematics, Reading, Science and Problem Solving Knowledge and Skills [Internet]. 2003 [zitiert am 12.02.2019]. URL: <http://www.oecd.org/education/school/programmeforinternationalstudentassessmentpisa/33694881.pdf>.

26. Rittle-Johnson B, Fyfe ER, Hofer KG, Farran DC. Early Math Trajectories: Low-Income Children's Mathematics Knowledge From Ages 4 to 11. *Child Dev*. 2017; 88 (5): 1727–42.

27. Nguyen T, Watts TW, Duncan GJ, Clements DH, Sarama JS, Wolfe C, Spitler ME. Which preschool mathematics competencies are most predictive of fifth grade achievement? *Early Child Res Q*. 2016; 36: 550–60.

28. Aarnoudse-Moens CSH, Weisglas-Kuperus N, van Goudoever JB, Oosterlaan J. Meta-Analysis of Neurobehavioral Outcomes in Very Preterm and/or Very Low Birth Weight Children. *Pediatrics*. 2009; 124: 717–28.

29. Richards JL, Drews-Botsch C, Sales JM, Flanders WD, Kramer MR. Describing the Shape of the Relationship Between Gestational Age at Birth and Cognitive Development in a Nationally Representative US Birth Cohort. *Paediatr Perinat Epidemiol*. 2016; 30: 571–82.

30. Shah P, Kaciroti N, Richards B, Oh W, Lumeng JC. Developmental Outcomes of Late Preterm Infants From Infancy to Kindergarten. *Pediatrics*. 2016; 138 (2): e20153496.

31. Wong HS, Santhakumaran S, Cowan FM, Modi, N and Medicines for Neonates Investigator Group. Developmental Assessments in Preterm Children. *Pediatrics*. 2016 Aug; 138 (2): e20160251.

32. Jugendministerkonferenz/Kultusministerkonferenz. Gemeinsamer Rahmen der Länder für die frühe Bildung in Kindertageseinrichtungen [Internet]. 5/6 2004 [zitiert am 01.08.2017]. URL: http://www.kmk.org/fileadmin/Dateien/veroeffentlichungen_beschluesse/2004/2004_06_03-Fruhe-Bildung-Kindertageseinrichtungen.pdf.
33. Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend. Aufgaben [Internet]. [zitiert am 01.08.2017]. URL: <https://www.bmfsfj.de/bmfsfj/ministerium/aufgaben>.
34. Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformation. Bildungspläne der Bundesländer für die frühe Bildung in Kindertageseinrichtungen [Internet]. 05/2020 [zitiert am 13.05.2020]. URL: <https://www.bildungserver.de/Bildungsplaene-fuer-Kitas-2027-de.html>.
35. World Health Organisation. Manual of the international statistical classification of diseases, injuries, and causes of death: Based on the recommendations of the 7th revision conference, 1955, and adopted by the 9th World Health Assembly [Internet]. [zitiert am 18.04.2020]. URL: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/40492>.
36. Shapiro-Mendoza CK, Lackritz EM. Epidemiology of late and moderate preterm birth. *Semin Fetal Neonatal Med.* 2012; 17: 120–5.
37. Engle WA. A recommendation for the definition of "late preterm" (near-term) and the birth weight-gestational age classification system. *Semin Perinatol.* 2006; 30: 2–7.
38. Institut für Qualitätssicherung und Transparenz im Gesundheitswesen. Bundesauswertung zum Erfassungsjahr 2015 Gebutshilfe: Qualitätsindikatoren. [Internet]. 07.07.2016 [zitiert am 07.04.2018]. URL: <https://www.iqtig.org/>.
39. Euro-Peristat Project. European Perinatal Health Report: Health and Care of Pregnant Women and Babies in Europe in 2010 [Internet]. [zitiert am 15.01.2017]. URL: http://www.europeristat.com/images/doc/EPHR2010_w_disclaimer.pdf.
40. Zeitlin J, Szamotulska K, Drewniak N, Mohangoo AD, Chalmers J, Sakkeus L, Irgens L, Gatt M, Gissler M, Blondel B. Preterm birth time trends in Europe: a study of 19 countries. *BJOG.* 2013; 120: 1356–65.
41. Blencowe H, Cousens S, Oestergaard MZ, Chou D, Moller A-B, Narwal R, Adler A, Garcia CV, Rohde S, Say L, Lawn JE. National, regional, and worldwide estimates of preterm birth rates in the year 2010 with time trends since 1990 for selected countries. *Lancet.* 2012; 379: 2162–72.
42. Frey HA, Klebanoff MA. The epidemiology, etiology, and costs of preterm birth. *Semin Fetal Neonatal Med.* 2016; 21: 68–73.
43. Hartig J, Klieme E. Kompetenz und Kompetenzdiagnostik. In: Schweizer K, Hrsg. *Leistung und Leistungsdiagnostik.* Heidelberg: Springer; 2006: 127–143.
44. Weinert S, Artelt C, Prenzel M, Senkbeil M, Ehmke T, Carstensen CH. Development of competencies across the life span. In: Blossfeld HP, Roßbach HG, von Maurice J, Hrsg. *Education as a Lifelong Process.* Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften; 2011: 67–86.
45. Neumann I, Duchhardt C, Grüßing M, Heinze A, Knopp E, Ehmke T. Modeling and assessing mathematical competence over the lifespan. *Journal for Educational Research Online.* 2013; 5 (2): 80–109.
46. Baeuml JG, Meng C, Daamen M, Baumann N, Busch B, Bartmann P, Wolke D, Boecker H, Wohlschlaeger A, Sorg C, Jaekel J. The association of children's mathematic abilities with both adults' cognitive abilities and intrinsic fronto-parietal networks is altered in preterm-born individuals. *Brain Struct Funct.* 2017; 222: 799–812.

47. Dobson KG, Ferro MA, Boyle MH, Schmidt LA, Saigal S, van Lieshout RJ. Socioeconomic Attainment of Extremely Low Birth Weight Survivors: The Role of Early Cognition. *Pediatrics*. 2017; 139 (e20162545): 1–10.
48. Basten M, Jaekel J, Johnson S, Gilmore C, Wolke D. Preterm Birth and Adult Wealth. *Psychol Sci*. 2015; 26: 1608–19.
49. Jaekel J, Baumann N, Bartmann P, Wolke D. General cognitive but not mathematic abilities predict very preterm and healthy term born adults' wealth. *PloS ONE*. 2019; 14 (3): e0212789.
50. Subedi D, DeBoer MD, Scharf RJ. Developmental trajectories in children with prolonged NICU stays. *Arch Dis Child*. 2017; 102: 29–34.
51. ElHassan NO, Bai S, Gibson N, Holland G, Robbins JM, Kaiser JR. The impact of prematurity and maternal socioeconomic status and education level on achievement-test scores up to 8th grade. *PloS ONE*. 2018; 13 (5): e0198083.
52. Treyvaud K, Doyle LW, Lee KJ, Ure A, Inder TE, Hunt RW, Anderson PJ. Parenting behavior at 2 years predicts school-age performance at 7 years in very preterm children. *J Child Psychol Psychiatry*. 2016; 57 (7): 814–21.
53. Suhrcke M, de Paz Nieves C. The impact of health and health behaviours on educational outcomes in high-income countries: a review of evidence . Copenhagen: WHO Regional Office for Europe; 2011.
54. Poulsen G, Wolke D, Kurinczuk JJ, Boyle EM, Field D, Alfirevic Z, Quigley MA. Gestational Age and Cognitive Ability in Early Childhood. *Paediatr Perinat Epidemiol*. 2013; 27: 371–9.
55. Chan E, Quigley MA. School performance at age 7 years in late preterm and early term birth. *Arch Dis Child Fetal Neonatal Ed*. 2014; 99: F451-F457.
56. Jaekel J, Wolke D. Preterm Birth and Dyscalculia. *J Pediatr*. 2014; 164: 1327–32.
57. Jaekel J, Bartmann P, Schneider W, Wolke D. Neurodevelopmental pathways to preterm children's specific and general mathematic abilities. *Early Hum Dev*. 2014; 90: 639–44.
58. Wolke D, Strauss VYC, Johnson S, Gilmore C, Marlow N, Jaekel J. Universal Gestational Age Effects on Cognitive and Basic Mathematic Processing. *J Pediatr*. 2015; 166: 1410–6.
59. Nepomnyaschy L, Hegyi T, Ostfeld BM, Reichman NE. Developmental Outcomes of Late-Preterm Infants at 2 and 4 Years. *Matern Child Health J*. 2012; 16: 1612–24.
60. Shah PE, Kaciroti N, Richards B, Lumeng JC. Gestational Age and Kindergarten School Readiness in a National Sample of Preterm Infants. *J Pediatr*. 2016; 178: 61–7.
61. Woythaler M, McCormick MC, Mao WY, Smith VC. Late Preterm Infants and Neurodevelopmental Outcomes at Kindergarten. *Pediatrics*. 2015 September; 136 (3): 424–31.
62. Cheong JLY, Anderson PJ, Burnett AC, Roberts G, Davis N, Hickey L, Carse E, Doyle LW. Changing Neurodevelopment at 8 Years in Children Born Extremely Preterm Since the 1990s. *Pediatrics*. 2017; 139 (6): e20164086.
63. Joseph RM, O'Shea TM, Allred EN, Heeren T, Hirtz D, Jara H, Leviton A, Kuban KCK, Investigators ES. Neurocognitive and Academic Outcomes at Age 10 Years of Extremely Preterm Newborns. *Pediatrics*. 2016; 137 (4): e20154343.

64. Garfield CF, Karbownik K, Murthy K, Falciglia G, Guryan J, Figlio DN, Roth J. Educational Performance of Children Born Prematurely. *JAMA Pediatr.* 2017; 171 (8): 764–70.
65. Searle AK, Smithers LG, Chittleborough CR, Gregory TA, Lynch JW. Gestational age and school achievement. *Arch Dis Child Fetal Neonatal Ed.* 2017; 102: F409-F416.
66. Bouyssi-Kobar M, Du Plessis AJ, McCarter R, Brossard-Racine M, Murnick J, Tinkleman L, Robertson RL, Limperopoulos C. Third Trimester Brain Growth in Preterm Infants Compared With In Utero Healthy Fetuses. *Pediatrics.* 2016; 138 (5): e20161640.
67. Walsh JM, Doyle LW, Anderson PJ, Lee KJ, Cheong JLY. Moderate and Late Preterm Birth: Effect on Brain Size and Maturation at Term-Equivalent Age. *Radiology.* 2014; 273 (1): 232–40.
68. Vandewouw MM, Young JM, Shroff MM, Taylor MJ, Sled JG. Altered myelin maturation in four year old children born very preterm. *Neuroimage Clin.* 2019; 21: 101635.
69. Hedderich DM, Baeuml JG, Berndt MT, Menegaux A, Scheef L, Daamen M, Zimmer C, Bartmann P, Boecker H, Wolke D, Gaser C, Sorg C. Aberrant gyrification contributes to the link between gestational age and adult IQ after premature birth. *Brain.* 2019; 142: 1255–69.
70. Cheong JLY, Thompson DK, Spittle AJ, Potter CR, Walsh JM, Burnett AC, Lee KJ, Chen J, Beare R, Matthews LG, Hunt RW, Anderson PJ, Doyle LW. Brain Volumes at Term-Equivalent Age Are Associated with 2-Year Neurodevelopment in Moderate and Late Preterm Children. *J Pediatr.* 2016; 174: 91–7.
71. Ullman H, Spencer-Smith M, Thompson DK, Doyle LW, Inder TE, Anderson PJ, Klingberg T. Neonatal MRI is associated with future cognition and academic achievement in preterm children. *Brain.* 2015; 138: 3251–62.
72. Pieterman K, White TJ, van den Bosch GE, Niessen WJ, Reiss IKM, Tibboel D, Hoebeek FE, Dudink J. Cerebellar Growth Impairment Characterizes School-Aged Children Born Preterm without Perinatal Brain Lesions. *AJNR Am J Neuroradiol.* 2018; 39 (5): 956–62.
73. Anderson PJ, Treyvaud K, Neil JJ, Cheong JLY, Hunt RW, Thompson DK, Lee KJ, Doyle LW, Inder TE. Associations of Newborn Brain Magnetic Resonance Imaging with Long-Term Neurodevelopmental Impairments in Very Preterm Children. *J Pediatr.* 2017; 187: 58-65.
74. Xu Y, Cao M, Liao X, Xia M, Wang X, Jeon T, Ouyang M, Chalak L, Rollins N, Huang H, He Y. Development and Emergence of Individual Variability in the Functional Connectivity Architecture of the Preterm Human Brain. *Cereb Cortex.* 2019; 29 (10): 4208–22.
75. Davatzikos C, Gur RC, Gur RE, Kaczkurkin AN, de La Garza AG, Lorch SA, Moore TM, Nassar R, Pehlivanova M, Roalf DR, Rosen AFG, Ruparel K, Satterthwaite TD, Shinohara RT, Sotiras A, Xia CH. Gestational Age is Dimensionally Associated with Structural Brain Network Abnormalities Across Development. *Cereb Cortex.* 2019; 29: 2102–14.
76. Bataille D, Hughes EJ, Zhang H, Tournier J-D, Tusor N, Aljabar P, Wali L, Alexander DC, Hajnal JV, Nosarti C, Edwards AD, Counsell SJ. Early development of structural networks and the impact of prematurity on brain connectivity. *Neuroimage.* 2017; 149: 379–92.
77. Clark CAC, Liu Y, Wright NLA, Bedrick A, Edgin JO. Functional neural bases of numerosity judgments in healthy adults born preterm. *Brain Cogn.* 2017; 118: 90–9.
78. Kidokoro H, Anderson PJ, Doyle LW, Woodward LJ, Neil JJ, Inder TE. Brain Injury and Altered Brain Growth in Preterm Infants. *Pediatrics.* 2014; 134 (2): e444-53.
79. Thompson DK, Lee KJ, van Bijnen L, Leemans A, Pascoe L, Scratch SE, Cheong J,

- Egan GF, Inder TE, Doyle LW, Anderson PJ. Accelerated Corpus Callosum Development in Prematurity Predicts Improved Outcome. *Hum Brain Mapp.* 2015; 36: 3733–48.
80. Collins SE, Spencer-Smith M, Mürner-Lavanchy I, Kelly CE, Pyman P, Pascoe L, Cheong J, Doyle LW, Thompson DK, Anderson PJ. White matter microstructure correlates with mathematics but not word reading performance in 13-year-old children born very pre-term and full-term. *Neuroimage Clin.* 2019; 24: 1–9.
81. Twilhaar ES, de Kieviet JF, Aarnoudse-Moens CSH, van Elburg RM, Oosterlaan J. Academic performance of children born preterm: a meta-analysis and meta-regression. *Arch Dis Child Fetal Neonatal Ed.* 2018; 103 (4): F322-F330.
82. Allotey J, Zamora J, Cheong-See F, Kalidindi M, Arroyo-Manzano D, Asztalos E, van der Post JAM, Mol BW, Moore D, Birtles D, Khan KS, Thangaratinam S. Cognitive, motor, behavioural and academic performances of children born preterm: a meta-analysis and systematic review involving 64 061 children. *BJOG.* 2018; 125: 16–25.
83. Chan E, Leong P, Malouf R, Quigley MA. Long-term cognitive and school outcomes of late-preterm and early-term births: a systematic review. *Child Care Health Dev.* 2016 May; 42 (3): 297–312.
84. Blossfeld HP, von Maurice J, Schneider T. The National Educational Panel Study: need, main features, and research potential. In: Blossfeld HP, Roßbach HG, von Maurice J, Hrsg. *Education as a Lifelong Process.* Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften; 2011: 5–17.
85. Nationales Bildungspanel des Leibniz-Institutes für Bildungsverläufe. Historie des Nationalen Bildungspanels [Internet]. [zitiert am 04.06.2017]. URL: <https://www.neps-data.de/de-de/projekt%C3%BCbersicht/historie.aspx>.
86. Blossfeld H, Schneider T, Doll J. Methodological Advantages of Panel StudiesStudy: Designing the New National Educational Panel Study (NEPS) in Germany. *Journal for Educational Research Online.* 2009; 1: 10–32.
87. Roßbach HG. NEPS Starting Cohort 2: Kindergarten (SC2 3.0.0) [Internet].SUF verfügbar seit 09.10.2015 [zitiert am 21.10.2016]. URL: <https://www.neps-data.de/de-de/datenzentrum/datenunddokumentation/startkohortekindergarten/datenundzitation.aspx>.
88. Aßmann C, Steinhauer HW, Zinn S, Goßmann S. Sampling and weighting the Kindergarten cohort sample of the National Educational Panel Study [Internet].NEPS Working Paper No. 29. 10/2013 [zitiert am 02.10.2016]. URL: <https://www.neps-data.de/de-de/datenzentrum/publikationen.aspx>.
89. Skopek J, Pink S, Bela D. Data Manual: Starting Cohort 2 - From Kindergarten to Elementary School [Internet].NEPS SC2 1.0.0. 11/2012 [zitiert am 18.05.2020]. URL: https://www.neps-data.de/Portals/0/NEPS/Datenzentrum/Forschungsdaten/SC2/1-0-0/SC2_1-0-0_DataManual_EN.pdf.
90. Nationales Bildungspanel des Leibniz-Institutes für Bildungsverläufe. Dokumentation der Startkohorte Kindergarten (SC2) [Internet]. 5/2020 [zitiert am 18.05.2020]. URL: <https://www.neps-data.de/Datenzentrum/Daten-und-Dokumentation/Startkohorte-Kindergarten/Dokumentation>.
91. Leibniz Institute for Educational Trajectories (LIfBi). Starting Cohort 2: Kindergarten (SC2) Wave 2 (A13) Information on the Competence Test [Internet]. 2014 [zitiert am 18.09.2016]. URL: https://www.neps-data.de/Portals/0/NEPS/Datenzentrum/Forschungsdaten/SC2/2-0-0/C_A13_en.pdf.
92. Pearl J. Causal diagrams for empirical research. *Biometrika.* 1995 Feb; 82 (4): 669–88.

93. Greenland S, Pearl J, Robins JM. Causal Diagrams for Epidemiologic Research. *Epidemiology*. 1999; 10: 37–48.
94. Shrier I, Platt RW. Reducing bias through directed acyclic graphs. *BMC Med Res Methodol*. 2008; 8: 1–14.
95. Elwert F. Graphical causal models. In: Morgan SL, Hrsg. *Handbook of causal analysis for social research*. Heidelberg: Springer; 2013: 245–273.
96. Warm TA. Weighted likelihood estimation of ability in item response theory. *Psychometrika*. 1989; 54 (3): 427–50.
97. Pohl S, Carstensen CH. NEPS Technical Report – Scaling the Data of the Competence Tests [Internet]. NEPS Working Paper No. 14. 10/2012 [zitiert am 12.09.2016]. URL: https://www.neps-data.de/Portals/0/Working%20Papers/WP_XIV.pdf.
98. Adams RJ, Wilson M, Wang W. The Multidimensional Random Coefficients Multinomial Logit Model. *Appl Psychol Meas*. 1997; 21: 1–23.
99. Wong HS, Edwards P. Nature or Nurture. *Matern Child Health J*. 2013; 17: 1689–700.
100. Ganzeboom HBG, de Graaf PM, Treiman DJ. A standard international socio-economic index of occupational status. *Soc Sci Res*. 1992; 21: 1–56.
101. Ganzeboom HBG, Treiman DJ. Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations. *Soc Sci Res*. 1996; 25: 201–39.
102. Unesco Institute for Statistics (UIS). Education Statistics: International Standard Classification of Education (ISCED) [Internet]. 9/2015 [zitiert am 24.10.2016]. URL: <http://www.uis.unesco.org/Education/Pages/FAQ.aspx>.
103. United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization. International Standard Classification of Education (ISCED) 1997 [Internet]. 5/2006 [zitiert am 24.10.2016]. URL: <http://www.uis.unesco.org/Library/Documents/isced97-en.pdf>.
104. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). *Education at a Glance 2014: OECD Indicators*. Paris: OECD Publishing; 2014.
105. Kohler U, Kreuter F. *Datenanalyse mit Stata: Allgemeine Konzepte der Datenanalyse und ihre praktische Anwendung*. München: Oldenbourg; 2006.
106. Heeringa SG, West BT, Berglund PA. *Applied survey data analysis*. Boca Raton: CRC Press; 2010.
107. Hogan JW, Lancaster T. Instrumental variables and inverse probability weighting for causal inference from longitudinal observational studies. *Stat Methods Med Res*. 2004; 13: 17–48.
108. Graham JW. Missing Data Analysis. *Annu Rev Psychol*. 2009; 60: 549–76.
109. White IR, Royston P, Wood AM. Multiple imputation using chained equations. *Stat Med*. 2011; 30 (4): 377–99.
110. Moons KGM, Donders RART, Stijnen T, Harrell FE, JR. Using the outcome for imputation of missing predictor values was preferred. *J Clin Epidemiol*. 2006; 59 (10): 1092–101.
111. Sterne JAC, White IR, Carlin JB, Spratt M, Royston P, Kenward MG, Wood AM, Car-

- penter JR. Multiple imputation for missing data in epidemiological and clinical research: potential and pitfalls. *BMJ*. 2009; 338: b2393. doi: <https://doi.org/10.1136/bmj.b2393>.
112. Azur MJ, Stuart EA, Frangakis C, Leaf PJ. Multiple imputation by chained equations. *Int J Methods Psychiatr Res*. 2011; 20: 40–9.
113. Abraham WT, Russell DW. Missing data. *Curr Opin Psychiatry*. 2004; 17: 315–21.
114. Stuart EA, Azur M, Frangakis C, Leaf P. Multiple Imputation With Large Data Sets. *Am J Epidemiol*. 2009; 169: 1133–9.
115. Rubin DB. *Multiple imputation for nonresponse in surveys*: New York: Wiley; 1987.
116. Royston P, White IR. Multiple Imputation by Chained Equations (MICE): Implementation in Stata. *J Stat Softw*. 2011; 45 (4): 1–20.
117. Royston P. Multiple imputation of missing values. *Stata J*. 2009; 9: 466–77.
118. Royston P. Multiple imputation of missing values: update. *Stata J*. 2005; 5: 1–14.
119. Royston P. Multiple imputation of missing values: update. *Stata J*. 2005; 5: 188–201.
120. Le CT. *Introductory biostatistics*. Hoboken: John Wiley & Sons (Wiley-Interscience Publication); 2003.
121. Sribney W. Stepwise regression with the svy commands [Internet]. [zitiert am 07.11.2016]. URL: <http://www.stata.com/support/faqs/statistics/stepwise-regression-with-svy-commands/>.
122. Royston P, Carlin JB, White IR. Multiple imputation of missing values. *Stata J*. 2009; 9: 252–64.
123. Carlin JB, Galati JC, Royston P. A new framework for managing and analyzing multiply imputed data in Stata. *Stata J*. 2008; 8: 49–67.
124. Rabe-Hesketh S, Skrondal A. *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata: Continuous responses*. Third Edition. Lakeway: Stata Press; 2012 : 36-50.
125. Statistisches Bundesamt (Destatis). *Betreuungsquoten: von Kindern unter 6 Jahren in Kindertagesbetreuung nach Bundesländern* [Internet]. 28.09.2016 [zitiert am 02.08.2017]. URL: https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesellschaftStaat/Soziales/Sozialleistungen/Kindertagesbetreuung/Tabellen/Tabellen_Betreuungsquote.html.
126. Gemeinsamer Bundesausschuss (G-BA). *Richtlinie Qualitätssicherungs-Richtlinie Früh- und Reifgeborene* [Internet]. Stand 27.11.2015 des Gemeinsamen Bundesausschusses über Maßnahmen zur Qualitätssicherung der Versorgung von Früh- und Reifgeborenen gemäß § 137 Abs. 1 Nr. 2 SGB V in Verbindung mit § 92 Abs. 1 Satz 2 Nr. 13 SGB V [zitiert am 07.01.2017].
127. National Educational Panel Study (NEPS). *Starting Cohort 2: Kindergarten (SC2) Wave 2 (A13) Information on the Competence Test* [Internet]. 2014 [zitiert am 15.08.2017]. URL: https://www.neps-data.de/Portals/0/NEPS/Datenzentrum/Forschungsdaten/SC2/2-0-0/C_A13_en.pdf.
128. Downing SM. Item response theory. *Med Educ*. 2003; 37 (8): 739–45.
129. Nusinovici S, Olliac B, Flamant C, Mueller J-B, Olivier M, Rouger V, Gascoin G, Basset H, Bouvard C, Roze J-C, Hanf M. Impact of parental separation or divorce on school perfor-

mance in preterm children. PloS ONE. 2018; 13 (9): 1–11.

130. Braveman PA, Cubbin C, Egerter S, Chideya S, Marchi KS, Metzler M, Posner S. Socioeconomic status in health research. JAMA. 2005; 294 (22): 2879–88.

131. Joseph RM, O'Shea TM, Allred EN, Heeren T, Kuban KK. Maternal educational status at birth, maternal educational advancement, and neurocognitive outcomes at age 10 years among children born extremely preterm. Pediatr Res. 2018; 83 (4): 767–77.

132. van Buuren S. Multiple imputation of discrete and continuous data by fully conditional specification. Stat Methods Med Res. 2007; 16: 219–42.

133. Graham JW, Olchowski AE, Gilreath TD. How many imputations are really needed? Prev Sci. 2007; 8: 206–13.

134. Bundesgeschäftsstelle Qualitätssicherung. BQS-Bundesauswertung 2006: Geburtshilfe [Internet]. Datensatzversion: 16/1 2006 9.0 [zitiert am 14.06.2017]. URL: <http://www.bqs-outcome.de/2006/ergebnisse/leistungsbereiche/geburtshilfe/buaw>.

135. Blencowe H, Lee ACC, Cousens S, Bahalim A, Narwal R, Zhong N, Chous D, Say L, Modi N, Katz J, Vos T, Marlow N, Lawn JE. Preterm birth-associated neurodevelopmental impairment estimates at regional and global levels for 2010. Pediatr Res. 2013; 74: 17–34.

136. Boghossian NS, Geraci M, Edwards EM, Horbar JD. Sex Differences in Mortality and Morbidity of Infants Born at Less Than 30 Weeks' Gestation. Pediatrics. 2018; 142 (6): e20182352.

137. Anderson JG, Baer RJ, Partridge JC, Kuppermann M, Franck LS, Rand L, Jelliffe-Pawlowski LL, Rogers EE. Survival and Major Morbidity of Extremely Preterm Infants. Pediatrics. 2016; 138: e20154434.

138. European Commission. Key data on Education in Europe 2009 [Internet]. 7/2009 [zitiert am 01.08.2017]. URL: http://eacea.ec.europa.eu/education/eurydice/documents/key_data_series/105EN.pdf.

139. National Center for Education Statistics (NCES), U. S. Department of Education. Preprimary education enrollment [Internet]. [zitiert am 01.08.2017]. URL: <https://nces.ed.gov/fastfacts/display.asp?id=516>.

140. Rohwer G. Competencies as Dependent Variables in Regression Models [Internet]. NEPS Working Paper No. 33. 1/2014 [zitiert am 09.04.2017]. URL: https://www.neps-data.de/Portals/0/Working%20Papers/WP_XXXIII.pdf.

141. Bilgin A, Wolke D. Maternal Sensitivity in Parenting Preterm Children. Pediatrics. 2015; 136: e177-93.

8 Anhang

Anhang 1 – Überblick zu Studien mit Angaben zur mathematischen Leistungsfähigkeit später Frühgeborener vs. Termingeborener im Vorschul- und/oder Schulalter.

Studie:	Zeitpunkt d. Tests: Alter, Klasse	Fälle: Anzahl, (GA in SSW)	Kontrollen: Anzahl, (GA in SSW)	Stichprobe: Kohorte, Geburtsjahr	Erhebungsart des GA	Mathematiktest, geprüfte Inhalte	Operationalisierung des math. Outcomes	Math. Testergebnis	Adjustierung für kindliche Variablen	Adjustierung für mütterliche Variablen
Chyi et al. 2008 USA	- Kindergarten, 1., 3. und 5. Klasse	767 (34–36)	13.671 (≥ 37)	ECLS-K	Elterninterview	eigens entwickelt, angepasste Items aus: TEMA, WJTA-R.	T-Score < 50; unterhalb des durchschnittlichen Scores	Kindergarten: Test: aOR 1,15 [0,98; 1,34] Lehrer: aOR 1,25 [1,05; 1,49]	Geschlecht	Rasse, Bildungsniveau
Lipkind et al. 2012 USA, NYC	8 Jahre 3. Klasse	13.207 (34–36)	199.599 (≥ 37)	- 1994–1998	Geburtsurkunde	angeboten von der Behörde für Bildung	SMD, Z-Scores (in SD %)	SD % -6,7 % [-8,4; -5,1]	Geschlecht, kleiner Apgar Score, SGA, Zuweisung NICU, Schulabwesenheitstage	Alter, Rasse/Ethnizität, Versicherungsstatus, Parität, Schwangerschaftskomplikationen, medizinische Risikofaktoren
Nepomnyaschy et al. 2012 USA	4 Jahre	400 (34–36)	5.050 (37–41)	ECLS-B 2001	LMP, Geburtsurkunde	eigens entwickelt, basierend auf TEMA-2; Zahlenverständnis, Geometrie, Zählen, Operationen, Muster.	1) OLS 2) ≥ 1 SD unter d. Mean	1) OLS -0,99 [-1,78; -0,19] 2) aOR 1,18 [0,85; 1,65]	Geschlecht, Alter	Alter, Beruf, eheleiche Geburt, Rasse/Ethnizität, Anwesenheit des Vaters, Haushaltsarmut, Komplikationen von SS/Geburt
Quigley et al. 2012 UK	5 Jahre 1. Klasse	537 (34–36)	6.159 (39–41)	MCS 2000–2002	Angaben der Mutter zum berechneten	FSP, Beurteilung durch den Lehrer am Ende des Schuljahres.	kein sicheres Arbeiten im Bereich aller drei Skalen zur math.	1) aRR 1,16 [1,00; 1,34] 2) aRR 1,22 [1,05; 1,41] nur	Geschlecht, Ethnizität, Alter	Alter, Familienstand, Bildung, Soziale Klasse, Parität, Mehrlingsgeburt,

Studie: Autor, Publikationsjahr und -ort	Zeitpunkt d. Tests: Alter, Klasse	Fälle: Anzahl, (GA in SSW)	Kontrollen: Anzahl, (GA in SSW)	Stichprobe: Kohorte, Geburtsjahr	Erhebungs- art des GA	Mathematiktest, geprüfte Inhalte	Operationali- sierung des math. Outcomes	Math. Testergebnis	Adjustierung für kindliche Variablen	Adjustierung für mütterliche Varia- blen
Poulsen et al. 2013 UK	5 Jahre 7 Jahre	1.107 (34–36)	12.540 (39–41)	MCS 2000–2002	Geburts- termin Angaben der Mutter zum berechneten Geburtsster- min	Musterkonstruktion im Alter von 5 u. 7 Jah- ren, BAS PC arithmetische Proble- me im Alter von 7 Jahren, basierend auf dem Progress in Mathematics Test	Entwicklung (Score ≥ 6 für sicheres Arbei- ten)	adjustiert für Mehrlingsgeburten	Ethnizität, Geschlecht, Alter,	Stilldauer, zu Hause gesprochene Sprache Alter, Familienstand, Bildung, SES (Beruf), Parität, Rauchen/ Alkohol während der SS
Williams et al. 2013 USA, Georgia	6 Jahre 1. Klasse	25.114 (34–36)	270.290 (37–41)	- 1998–2003	Geburts- daten	CRCT: offizieller Schulleistungstest	bestanden/nicht bestanden	aOR 1,17 [1,13; 1,22]	Geschlecht, Alter, Rasse/Ethnizität, SGA	Alter, Bildung
Chan et Quigley 2014 UK	7 Jahre 3. Klasse	360 (34–36)	4.277 (39–41)	MCS 2000–2001	Angaben der Mutter zum berechneten Geburts- termin	KS1: offizieller Schul- leistungstest	Abscheiden < Level 2	aRR 1,03 [0,66; 1,59]	Geschlecht, Alter	Alter, Familienstand, Bildung, SES, Parität, Mehrlingsgeburten, Rauchen in der SS
Jaekel et al. 2014 Deutschland/UK	8 Jahre	202 (34–36)	248 (39–41)	BLS 1985–1986	Mutter: LMP u. Sono (seriell); (Dubowitz)	Schätzen, Berechnen, Begründen, räumliches Vor- stellungsvermögen	Z-Scores	s. Jaekel et al., Table 1 Testscores	Geschlecht	Familiärer SES

Studie: Autor, Publikationsjahr und -ort	Zeitpunkt d. Tests: Alter, Klasse	Fälle: Anzahl, (GA in SSW)	Kontrollen: Anzahl, (GA in SSW)	Stichprobe: Kohorte, Geburtsjahr	Erhebungs- art des GA (Scores)	Mathematiktest, geprüfte Inhalte	Operationali- sierung des math. Outcomes	Math. Testergebnis	Adjustierung für kindliche Variablen	Adjustierung für mütterliche Varia- blen
Jaekel et Wolke 2014 Deutschland/UK	8 Jahre	200 (34–36)	248 (39–41)	BLS 1985–1986	Mutter: LMP u. Sono (seriell); (Dubowitz Scores)	Schätzen, Berechnen, Begründen, räumliches Vor- stellungsvermögen	Score < -1 SD unter d. Mean	s. Jaekel et Wolke, Figure 2 ca. aOR 1,1 [0,6; 2,0]	Geschlecht, SGA	Familiärer SES
Woythaler et al. 2015 USA	6 Jahre	950 (34–36)	4.900 (≥ 37)	ECLS-B 2001	Geburtsur- kunde und Angaben der Mutter	TSRS: Schulfähig- keitstest; Zahlenverständnis (Kardinalität, Ordinali- tät, Quantität, Operationen, Schät- zen); Messen; Vergleichen; Geome- trie/Räumliches Vorstellungsvermö- gen; Fähigkeiten Daten zu sammeln, zu ordnen, zu lesen und zu präsentieren)	TSRS < 5 %	s. Woythaler et al., Figure 1 ca. aOR 1,2 [0,8; 1,7]	Geschlecht, fetales Wachstum	Ethnizität, Familien- stand, Bildung, pränatale Vorsorge, Erstsprache, Haus- haltsarmut, Entbindungsart, Stil- len, Mehrlinge
Wolke et al. 2015 Deutschland/UK	8 Jahre	1.289 (27–41)		BLS 1985–1986 (N = 1.289)	Mutter: LMP u. Sono (seriell)	Mathematics Estimati- on Test (Processing); K-ABC arithmetischer Subtest (Attainment)	Mean Scores, Veränderungen in Abhängigkeit vom GA	-1,77 Punkte mit jeder Woche unter 36 Wo- chen; -2,76 Punkte mit jeder Woche unter 34 Wo- chen	Geschlecht, SGA	Familiärer SES

Studie: Autor, Publikationsjahr und -ort	Zeitpunkt d. Tests: Alter, Klasse	Fälle: Anzahl, (GA in SSW)	Kontrollen: Anzahl, (GA in SSW)	Stichprobe: Kohorte, Geburtsjahr	Erhebungs- art des GA	Mathematiktest, geprüfte Inhalte	Operationali- sierung des math. Outcomes	Math. Testergebnis	Adjustierung für kindliche Variablen	Adjustierung für mütterliche Varia- blen
Shah et al. In Pediatrics 2016 USA	3–4 und 5–6 Jahre; Vorschule u. Kinder- garten	1.000 (34–36)	1) 1.800 (37–38) 2) 3.200 (39–41)	ECLS-B 2001	Geburtsur- kunde	eigens entwickelt, Zahlenverständnis, Geometrie, numerische Zähl- operationen, Mustererkennung	Theta Scores, Vergleich der Mittelwerte	Vorschulalter: LPT: Mean -0,54 (SE 0,04) u. FT: Mean -0,41 (SE 0,02); F = 7,07, p = 0,0014	Geschlecht, Alter, Monate in der Schule, Geburtsgewicht, frühe Interventionen	Alter, Rasse/Ethnizität, SES, Eltern-Kind- Interaktion (Parenting)
Shah et al. In The Journal of Pediatrics 2016 USA	≥ 5 Jahre Kindergar- ten	950 (32–36)	2.350 (39–41)	ECLS-B 2001	Geburtsur- kunde	eigens entwickelt, Zahlenverständnis, Geometrie, numerische Zähl- operationen, Mustererkennung	Theta Scores ≥ 1,5 SD unterhalb d. Stichproben- mittelwertes	aOR 1,44 [0,91; 2,26]	Geschlecht, Alter, Monate in der Schule	Rasse/Ethnizität, SES
Richards et al. 2016 USA	5 Jahre Kindergar- ten	500 (34–36)	3.000 (39–40)	ECLS-B 2001	Geburtsur- kunde	eigens entwickelt	β-Schätzer	-1,6 [-2,6; -0,6]	Geschlecht, Alter, Ethnizität/Rasse	Alter, Parität, Bildungs- niveau, Haushalts- armut
Searle et al. 2017 Süd-Australien	3. Klasse 8 Jahre	851 (32–36)	6.317 (40)	NAFLAN 2008–2010	Nationale Geburts- daten Statistik	Curriculum basierter Test für die 3. Klasse	Abschneiden entsprechend oder unter dem nationalen minimalen Standard (NMS)	aRR 1,12 [1,03; 1,22]	Geschlecht, Aborigi- nal/Torres Strait Islander, Mehrling, Geburtsgewicht in Relation zum GA	Alter zum Entbin- dungszeitpunkt, Raucherstatus in der 2. Hälfte der SS, Parität, Partnerstatus, Gesundheitszustand, SS-Komplikationen, SES-Index, Abgele- genheit der Region, mütterl. und väterl. Berufslevel und höchste erreichte

Studie: Autor, Publikationsjahr und -ort	Zeitpunkt d. Tests: Alter, Klasse	Fälle: Anzahl, (GA in SSW)	Kontrollen: Anzahl, (GA in SSW)	Stichprobe: Kohorte, Geburtsjahr	Erhebungs- art des GA	Mathematiktest, geprüfte Inhalte	Operationali- sierung des math. Outcomes	Math. Testergebnis	Adjustierung für kindliche Variablen	Adjustierung für mütterliche Varia- blen
EIHassan et al. 2018 USA	8-13 Jahre 3.-8. Klasse	228 (34-36)	967 (37-41)	Single Cen- ter 1998	Medizini- sche Akte	jährliche Schul- leistungstests	β-Schätzer, nicht standardi- sierte Mittelwert- differenzen	-6,6 [-18,9; 5,8]	nicht explizit auf- geführt: signifikante Variablen ($p < 0,05$) oder als klinisch wichtig erach- tete Variablen	Schulbildung der Erziehungsberechtig- ten nicht explizit auf- geführt: signifikante Variablen ($p < 0,05$) oder als klinisch wichtig erach- tete Variablen
Beauregard et al. In Am J Epide- miol. 2018 USA	5 Jahre Kindergar- ten	300 (34-36)	2.100 (39-40)	ECLS-B 2001	Geburts- urkunde	eigens entwickelt	β-Schätzer, SMD	-1,4 Punkte [-2,5; -0,4] => -0,1 SD	Alter zum Untersu- chungszeitpunkt, Rasse/ Ethnizität, Geschlecht	Alter zum Ent- bindungszeitpunkt, Parität, Familienstand
Beauregard et al. In Pediatrics 2018 USA	5 Jahre; 7 Jahre	694 (34-36) 624 (34-36)	6.940 (39-40) 6.297 (39-40)	MCS 2000-2002	Angaben der Mutter zum erwarteten Geburtster- min, erhoben: 1. Welle	BAS II Pattern Con- struction Scale; NFER Number Skills Assessment	β-Schätzer, SMD	-0,15 SD [-0,23; -0,08]; -0,09 SD [-0,16; -0,01]	Rasse/Ethnizität, Geschlecht, Anzahl der Geschwister im Haushalt, Haushalts- struktur	Alter zum Geburts- zeitpunkt

ECLS-K, Early Childhood Longitudinal Study-Kindergarten; ECLS-B, Early Childhood Longitudinal Survey-Birth; MCS, Millennium Cohort Study; BLS, Bavarian Longitudinal Study; NAPLAN, National Assessment Program – Literacy and Numeracy.

LMP, Last Menstrual Period; SGA, Small for Gestational Age; SMD, Standardisierte Mittelwertdifferenzen; OLS, Ordinary Least Squares; MD, Mittelwertdifferenzen.

TEMA, Test of Early Mathematics Ability; WJTA-R, Woodcock Johnson Tests of Achievement-Revised; FSP, Foundation Stage Profile; BAS PC, British Ability Scale pattern construction; CRCT, Criterion-Referenced Competency Test; KST1, Key Stage 1; TSRS, Total School Readiness Score ;K-ABC, Kaufman-Assessment Battery for Children; BAS II, British Ability Scales II; NFER, National Foundation for Education Research

Anhang 2 – Ein Beispiel-Item des mathematischen Tests der NEPS-Studie konzipiert für Kindergartenkinder.

Altersgruppe Kindergartenkinder	Inhaltsbereich Quantität	Kognitive Komponenten Mathematische Problemlösung, technische Fähig- und Fertigkeiten
Vier Steine sind in dieser Schüssel. Nun gebe ich drei weitere Steine in die Schüssel. (Die Schüssel ist abgedeckt, so dass das Kind nicht in die Schüssel schauen kann.) Kannst Du mir sagen, wie viele Steine jetzt in der Schüssel sind?		

Quelle: Neumann et al. (45).

Anhang 3 – Stata-Output – Beschreibung und Muster der Missing Values.

```
. mvpatterns math preterm migration male hisei iscedresp nonuclearfam ///
> sibling regioneast
variables with no mv's: preterm migration male
```

Variable	type	obs	mv	variable label
math	double	1963	2	Mathematische Kompetenz: WLE
hisei	byte	1943	22	Sozioökonomischer Status (HISEI)
iscedresp	byte	1963	2	Bildungsbereich - Zugehörigkeit des Befragten (ISCED)
nonuclearfam	float	1961	4	Familienstruktur
sibling	byte	1828	137	Geschwister
regioneast	float	1963	2	Wohnregion (West/Ost)

Patterns of missing values

_pattern	_mv	_freq
+++++	0	1809
++++.	1	127
+.++++	1	14
+.+++.	2	6
+++..	1	4
++++.	2	1
++.+++	2	1
..+++.	2	1
..++++	2	1
+...+	4	1

Anhang 4 – Der Analyseplan, verwendete Variablen des Nationalen Bildungspanel (NEPS), deren Codierung und der Umgang mit Missing Values.

Datensatz	Variable	Label	Frage/Herkunft der Information	Skalierung/Range	Zeitabhängigkeit des Merkmals, MVs ^c	Umgang mit MVs ^c	Generierte Variable	Label	Codierung
Cohort-Profile	tx80501	Geschlecht Zielkind	der Kinderliste entnommen ^a	1 = männlich, 2 = weiblich.	zeitinvariant	aus W1 ^b , weitere MVs ^c nicht zu erwarten	male	Geschlecht Zielkind	0 = Weiblich, 1 = Männlich.
	tx8050m	Geburtsdatum (Monat) Zielkind	der Kinderliste entnommen	range: [1,12]	zeitinvariant	MVs ^c nicht zu erwarten	mage	Alter Zielkind (in Monaten)	...in Monaten.
	tx8050y	Geburtsdatum (Jahr) Zielkind	der Kinderliste entnommen	range: [2005,2006]	zeitinvariant	MVs ^c nicht zu erwarten			
	testm_w1	Testung: Erhebungstag 1 (Monat)	generiert	range: [1,3]	zeitvariant	falls fehlend Einsetzen des Medians			
	testy_w1	Testung: Erhebungstag 1 (Jahr)	generiert	range: [2012]	zeitvariant	MVs ^c nicht zu erwarten			
	tx80503	Wohnort Zielkind	der Kinderliste entnommen	1 = bei beiden Eltern, 2 = bei einem Elternteil, 3 = bei Verwandten, 4 = bei anderen.	zeitvariant, designbedingt fehlend in W2 ^b	LOCF ^d , MI ^e	nonuclearfam	Familienstruktur	0 = Kernfamilie, 1 = keine Kernfamilie.
pParent	p529101	Stadium der Entwicklung bei Geburt (Frühgeborenes)	War <Name des Zielkinds> ein Frühgeborenes?; zusätzliche Erklärung: < 37. SSW geboren.	1 = ja, 2 = nein.	zeitinvariant, designbedingt fehlend in W2 ^b	Übernahme aus W1 ^b , wenn fehlend, wird die Extrakategorie „unbekannt“ gebildet	preterm	Gestationsalter	1 = Termingerech geboren, 2 = fehlende Angabe, 3 = Frühgeboren. (-> zwei Dummy Variablen (0,1))
	p731904_g5	Berufliche Tätigkeit Befragter (ISEI-88)	Sagen Sie mir bitte, welche berufliche Tätigkeit Sie derzeit ausüben:	range: [16,90]	zeitvariant, item non-response	LOCF ^d , MI ^e	hisei	Sozioökonomischer Status (HISEI)	1 = niedrig, 2 = mittel, 3 = hoch. (-> zwei Dummy Variablen (0,1))
	p731954_g5	Berufliche Tätigkeit Partner (ISEI-88)	Sagen Sie mir bitte, welche berufliche Tätigkeit er derzeit ausübt:	range: [16,90]	zeitvariant, item non-response	LOCF ^d , MI ^e	iscdresp	Bildungsniveau der Mutter (ISCED)	1 ≤ Sekundarbereich II, 2 = Sekundarbereich II, 3 = Tertiärbereich. (-> zwei Dummy Variablen (0,1))
	p731802_g1	Höchster Bildungsabschluss Befragter (ISCED)	Weichen höchstens alle meinbildenden Schulabschluss haben Sie?	0 = [0A/1A], 5 = [3C], 1 = [2B], 7 = [4B], 2 = [2A], 8 = [5B], 3 = [3A], 9 = [5A], 4 = [3B], 10 = [6]	zeitvariant, item non-response	LOCF ^d , MI ^e	migration	Migrationshintergrund	0 = Kein Migrationshintergrund, 1 = Migrationshintergrund.
	p400500_g1	Generationenstatus	Ist <Name des Zielkinds> in Deutschland geboren?	0 = Kein Migrationshintergrund, 1 = 1. Generation, 2 = 1.5., 3 = 2. Generation,	zeitvariant, designbedingt fehlend in W2 ^b	aus W1 ^b , MI ^e			

Datensatz	Variable	Label	Frage/Herkunft der Information	Skalierung/Range	Zeitabhängigkeit des Merkmals, MVs ^c	Umgang mit MVs ^c	Generierte Variable	Label	Codierung
				4 = 2,25., 5 = 2,5., 6 = 2,75., 7 = 3. Generation, 8 = 3,25., 9 = 3,5.					
	p751001_g1	Wohnort (West/Ost)	Zunächst möchte ich gerne erfassen, wo Sie heute wohnen. Nennen Sie mir bitte den genauen Namen dieses Ortes bzw. der Gemeinde.	1 = Westdeutschland, 2 = Ostdeutschland, inkl. Berlin.	zeitvariant; item non-response	LOCF ^a , MI ^e	regioneast	Wohnregion	0 = Westdeutschland, 1 = Ostdeutschland.
	p524200	Anderer Behinderung	Hat <Name des Zielkin- des> eine amtlich anerkannte Behinderung?	1 = ja, 2 = nein.	zeitvariant, designbedingt fehlend in W2 ^b	LOCF ^a , wenn fehlend, wird die Extrakategorie „unbekannt“ gebildet	impairment	Anerkannte Behinderung	1 = ohne anerkannte Be- hinderung, 2 = keine Angabe zum Status, 3 = anerkannte Be- hinderung.
xTargetsCompetition	mak2_sc1	Mathematische Kompetenz: WLE	Berechnet auf Grundlage eines Tests mit 27 Items (0=nicht gelöst, 1=gelöst)	range: [-4.52099, 4.72049]	zeitvariant, in W2 ^b erhoben	nicht viele fehlende Werte zu erwarten ->MI ^e	math	Math. Kom- petenz: WLE	range: [-4.52099, 4.72049]
SC2_WeightsKindergarten	w_tp2	Gewicht für Kinder und Eltern mit gemeinsamer Teilnahme Welle 2	vorgegeben	range: [0.731, 5.162]	-	MVs ^c nicht möglich	w_tp2	(Übername)	(Übernahme)

a Kinderliste, diese Liste wurde von der Kindergartenleitung zur Verfügung gestellt.

b W1, Welle1; W2, Welle2.

c MVs, Missing Values.

d LOCF, Last observation carried forward.

e MI, Multiple Imputation.

f 0 = [0A/1A] kein Abschluss,

1 = [2B] Haupt-, Volksschulabschluss, Berufsvorbereitende Maßnahme,

2 = [2A] Mittlere Reife, Realschulabschluss,

3 = [3A] Fachhochschulreife, Hochschulreife,

4 = [3B] Lehre, Berufsfachschule, Fachschule des Gesundheitswesens (weniger als zwei Jahre), Beamter einfacher Dienst, berufliche Grundkenntnisse,

5 = [3C] Beamter mittlerer Dienst,

6 = [4A] Fachhochschulreife, Hochschulreife (Second Cycle),

7 = [4B] Lehre, Berufsfachschule, Fachschule des Gesundheitswesens (weniger als zwei Jahre), Beamter einfacher Dienst, berufliche Grundkenntnisse (Second Cycle),

8 = [5B] Fach- u. Berufsakad. Abschl., Verwaltungsfachhochsch., Fachsch. des Gesundheitswesens (mind. zwei Jahre), Meister/Techniker, anderer Fachschulabschl., Beamter gehobener Dienst,

9 = [5A] Bachelor, Master, Diplom, Magister, Staatsexamen, Beamter höherer Dienst,

10 = [6] Promotion, Habilitation.

Anhang 5 – Stata-Output – Imputationsmodell, ausgeführter ICE-Befehl in Stata.

```
. ice math i.preterm migration male o.hisei o.iscedresp nonuclearfam ///
> o.sibling regioneast p2xmale p3xmale p2xmi p3xmi p2xi2 p3xi2 p2xi3 p3xi3 ///
> p2xh2 p3xh2 p2xh3 p3xh3, passive(p2xi2 : (preterm==2)*(iscedresp==2)\ ///
> p3xi2 : (preterm==3)*(iscedresp==2)\ p2xi3:(preterm==2)*(iscedresp==3)\ ///
> p3xi3 : (preterm==3)*(iscedresp==3)\ p2xh2:(preterm==2)*(hisei==2)\ ///
> p3xh2 : (preterm==3)*(hisei==2)\ p2xh3 : (preterm==2)*(hisei==3)\ ///
> p3xh3 : (preterm==3)*(hisei==3))seed(22) m(10) saving(data_g\ifinal,replace)
i.preterm      _Ipreterm_1-3      (naturally coded; _Ipreterm_1 omitted)
i.hisei        _Ihisei_1-3        (naturally coded; _Ihisei_1 omitted)
i.iscedresp    _Iiscedresp_1-3    (naturally coded; _Iiscedresp_1 omitted)
i.sibling      _Isibling_0-2      (naturally coded; _Isibling_0 omitted)
```

Variable	Command	Prediction equation
_Ipreterm_2		[No missing data in estimation sample]
_Ipreterm_3		[No missing data in estimation sample]
migration		[No missing data in estimation sample]
male		[No missing data in estimation sample]
p2xmale		[No missing data in estimation sample]
p3xmale		[No missing data in estimation sample]
p2xmi		[No missing data in estimation sample]
p3xmi		[No missing data in estimation sample]
math	regress	_Ipreterm_2 _Ipreterm_3 migration male _Ihisei_2 _Ihisei_3 _Iiscedresp_2 _Iiscedresp_3 nonuclearfam _Isibling_1 _Isibling_2 regioneast p2xmale p3xmale p2xmi p3xmi p2xi2 p3xi2 p2xi3 p3xi3 p2xh2 p3xh2 p2xh3 p3xh3
iscedresp	ologit	math _Ipreterm_2 _Ipreterm_3 migration male _Ihisei_2 _Ihisei_3 nonuclearfam _Isibling_1 _Isibling_2 regioneast p2xmale p3xmale p2xmi p3xmi p2xh2 p3xh2 p2xh3 p3xh3
_Iiscedre~2		[Passively imputed from (iscedresp==2)]
_Iiscedre~3		[Passively imputed from (iscedresp==3)]
regioneast	logit	math _Ipreterm_2 _Ipreterm_3 migration male _Ihisei_2 _Ihisei_3 _Iiscedresp_2 _Iiscedresp_3 nonuclearfam _Isibling_1 _Isibling_2 p2xmale p3xmale p2xmi p3xmi p2xi2 p3xi2 p2xi3 p3xi3 p2xh2 p3xh2 p2xh3 p3xh3
p2xi2		[Passively imputed from (preterm==2)*(iscedresp==2)]
p3xi2		[Passively imputed from (preterm==3)*(iscedresp==2)]
p2xi3		[Passively imputed from (preterm==2)*(iscedresp==3)]
p3xi3		[Passively imputed from (preterm==3)*(iscedresp==3)]
nonuclear~m	logit	math _Ipreterm_2 _Ipreterm_3 migration male _Ihisei_2 _Ihisei_3 _Iiscedresp_2 _Iiscedresp_3 _Isibling_1 _Isibling_2 regioneast p2xmale p3xmale p2xmi p3xmi p2xi2 p3xi2 p2xi3 p3xi3 p2xh2 p3xh2 p2xh3 p3xh3
hisei	ologit	math _Ipreterm_2 _Ipreterm_3 migration male _Iiscedresp_2 _Iiscedresp_3 nonuclearfam _Isibling_1 _Isibling_2 regioneast p2xmale p3xmale p2xmi p3xmi p2xi2 p3xi2 p2xi3 p3xi3
_Ihisei_2		[Passively imputed from (hisei==2)]
_Ihisei_3		[Passively imputed from (hisei==3)]
p2xh2		[Passively imputed from (preterm==2)*(hisei==2)]
p3xh2		[Passively imputed from (preterm==3)*(hisei==2)]
p2xh3		[Passively imputed from (preterm==2)*(hisei==3)]
p3xh3		[Passively imputed from (preterm==3)*(hisei==3)]
sibling	ologit	math _Ipreterm_2 _Ipreterm_3 migration male _Ihisei_2 _Ihisei_3 _Iiscedresp_2 _Iiscedresp_3 nonuclearfam regioneast p2xmale p3xmale p2xmi p3xmi p2xi2 p3xi2 p2xi3 p3xi3 p2xh2 p3xh2 p2xh3 p3xh3
_Isibling_1		[Passively imputed from (sibling==1)]
_Isibling_2		[Passively imputed from (sibling==2)]

Anhang 6 – Überblick über die Variablen, die Eingang in die Regressionsanalyse fanden.

Name der Variable	Label	Skalierung
hisei	Sozioökonomischer Status (HISEI)	1 = niedrig, 2 = mittel, 3 = hoch.
iscedresp	Bildungsniveau der Mutter (ISCED)	(-> zwei Dummy Variablen (0,1)) 1 ≤ Sekundarbereich II, 2 = Sekundarbereich II, 3 = Tertiärbereich.
male	Geschlecht Zielkind	(-> zwei Dummy Variablen (0,1)) 0 = Weiblich, 1 = Männlich.
math	Mathematische Kompetenz: WLE	Spanne: [-4.52, 4.72]
migration	Migrationshintergrund	0 = Kein Migrationshintergrund, 1 = Migrationshintergrund.
nonuclearfam	Familienstruktur	0 = Kernfamilie, 1 = keine Kernfamilie,
preterm	Gestationsalter	1 = Termingerech geboren, 2 = fehlende Angaben, 3 = Frühgeboren.
regioneast	Wohnregion	(-> zwei Dummy Variablen (0,1)) 0 = Westdeutschland, 1 = Ostdeutschland.
sibling	Geschwister	0 = Einzelkind, 1 = Geschwisterkind, 2 ≥ mehr als ein Geschwisterkind
		(-> zwei Dummy Variablen (0,1))

Anmerkung: Variablen wurden in alphabetischer Ordnung aufgeführt, für die trichotomen Variablen wurde die jeweils niedrigste Kategorie als Referenzkategorie ausgewählt.

Anhang 7 – Stata-Output – geschätzte Regressionskoeffizienten, einfache lineare Regressionsanalyse zum Zusammenhang zwischen Frühgeburtlichkeit und mathematischer Kompetenz, zu Modell 1.

```
. xi: mim: svy: regress math i.preterm
> // Selection
i.preterm      _Ipreterm_1-3      (naturally coded; _Ipreterm_1 omitted)
[Note: using ice-style format variables _mi and _mj]

Multiple-imputation estimates (svy: regress)      Imputations =      10
Survey: Linear regression                        Minimum obs =     1965
                                                Minimum dof =     265.4
```

math	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Int.]	FMI
_Ipreterm_2	-.308248	.101194	-3.05	0.003	-.507492 -.109004	0.018
_Ipreterm_3	-.437277	.158808	-2.75	0.006	-.749942 -.124613	0.007
_cons	.175226	.044854	3.91	0.000	.086917 .263536	0.008

Anmerkung: Multiple Imputationsanalysen mit M=10; Berücksichtigung des komplexen Survey-Designs, mit dem Befehl (svyset ID_i [pweight = w_tp2]).

Anhang 8 – Stata-Output – geschätzte Regressionskoeffizienten, multiple lineare Regressionsanalyse zum Zusammenhang zwischen Frühgeburtlichkeit und mathematischer Kompetenz, zu Modell 2.

```
. xi: mim: svy: regress math i.preterm male migration i.iscedresp i.hisei
i.preterm      _Ipreterm_1-3      (naturally coded; _Ipreterm_1 omitted)
i.iscedresp    _Iiscedresp_1-3    (naturally coded; _Iiscedresp_1 omitted)
i.hisei        _Ihisei_1-3        (naturally coded; _Ihisei_1 omitted)
[note: using ice-style format variables _mi and _mj]
```

```
Multiple-imputation estimates (svy: regress)      Imputations =      10
Survey: Linear regression                        Minimum obs =     1965
                                                Minimum dof =     235.5
```

math	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Int.]	FMI
_Ipreterm_2	-.228939	.100417	-2.28	0.023	-.426659 -.031219	0.021
_Ipreterm_3	-.356908	.148136	-2.41	0.017	-.648561 -.065254	0.007
male	.148017	.070927	2.09	0.038	.008372 .287663	0.012
migration	-.233285	.085183	-2.74	0.007	-.401033 -.065537	0.034
_Iiscedres~2	.333312	.113695	2.93	0.004	.109376 .557247	0.047
_Iiscedres~3	.544221	.153355	3.55	0.000	.242256 .846185	0.024
_Ihisei_2	.451218	.096177	4.69	0.000	.261741 .640695	0.061
_Ihisei_3	.655781	.129687	5.06	0.000	.400428 .911133	0.021
_cons	-.530134	.128881	-4.11	0.000	-.783965 -.276303	0.044

Anmerkung: Multiple Imputationsanalysen mit M=10; Berücksichtigung des komplexen Survey-Designs, mit dem Befehl (svyset ID_i [pweight = w_tp2]).

Anhang 9 – Stata-Output – Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Überprüfung der Interaktion zwischen kindlichem Geschlecht und Frühgeburtlichkeit in der Einflussnahme auf die mathematische Kompetenz, zu Modell 3.

```
. mim: svy: regress math _Ipreterm_2 _Ipreterm_3 male migration ///
> _Iiscedresp_2 _Iiscedresp_3 _Ihisei_2 _Ihisei_3 p2xmale p3xmale
[note: using ice-style format variables _mi and _mj]
```

```
Multiple-imputation estimates (svy: regress)      Imputations =      10
Survey: Linear regression                        Minimum obs =     1965
                                                Minimum dof =     234.9
```

math	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Int.]	FMI
_Ipreterm_2	-.293249	.133145	-2.20	0.028	-.55539 -.031108	0.010
_Ipreterm_3	-.321674	.198675	-1.62	0.107	-.71283 .069482	0.008
male	.113974	.072973	1.56	0.119	-.029698 .257646	0.008
migration	-.235442	.085501	-2.75	0.006	-.403814 -.06707	0.034
_Iiscedres~2	.333326	.114069	2.92	0.004	.108655 .557996	0.047
_Iiscedres~3	.547946	.15358	3.57	0.000	.245539 .850353	0.024
_Ihisei_2	.450027	.095245	4.72	0.000	.262384 .637669	0.062
_Ihisei_3	.660687	.127589	5.18	0.000	.409466 .911909	0.021
p2xmale	.12241	.207229	0.59	0.555	-.285596 .530417	0.012
p3xmale	-.061593	.325683	-0.19	0.850	-.702806 .579619	0.008
_cons	-.514264	.127378	-4.04	0.000	-.765123 -.263404	0.040

Anhang 10 – Stata-Output – Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Überprüfung der Interaktion zwischen dem Zuwanderungshintergrund des Kindes und der Frühgeburtlichkeit in der Einflussnahme auf die mathematische Kompetenz, zu Modell 4.

```
. mim: svy: regress math _Ipreterm_2 _Ipreterm_3 male migration ///
> _Iiscedresp_2 _Iiscedresp_3 _Ihisei_2 _Ihisei_3 p2xmi p3xmi
[note: using ice-style format variables _mi and _mj]
```

```
Multiple-imputation estimates (svy: regress)      Imputations =      10
Survey: Linear regression                       Minimum obs =    1965
                                                Minimum dof =   234.6
```

math	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Int.]	FMI
_Ipreterm_2	-.214619	.118496	-1.81	0.071	-.447918 .018681	0.010
_Ipreterm_3	-.407709	.186829	-2.18	0.030	-.775542 -.039875	0.007
male	.149933	.070908	2.11	0.035	.010325 .289542	0.011
migration	-.230964	.081252	-2.84	0.005	-.390939 -.070988	0.012
_Iiscedres-2	.332515	.113455	2.93	0.004	.109045 .555985	0.049
_Iiscedres-3	.542758	.15262	3.56	0.000	.242239 .843277	0.025
_Ihisei_2	.448443	.096093	4.67	0.000	.259128 .637758	0.063
_Ihisei_3	.654245	.129942	5.03	0.000	.39839 .910099	0.021
p2xmi	-.043063	.189802	-0.23	0.821	-.41683 .330704	0.034
p3xmi	.143787	.30747	0.47	0.640	-.461568 .749141	0.008
_cons	-.529173	.127771	-4.14	0.000	-.780806 -.27754	0.040

Anhang 11 – Stata-Output – Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Überprüfung der Interaktion zwischen dem sozioökonomischen Status der Familie und der Frühgeburtlichkeit in der Einflussnahme auf die mathematische Kompetenz, zu Modell 5.

```
. mim: svy: regress math _Ipreterm_2 _Ipreterm_3 male migration ///
> _Iiscedresp_2 _Iiscedresp_3 _Ihisei_2 _Ihisei_3 p2xh2 p2xh3 p3xh2 p3xh3
[note: using ice-style format variables _mi and _mj]
```

```
Multiple-imputation estimates (svy: regress)      Imputations =      10
Survey: Linear regression                       Minimum obs =    1965
                                                Minimum dof =   224.8
```

math	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Int.]	FMI
_Ipreterm_2	-.224945	.177753	-1.27	0.207	-.575005 .125114	0.039
_Ipreterm_3	-.538431	.277889	-1.94	0.054	-1.08555 .008684	0.008
male	.147732	.069846	2.12	0.035	.010214 .285249	0.012
migration	-.235982	.084621	-2.79	0.006	-.402625 -.06934	0.035
_Iiscedres-2	.337144	.116523	2.89	0.004	.107642 .566645	0.046
_Iiscedres-3	.547312	.154296	3.55	0.000	.24349 .851133	0.026
_Ihisei_2	.429996	.088764	4.84	0.000	.255225 .604766	0.017
_Ihisei_3	.632975	.131008	4.83	0.000	.375038 .890913	0.012
p2xh2	.001168	.229647	0.01	0.996	-.451369 .453705	0.073
p2xh3	-.031982	.279855	-0.11	0.909	-.58304 .519075	0.026
p3xh2	.253682	.354537	0.72	0.475	-.444339 .951703	0.008
p3xh3	.507105	.397437	1.28	0.203	-.275378 1.28959	0.008
_cons	-.518282	.126837	-4.09	0.000	-.768067 -.268496	0.038

```
. mim: testparm p3xh2 p3xh3
[note: using ice-style format variables _mi and _mj]
```

- (1) p3xh2 = 0
- (2) p3xh3 = 0

```
F( 2, 2.0e+07) = 0.82
Prob > F = 0.4407
```

Anhang 12– Stata-Output – Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Überprüfung der Interaktion zwischen dem Bildungsniveau der Mutter und der Frühgeburtlichkeit in der Einflussnahme auf die mathematische Kompetenz, zu Modell 6.

```
. mim: svy: regress math _Ipreterm_2 _Ipreterm_3 male migration ///
> _Iiscedresp_2 _Iiscedresp_3 _Ihisei_2 _Ihisei_3 p2xi2 p2xi3 p3xi2 p3xi3
[note: using ice-style format variables _mi and _mj]

Multiple-imputation estimates (svy: regress)      Imputations =    10
Survey: Linear regression                       Minimum obs =   1965
                                                Minimum dof =   235.7
```

math	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Int.]	FMI
_Ipreterm_2	-.330563	.171905	-1.92	0.056	-.669063 .007937	0.028
_Ipreterm_3	-.06998	.186147	-0.38	0.707	-.436475 .296515	0.010
male	.152312	.070644	2.16	0.032	.013224 .291401	0.011
migration	-.236137	.084079	-2.81	0.005	-.401707 -.070566	0.033
_Iiscedres~2	.336908	.120987	2.78	0.006	.098686 .575131	0.021
_Iiscedres~3	.460401	.13669	3.37	0.001	.191257 .729545	0.022
_Ihisei_2	.446309	.096289	4.64	0.000	.256611 .636006	0.061
_Ihisei_3	.651956	.129683	5.03	0.000	.396609 .907304	0.022
p2xi2	.057364	.22341	0.26	0.798	-.382654 .497382	0.046
p2xi3	.225554	.246312	0.92	0.361	-.259457 .710565	0.027
p3xi2	-.506754	.282202	-1.80	0.074	-1.06236 .048854	0.009
p3xi3	.161597	.262612	0.62	0.539	-.355442 .678637	0.009
_cons	-.498735	.126499	-3.94	0.000	-.747807 -.249664	0.019

```
. mim: testparm p3xi2 p3xi3
[note: using ice-style format variables _mi and _mj]

( 1) p3xi2 = 0
( 2) p3xi3 = 0

      F( 2, 1.6e+07) =    3.33
      Prob > F =    0.0358
```

Anhang 13 – Stata-Output – Kindergartenkinder mit einer anerkannten Behinderung wurden von der Analyse ausgeschlossen, zu Modell 7.

```
. xi: mim: svy: regress math i.preterm male migration i.iscedresp i.hisei
i.preterm      _Ipreterm_1-3      (naturally coded; _Ipreterm_1 omitted)
i.iscedresp    _Iiscedresp_1-3    (naturally coded; _Iiscedresp_1 omitted)
i.hisei        _Ihisei_1-3        (naturally coded; _Ihisei_1 omitted)
[note: using ice-style format variables _mi and _mj]

Multiple-imputation estimates (svy: regress)      Imputations =    10
Survey: Linear regression                       Minimum obs =   1945
                                                Minimum dof =   231.8
```

math	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Int.]	FMI
_Ipreterm_2	-.229014	.100493	-2.28	0.023	-.426884 -.031145	0.021
_Ipreterm_3	-.251423	.118098	-2.13	0.034	-.483936 -.018909	0.008
male	.165681	.071633	2.31	0.021	.024645 .306716	0.012
migration	-.24785	.085336	-2.90	0.004	-.415898 -.079802	0.034
_Iiscedres~2	.345812	.112122	3.08	0.002	.124972 .566652	0.048
_Iiscedres~3	.557374	.152559	3.65	0.000	.256977 .857771	0.024
_Ihisei_2	.429956	.093693	4.59	0.000	.245357 .614554	0.066
_Ihisei_3	.636132	.129708	4.90	0.000	.380736 .891528	0.021
_cons	-.531962	.128522	-4.14	0.000	-.785086 -.278838	0.044

Anhang 14 – Stata-Output – Ergebnisse der Sensitivitätsanalyse, Schätzung eines linearen gemischten Modells (Mixed Model), Definition eines Random Intercept-Modells mit einem Zufallseffekt auf Kindergartenebene, zu Modell 8.

```
. mim: xtmixed math _Ipreterm_2 _Ipreterm_3 male migration ///
> _Iiscedresp_2 _Iiscedresp_3 _Ihisei_2 _Ihisei_3 [pweight=w_tp2] || ID_i:
[Note: using ice-style format variables _mi and _mj]
```

```
Multiple-imputation estimates (xtmixed)           Imputations =      10
Mixed-effects regression                         Minimum obs =    1965
                                                Minimum dof =    889.8
```

math	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Int.]	FMI
_Ipreterm_2	-.199418	.094734	-2.11	0.035	-.385111 -.013724	0.016
_Ipreterm_3	-.305941	.130251	-2.35	0.019	-.561229 -.050653	0.000
male	.126019	.060908	2.07	0.039	.006639 .245399	0.007
migration	-.253282	.083193	-3.04	0.002	-.416352 -.090212	0.015
_Iiscedres~2	.340539	.099736	3.41	0.001	.145017 .53606	0.024
_Iiscedres~3	.530186	.149304	3.55	0.000	.237543 .822828	0.010
_Ihisei_2	.359983	.087217	4.13	0.000	.188807 .531158	0.062
_Ihisei_3	.602138	.124585	4.83	0.000	.35791 .846365	0.022
_cons	-.46599	.125044	-3.73	0.000	-.711139 -.220842	0.027
/lns1_1_1	-.711453	.088165			-.884254 -.538652	0.004
/lnsig_e	-.068704	.031706			-.130847 -.006562	0.003

Danksagung

Herrn Professor Urschitz danke ich für die Überlassung des Themas.

Insbesondere bedanke ich mich bei Ihm für die kontinuierliche und sehr gute Betreuung während der gesamten Arbeitszeit. Ich erhielt während dieser Phase viele sachdienliche Hinweise, die zur Vollendung der Arbeit notwendig waren. Sein motivierender Zuspruch und seine Beurteilungen bestärkten mich in meiner Arbeitsweise und unterstützten das Fortschreiten der Arbeit.

Mein weiterer Dank richtet sich an das Bamberger Schulungsteam. Die Schulung führte in die NEPS-Studie ein und vermittelte erforderliche Grundlagen für den Umgang mit den sehr umfangreichen Datensätzen.

Meinen Eltern möchte ich für ihre Unterstützung während der Arbeitsphase danken.

Abschließend möchte ich meine Freude und meinen Dank bekunden, dass ich die Möglichkeit hatte, am postgradualen Masterstudiengang Epidemiologie der Johannes Gutenberg Universität Mainz teilnehmen zu dürfen. Ohne die erlangten fundierten epidemiologischen Grundlagen wäre die Bearbeitung dieses Themas methodisch nicht möglich gewesen.

Lebenslauf

Persönliche Daten

Name	Strothotte
Vorname	Jill
Geburtsdatum	05.08.1971
Geburtsort	Bad Oeynhausen
Familienstand	ledig
Konfession	römisch-katholisch

Qualifikationen

Fachärztin für Allgemeinmedizin

Master of Science in Epidemiology, M. Sc.

Chirotherapie, Naturheilverfahren, Akupunktur, Hausärztliche Geriatrie,
Palliativmedizin, Sozialmedizin

Schul- und Hochschulausbildung

1982–1990 Immanuel-Kant-Gymnasium, Bad Oeynhausen

29.05.1990 Abitur

1990–1996 Medizinstudium an der Ernst-Moritz-Arndt Universität in Greifswald

16.04.1998 Approbation als Ärztin

2010–2014 Studiengang Master of Science in Epidemiology, NRW-Network Uni-
versität Bielefeld und Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf,
fortführend an der Johannes Gutenberg-Universität Mainz.

16.09.2014 Master of Science in Epidemiology (M. Sc.), Johannes Gutenberg-
Universität, Mainz.

Facharztanerkennungen und Anerkannte Zusatzbezeichnungen

07.04.2001 Fachärztin für Allgemeinmedizin

14.01.2006 Fachärztin für Innere und Allgemeinmedizin (Hausärztin)

27.09.2002 Naturheilverfahren

13.07.2004 Chirotherapie

20.10.2007	Akupunktur
12.04.2008	Palliativmedizin
29.08.2009	Sozialmedizin

Tätigkeiten

10/1996–12/1996	ÄiP, Intensivstation der Kardiochirurgischen Klinik des Herz- zentrums Bad Oeynhausen (HDZ NRW), Prof. Dr. Körfer.
01/1997–05/1999	<u>Weiterbildungsabschnitt Innere Medizin:</u> ÄiP in der Kardiologie und nachfolgend Assistenzärztin in der Gastroenterologie des Krankenhauses Bad Oeynhausen, Prof. Dr. Nissen (MED I) und Prof. Dr. Lesch (MED II).
06/1999–01/2000	<u>Weiterbildungsabschnitt Chirurgie:</u> Assistenzärztin in der Allgemeinchirurgie des Krankenhauses Lübbecke, Chefarzt Dr. Akdemir.
03/2000–03/2002	<u>Weiterbildungsabschnitt Allgemeinmedizin:</u> Weiterbildungsassistentin und nachfolgend genehmigte Praxis- assistentin in der Gemeinschaftspraxis der hausärztli- chen/landärztlichen Versorgung Dr. Lücker und Dr. Twele in Preußisch Oldendorf.
05/2002–12/2003	<u>Weiterbildungsabschnitt Sozialmedizin:</u> Stationsärztin in der Orthopädischen Abteilung der Klinik Porta Westfalica in Bad Oeynhausen, Klinik für Anschlussheilbehand- lungen und medizinische Rehabilitationsmaßnahmen, Chefarzt Dr. Ostermann.
03/2004–09/2004	Tätigkeit in der hausärztlichen Praxis Dr. Mobascheri in Bad Oeynhausen mit anschließender Praxisübernahme.
von 10/2004 bis dato	<u>Vertragsärztliche Tätigkeit im Bereich der hausärztlichen Ver- sorgung als Fachärztin für Allgemeinmedizin.</u>