

Goethe-Universität Frankfurt am Main
Fachbereich Gesellschaftswissenschaften

Lena Ehret

Gleichberechtigung in der Bildung durch Entwicklungszusammenarbeit?

Eine Längsschnittanalyse zum Einfluss von Gleichstellungsförderung auf die
Geschlechterparität in der Primar- und Sekundarbildung

Masterarbeit

Themenstellerin: Prof. Dr. Birgit Becker

Vorgelegt in der Masterprüfung im Studiengang:
Internationale Studien / Friedens- und Konfliktforschung

Frankfurt am Main 2017

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung	4
2. Bisheriger Forschungsstand	7
2.1 <i>Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit auf das Wirtschaftswachstum</i>	7
2.2 <i>Sektoraler Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit</i>	11
3. Konzeptioneller und theoretischer Rahmen	18
3.1 <i>Auswirkungen von Bildung: Wachstumstheorien und Befähigungsansatz</i>	18
3.2 <i>Gleichstellung im Bildungswesen und Entwicklungspolitik</i>	20
4. Daten und Methode	24
4.1 <i>Daten</i>	24
4.2 <i>Variablen</i>	26
4.3 <i>Methode</i>	35
5. Analyse	41
5.1 <i>Deskriptive Analyse</i>	41
5.2 <i>Multivariate Analyse</i>	47
6. Diskussion und Fazit	61
7. Literaturverzeichnis	66
8. Appendix	71

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Übersicht der Studien zur Wirkungsmessung von Entwicklungszusammenarbeit im Bildungsbereich	17
Tabelle 2:	Fallreduzierung der betrachteten Empfängerländer	25
Tabelle 3:	Übersicht der Regressionsvariablen, 2002 – 2015	45
Tabelle 4:	Korrelationsmatrix der Regressionsvariablen	47
Tabelle 5:	<i>Fixed-Effects</i> -Modell mit und ohne quadratischen Term der Entwicklungszusammenarbeit	49
Tabelle 6:	<i>Fixed-Effects</i> -Modell zum Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit auf das Geschlechterverhältnis der Primar- und Sekundarschulabschlussraten	51
Tabelle 7:	<i>System-GMM</i> -Modell zum Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit auf das Geschlechterverhältnis der Primar- und Sekundarschulabschlussraten	53
Tabelle 8:	Robustheits-Test 1, <i>System-GMM</i> -Modell mit logarithmierter abhängiger Variable	56
Tabelle 9:	Robustheits-Test 2, <i>System-GMM</i> -Modell ohne quadrierten Term der Entwicklungszusammenarbeit	58
Tabelle 10:	Robustheits-Test 3, <i>System-GMM</i> -Modell zum Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit auf die absoluten Schulabschlussraten von Mädchen	59

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1:	Geschlechterverhältnis Primarschulabschlussraten, Durchschnitt 2002-2015	42
Abbildung 2:	Geschlechterverhältnis Sekundarschulabschlussraten, Durchschnitt 2002-2015	42
Abbildung 3:	Gleichstellungsrelevante Entwicklungszusammenarbeit im Bildungssektor pro Kopf, Durchschnitt 2002-2015	44
Abbildung 4:	Streudiagramm von gleichstellungsrelevanter Entwicklungszusammenarbeit im Bildungssektor und dem Geschlechterverhältnis der Primarschulabschlussraten	48
Abbildung 5:	Streudiagramm von gleichstellungsrelevanter Entwicklungszusammenarbeit im Bildungssektor und dem Geschlechterverhältnis der Sekundarschulabschlussraten	48

1. Einleitung

Die Förderung der weltweiten Bildungssituation ist eine Kernaufgabe der internationalen Entwicklungszusammenarbeit. Bildung ist die Grundvoraussetzung für die soziale, politische und kulturelle Entwicklung jedes Einzelnen sowie der gesamten Gesellschaft. Gleichzeitig fördert sie das wirtschaftliche Wachstum und den Wohlstand der Länder (Barro 1996). Dennoch wird vielen Kindern und Erwachsenen ihr Menschenrecht auf Bildung verwehrt. Betroffen sind hiervon insbesondere Frauen, die keine Möglichkeit zum Besuch einer Schule haben (UNESCO 2012). Ein wichtiger Aspekt der Förderung weltweiter Bildung liegt daher in der Verwirklichung der Gleichstellung der Geschlechter im Bildungswesen. Die Gleichheit der Geschlechter in der Bildung ist dabei nicht nur ein Wert an sich, die Förderung der Bildung von Frauen wirkt sich zusätzlich positiv auf die Entwicklung eines Landes aus. Eine bessere Bildung der Frauen hat einen positiven Einfluss auf das ökonomische Wachstum (Klasen 1999, 2002; Balamounelutz und McGillivray 2009), die Bekämpfung von Armut, das Wohlbefinden und die Bildung von Kindern als auch auf die Gleichheit der Geschlechter in weiteren Bereichen der Gesellschaft (Raney und Subbarao 1995; World Bank 2012). Trotz beständiger Fortschritte in der schulischen Bildung von Frauen, insbesondere bei den Einschulungsraten von Mädchen, existieren weltweit noch immer große Unterschiede zwischen den Schulbildungsniveaus von Männern und Frauen (UNESCO 2012). Angesichts dieser Ungleichheiten und deren besonderer gesellschaftlicher und wirtschaftlicher Relevanz, widmete die Weltgemeinschaft der Geschlechtergleichstellung in der Bildung im Jahr 2000 eine bedeutende Stellung innerhalb der Millenniumsentwicklungsziele. Die Beseitigung des Geschlechtergefälles auf allen Bildungsebenen bis spätestens zum Jahr 2015 lautet die Zielvorgabe des Millenniumsentwicklungsziels drei zur Gleichstellung der Geschlechter und Stärkung der Rolle von Frauen. Um das Erreichen der Entwicklungsziele zu gewährleisten, verpflichtete sich die internationale Gemeinschaft alle Länder, welche die Erfüllung der Ziele alleine nicht bewerkstelligen können, durch Aufwendungen und Bemühungen zu unterstützen. Für das Millenniumsentwicklungsziel drei und die Beseitigung des Geschlechtergefälles in der Bildung bedeutete dies in den letzten Jahren einen deutlichen Anstieg der offiziellen Entwicklungszusammenarbeit speziell für den Sektor Bildung (vgl. Thiele et al. 2007; d'Aiglepierre und Wagner 2013).

Ob die zugesprochenen Entwicklungsleistungen jedoch den beabsichtigten Effekt

zeigen und tatsächlich einen positiven Einfluss auf die Gleichstellung der Geschlechter in der Bildung ausüben, ist nicht belegt. Die wissenschaftliche Forschung bezüglich der Wirksamkeit von Entwicklungszusammenarbeit fokussierte sich lange Zeit lediglich auf deren gesamtwirtschaftliche Auswirkungen. Verschiedene Studien kommen hierbei jedoch zu sehr unterschiedlichen Ergebnissen. Ein deutlicher und robuster Einfluss der offiziellen Entwicklungszusammenarbeit auf das Wirtschaftswachstum ist nicht belegt. Bei einigen Studien zeigt sich ein positiver Effekt (Hansen und Tarp 2000; Clemens et al. 2012), andere hingegen finden keinen Zusammenhang (Boone 1996; Roodman 2007) oder nur unter der Bedingung der guten Regierungsführung in den Empfängerländern (Burnside und Dollar 2000). Vor einigen Jahren entwickelte sich daher ein neuer Forschungszweig, der die unmittelbare Wirkung der entwicklungspolitischen Leistungen auf Ebene der Sektoren untersucht. So deutet beispielsweise die Arbeit von Mishra und Newhouse (2009) darauf hin, dass die Entwicklungszusammenarbeit für den Gesundheitssektor einen positiven Einfluss auf den Rückgang der Kindersterblichkeitsrate ausübt. Für den Bildungssektor etwa finden Dreher et al. (2008) einen positiven Zusammenhang zwischen der Höhe der Bildungsförderung und einem Anstieg der Einschulungsraten in den Empfängerländern. Der Aspekt der Gleichberechtigung der Geschlechter fand jedoch bisher kaum Beachtung in diesem Forschungszweig. Lediglich Pickbourn und Ndikumana (2016) widmen sich in ihrer Arbeit dem Einfluss der Entwicklungszusammenarbeit auf die Gleichberechtigung. Dabei zeigt sich einerseits ein positiver Effekt der gesamten Entwicklungsleistungen auf das allgemeine Niveau der Geschlechterungleichheit eines Landes. Andererseits scheint auch die Bildungsförderung einen Einfluss auf die Reduzierung der Geschlechterungleichheiten der Alphabetisierungsraten Jugendlicher auszuüben. Diese Arbeit knüpft an das neue Forschungsfeld des sektoralen Einflusses von Entwicklungszusammenarbeit an und erweitert die geringe empirische Evidenz im Bereich der Wirksamkeitsmessung von Entwicklungszusammenarbeit auf die Gleichstellung der Geschlechter. Der Fokus liegt dabei auf dem Millenniumsentwicklungsziel drei und der Beseitigung des Geschlechtergefälles auf verschiedenen Bildungsebenen.

Das Ziel dieser Arbeit ist es, den Einfluss der offiziellen Entwicklungszusammenarbeit für den Bildungssektor auf die Gleichstellung der Geschlechter in der Bildung zu untersuchen. Diese Arbeit nutzt die verfügbaren Informationen der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) bezüglich der gleichstellungsrelevanten Bildungsförderung für den Zeitraum von 2002 bis 2015, um mithilfe

einer Paneldatenanalyse den Einfluss der Leistungen auf das Geschlechtergefälle der Schulabschlussraten von Primar- und Sekundarschule zu untersuchen. Damit trägt diese Arbeit zu neuen Erkenntnissen sowohl im Bereich der Wirkung von Entwicklungszusammenarbeit auf die Geschlechterparität als auch auf die Gerechtigkeit im Bildungswesen bei. Die Studie geht dabei über bisherige Arbeiten hinaus indem nicht nur der Effekt der gesamten Bildungsförderung geschätzt wird, sondern zusätzlich auch der Einfluss der spezifischen Primar- und Sekundarschulförderung. Die entwicklungspolitischen Leistungen, welche die Gleichstellung der Geschlechter im Bildungswesen gezielt fördern, sollen so konkret wie möglich bestimmt werden. Die betrachteten Kategorien von Entwicklungszusammenarbeit werden daher weiter danach differenziert ob sie neben der Förderung der Bildung zusätzlich auch die der Gleichstellung und Teilhabe von Frauen zum Ziel haben. Möglich ist dies durch die Daten des Gläubigerberichtssystems des Entwicklungsausschusses der OECD. Seit 2002 werden dort die Entwicklungsmaßnahmen der OECD-Geberländer, die speziell in Projekte zur Gleichstellung und Teilhabe von Frauen fließen, in einer eigenen Kategorie erfasst. Im Bildungssektor können dies unter anderem Maßnahmen zur Ausarbeitung von Gender-Strategien in den Bildungsministerien oder zur Ausstattung von Schulen speziell anhand der Bedürfnisse von Schülerinnen sein (vgl. BMZ 2017b). Ein Beispiel eines gleichstellungsrelevanten Projekts im Bildungsbereich ist das „Vorhaben Grundbildung Guinea“ der deutschen finanziellen Zusammenarbeit über zehn Millionen Euro, dessen Ziel der verbesserte Zugang zur Grundbildung, insbesondere für Mädchen, innerhalb der benachteiligten Projektregionen ist (KfW 2017). Neben dem Bau und der Ausstattung von Schulen wird dabei auch auf die Sensibilisierung der lokalen Bevölkerung für die Bedeutung und Notwendigkeit der Bildung von Mädchen Wert gelegt.

Die Arbeit ist wie folgt gegliedert: Zuerst erfolgt eine ausführliche Übersicht über die relevante Literatur im Bereich der Wirksamkeitsmessung von Entwicklungszusammenarbeit, ausgehend von den makroökonomischen Auswirkungen der entwicklungspolitischen Leistungen auf das gesamtwirtschaftliche Wachstum hin zu Fortschritten in einzelnen Sektoren der Empfängerländer. Daraufhin wird der konzeptionelle und theoretische Rahmen der Arbeit bezüglich entwicklungspolitischer Maßnahmen und der Geschlechterparität in der Bildung erläutert. Dabei wird auf die Bedeutung der Förderung von Gleichstellung im Bildungswesen eingegangen und Annahmen hinsichtlich der Wirksamkeit dieser Maßnahmen hergeleitet. Anschließend folgt eine Übersicht über die Daten und detaillierte Erläuterungen aller verwendeten Variablen, wie auch eine Be-

schreibung der beiden angewandten Methoden der Paneldatenanalyse. Die Ergebnisse der deskriptiven und multivariaten Analyse werden im nächsten Abschnitt präsentiert. Sie deuten an, dass die gleichstellungsrelevante Primarschulförderung einen positiven Effekt auf das Geschlechtergefälle der Primarschulabschlussraten ausübt. Für die Abschlussraten der Sekundarschule und die weiteren Kategorien der Entwicklungszusammenarbeit zeigt sich kein signifikanter Effekt. Die Arbeit endet mit einem Fazit und der Diskussion der Befunde.

2. Bisheriger Forschungsstand

2.1 Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit auf das Wirtschaftswachstum

Der Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit lässt sich auf unterschiedlichen Ebenen beurteilen. Auf der Mikroebene wird die Annahme der Wirksamkeit von Entwicklungszusammenarbeit durch eine Vielzahl an positiven entwicklungspolitischen Projekten bekräftigt. Die gezielte Förderung lokaler Projekte erscheint, gemäß den Projektevaluationen der Geberinstitutionen und –länder, Erfolg versprechend. Für die Institutionen der deutschen Entwicklungszusammenarbeit berichten beispielsweise Michaelowa und Borrmann über einen Anteil von 70-89 Prozent erfolgreich abgeschlossener Maßnahmen (2005). Auf der Makroebene sind die Ergebnisse weitaus umstrittener. Wissenschaftliche Studien kommen zu keinem einheitlichen Ergebnis. Ein eindeutiger und signifikant positiver Zusammenhang zwischen der ökonomischen Entwicklung eines Landes und den erhaltenen Entwicklungsleistungen ist aufgrund des komplexen Zusammenhangs zwischen Entwicklungszusammenarbeit und wirtschaftlichem Fortschritt schwer nachweisbar. Die deutlichen Projekterfolge von entwicklungspolitischen Leistungen auf der Mikroebene bei einer gleichzeitig schwierig nachzuweisenden Wirkung auf der Makroebene, werden in der Literatur als das Mikro-Makro-Paradoxon der Wirksamkeit von Entwicklungszusammenarbeit bezeichnet (vgl. d’Aiglepierre und Wagner 2013, S. 6; Pickbourn und Ndikumana 2016, S. 397). Die wissenschaftliche Debatte bezüglich dieses Paradoxons befasst sich nahezu ausschließlich mit den makroökonomi-

schen Auswirkungen von Entwicklungszusammenarbeit, vornehmlich dem Zusammenhang zwischen der Höhe der erhaltenen Entwicklungsleistungen und dem gesamtwirtschaftlichen Wachstum des Empfängerlandes. Aufgrund des Fehlens eines bedeutsamen theoretischen Rahmens fokussiert sich der Erkenntnisgewinn bezüglich der Wirksamkeit von Entwicklungszusammenarbeit auf die vorhandenen empirischen Studien (Masud und Yontcheva 2005, S. 4). Diese existieren in großer Anzahl, gelangen jedoch – ohne einen gemeinsamen Konsens zu erreichen – zu sehr unterschiedlichen Ergebnissen.

Boone (1996) untersucht als Erster mit einem umfangreichen Datensatz von 96 Ländern zwischen 1971 und 1990, die Beziehung zwischen Entwicklungszusammenarbeit und Wirtschaftswachstum. Seine Studie kann keinen positiven Zusammenhang zwischen der Höhe der entwicklungspolitischen Leistungen und einem Anstieg an Investitionen in den Empfängerländern ausmachen. Vielmehr findet er gar einen negativen Einfluss der Entwicklungszusammenarbeit. Öffentliche Mittel, welche durch die erhaltenen entwicklungspolitischen Leistungen frei werden, steigern ineffektive staatliche Ausgaben und führen zu einem wachsenden Staatsapparat.

Boones (1996) Arbeit erregte viel Aufmerksamkeit und war der Anlass für vermehrte Forschung bezüglich der makroökonomischen Wirkung von Entwicklungszusammenarbeit. Die im Anschluss erschienene Literatur dieses Bereichs lässt sich daher als Antwort auf Boones Ergebnisse verstehen. Clemens et al. (2012) unterscheiden dabei drei verschiedene Strömungen: die bedingte, die absolute und die Null-Strömung. In den Studien der bedingten Strömung wird argumentiert, dass Entwicklungszusammenarbeit nur unter besonderen Voraussetzungen eine Wirkung entfaltet. Boone (1996) konnte keinen Zusammenhang finden, da entwicklungspolitische Leistungen nur in Ländern, die günstige Rahmenbedingungen erfüllen, einen Einfluss zeigen. Die bedeutsamste Arbeit dieser Strömung stammt von zwei Ökonomen der Weltbank, Burnside und Dollar (2000). Diese legen anhand der Daten von 40 Niedrigeinkommensländern zwischen 1970 bis 1993 statistisch dar, dass Entwicklungszusammenarbeit in Verbindung mit einer „guten“ Wirtschaftspolitik das gesamtwirtschaftliche Wachstum eines Landes fördert. Die Empfängerländer müssen hierzu über eine niedrige Inflationsrate, ein geringes Haushaltsdefizit, Handelsöffnung und eine ausgeprägte Rechtsstaatlichkeit verfügen. Die von der Weltbank in Auftrag gegebene Studie wurde auch von ebenjener in ihrer Gesamtheit veröffentlicht (World Bank 1998). Durch die erfolgreiche Forderung nach einer Neuausrichtung der Entwicklungszusammenarbeit anhand von Kriterien guter Re-

gierungsführung zogen die Ergebnisse auch politische Konsequenzen nach sich (vgl. Easterly 2003, S. 24 ff.).

Arbeiten, die sich der absoluten Strömung zuordnen lassen, kommen hingegen zu dem Ergebnis, dass Entwicklungszusammenarbeit unabhängig von den weiteren Rahmenbedingungen eines Landes Wirkungen erzielt. In den Analysen von Hansen und Tarp (2001) zeigt sich ein robuster, positiver Zusammenhang zwischen Entwicklungszusammenarbeit und der Wirtschaftsleistung der Empfängerländer. Der Zusammenhang ist jedoch nicht linear, er nimmt mit steigenden Leistungen ab. Werden die abnehmenden Erträge durch eine Variable der quadrierten Entwicklungsleistungen kontrolliert, verlieren zusätzlich die Variablen der guten Regierungsführung an Bedeutung. Auch in Ländern mit weniger günstigen ökonomischen und politischen Voraussetzungen ist demnach ein positiver, abnehmender Effekt der entwicklungspolitischen Leistungen auf das gesamtwirtschaftliche Wachstum festzustellen. Die Befunde von Boone (1996) und Burnside und Dollar (2000) sind somit nicht robust. Bereits kleine Modifikationen der Daten und statistischen Auswertung kehren ihre Untersuchungsergebnisse in das Gegenteil um (Hansen und Tarp 2001, 2000).

Die darauffolgende dritte Strömung findet das Nullresultat von Boone (1996) bestätigt. Ihre ökonometrischen Analysen lassen keinen signifikant positiven Einfluss der Entwicklungszusammenarbeit auf die wirtschaftliche Entwicklung der Empfängerländer erkennen. Rajan und Subramanian (2005) finden anstelle eines fördernden Zusammenhangs negative Auswirkungen von Entwicklungszusammenarbeit auf die Wettbewerbsfähigkeit eines Landes, veranlasst durch verhältnismäßig langsames Wachstum im Produktionssektor. Auch Easterly (2006) kann keinen Beitrag von entwicklungspolitischen Leistungen zur Entwicklung eines Landes erkennen. Er veröffentlicht seine Kritik an der Entwicklungszusammenarbeit in seinem Buch *Why the West's Efforts to Aid the Rest Have Done So Much Ill and So Little Good*. Die Ergebnisse dieser Studien beruhen auf umfangreicheren Datensätzen als ihre Vorgänger, insbesondere was die Zeitspanne der Untersuchung betrifft. Die Verfügbarkeit der Daten über einen größeren Zeitabschnitt ist auch für die Forschung von Roodman (2007) von Bedeutung. In einer Überprüfung der wesentlichen Literatur der ersten beiden Strömungen mit positiven Befunden kommt er zu dem Ergebnis, dass alle Studien empfindlich auf eine Ausweitung ihres Datensatzes reagieren. Basierend auf ihren Erkenntnissen rät diese Strömung daher zu einem Umdenken der internationalen Zusammenarbeit (vgl. Clemens et al. 2012, S. 593).

Neuere Arbeiten tendieren wieder zu einem positiven Gesamtbeitrag der internationalen Entwicklungszusammenarbeit. Clemens et al. (2012) argumentieren, dass die zeitliche Verzögerung zwischen Ursache und Wirkung der Entwicklungsleistungen in den bisherigen Studien nur unzutreffend berücksichtigt wurde. Einige Maßnahmen, wie der Bau einer Straße, können unmittelbar Wirkung entfalten. Die Errichtung einer Schule, mit einer Verbesserung an Bildungsmöglichkeiten, kann hingegen erst Jahre später Effekte auf die wirtschaftliche Entwicklung zeigen. Von humanitärer Hilfe wiederum ist kein Einfluss auf das Wirtschaftswachstum zu erwarten (Clemens et al. 2012, S. 591). Werden nur Leistungen in die Untersuchung miteinbezogen, bei denen davon ausgegangen werden kann, dass sie das Wirtschaftswachstum tatsächlich fördern und wird dieser Effekt mit einer zeitlichen Verzögerung gemessen, dann zeichnet sich ab, dass wesentliche Erhöhungen der Entwicklungszusammenarbeit zu einem leichten Anstieg der Investitionen und des Wachstums führen. Clemens et al. (2012) folgern, dass Entwicklungsgelder in geringem Ausmaß das Wirtschaftswachstum fördern, es jedoch von Land zu Land große Unterschiede gibt und der Effekt bei hohen Leistungszahlungen abnimmt. Arndt et al. (2015) unterstützen das sich erneut abzeichnende positive Bild von Entwicklungszusammenarbeit. Sie konzentrieren sich auf die langfristigen, kumulierten Auswirkungen der entwicklungspolitischen Maßnahmen und erweitern die Untersuchungseinheit über die gängige Wahl des Wirtschaftswachstums hinaus. Aus den von ihnen untersuchten 40 Jahren der entwicklungspolitischen Zusammenarbeit ergibt sich ein ausdrücklich positiver Eindruck. Entwicklungszusammenarbeit befördert den strukturellen Wandel, trägt zur Verminderung von Armut bei und regt das Wirtschaftswachstum an.

Die Debatte über die makroökonomische Wirksamkeit von Entwicklungszusammenarbeit kommt folglich bis heute nicht zu einem eindeutigen Ergebnis. Je nach Untersuchungsgegenstand, -zeitraum und -methode zeigt Entwicklungszusammenarbeit stets einen Einfluss, keinen Einfluss oder nur unter bestimmten Bedingungen. Ein Grund hierfür ist, dass die gesamten öffentlichen Aufwendungen für Entwicklung äußerst heterogen sind und jeweils unterschiedliche Auswirkungen haben. Zusätzlich ist die Wirkung von Entwicklungsleistungen auf das Wirtschaftswachstum höchst komplex und erfolgt auf vielen verschiedenen Wegen, die in ihrer Gesamtheit kaum zu erfassen sind.

2.2 Sektoraler Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit

Aufgrund der vielfältigen Verbindungen zwischen Entwicklungszusammenarbeit und Wachstum steht die Wissenschaft bei der Analyse dieser Beziehung vor erheblichen Herausforderungen. Um diese Schwierigkeiten zu umgehen, gingen Forschende vor ein paar Jahren dazu über, die Effektivität von Entwicklungszusammenarbeit auf der sektoralen Meso-Ebene zu analysieren. Dabei wird der Einfluss der Entwicklungsleistungen auf Fortschritte in den jeweiligen Sektoren analysiert, anstatt auf die makroökonomische Entwicklung des Empfängerlandes. Anstelle der stark aggregierten Daten der gesamten Entwicklungszusammenarbeit werden zusätzlich vermehrt sektorspezifische Entwicklungsleistungen zur Untersuchung verwendet. Möglich wurde diese neue Entwicklung in der Forschung zum Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit durch die Verfügbarkeit desaggregierter Daten der Entwicklungsleistungen für verschiedene Sektoren, beispielsweise für die Bereiche Gesundheit oder Bildung. Aufgrund des sich noch entwickelnden Forschungszweigs ist die Anzahl vorhandener Studien in diesem Bereich überschaubar. Ähnlich der Literatur zum Einfluss von Entwicklungsleistungen auf das Wirtschaftswachstum zeigen auch die Arbeiten zur sektoralen Wirkung von Entwicklungszusammenarbeit kein eindeutiges Ergebnis.

Die Sektoren Gesundheit und Wasser

Aufgrund der anzunehmenden schnellen Auswirkungen von Maßnahmen im Bereich Gesundheit konzentriert sich ein Großteil der Forschung über den sektoralen Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit auf diesen Sektor. Williamson (2008) ist die Erste, die sich statt der wirtschaftlichen der menschlichen Entwicklung widmet und für ihre Analyse desaggregierte Daten der Entwicklungsleistungen speziell für das Gesundheitswesen nutzt. Es wird damit erstmalig der Frage nachgegangen, ob Entwicklungszusammenarbeit im Gesundheitssektor einen Beitrag leistet zur Verbesserung des Wohlbefindens der Menschen in den Empfängerländern. Mithilfe eines *Fixed-Effects*-Modells wird der Einfluss der spezifischen Leistungen auf vier verschiedene Indikatoren von Gesundheit untersucht: Kindersterblichkeit, Lebenserwartung, Mortalität und Schutzimpfungen. Die Ergebnisse deuten an, dass entwicklungspolitische Maßnahmen im Gesundheitssektor nicht der Förderung des allgemeinen Wohlbefindens dienen. Es ist kein Einfluss der Entwicklungszusammenarbeit auf eine Verbesserung innerhalb der vier Gesundheitsindikatoren erkennbar.

Ungefähr zeitgleich wenden sich auch Mishra und Newhouse (2009) der Verbindung von Gesundheitsförderung und Kindersterblichkeit zu. Bei ihrer Untersuchung von 118 Ländern im Zeitraum zwischen 1973 und 2004 kommen sie jedoch, verglichen mit Williamson (2008), zu einem entgegengesetzten Ergebnis. Entwicklungszusammenarbeit im Gesundheitssektor zeigt in ihrem *System-GMM*-Modell einen signifikant positiven Effekt auf den Rückgang der Kindersterblichkeitsrate. Demnach reduziert eine Verdopplung der Gesundheitsleistungen pro Kopf die Kindersterblichkeit des Empfängerlandes um zwei Prozent. Für ein durchschnittliches Land bedeutet dabei eine Erhöhung der Leistungen um 1,60 US-Dollar pro Kopf eineinhalb Sterbefälle von Kleinkindern weniger pro 1000 Geburten (Mishra und Newhouse 2009).

Weitere Studien im Bereich der Wirkungsmessung von entwicklungspolitischen Leistungen für den Gesundheitssektor auf die allgemeine Mortalität sowie die Kindersterblichkeit folgen. Hiervon bestätigt jedoch keine die positiven Befunde von Mishra und Newhouse (2009). Wilson (2011) verwendet für seine Untersuchung eine Datenbank mit Angaben zu mehr Gebern für sektorspezifische Entwicklungsleistungen als seine Vorgänger. Seine Befunde bestätigen die von Williamson (2008). In den 96 betrachteten Ländern mit hohen Sterblichkeitsraten kann keine Beeinflussung der Mortalitätsrate durch die Förderung im Gesundheitssektor festgestellt werden. Weltweit gingen die Sterblichkeitsraten in den letzten Jahrzehnten deutlich zurück, dabei ist jedoch im Durchschnitt kein Unterschied feststellbar zwischen Ländern, die hohe Leistungen im Gesundheitssektor erhielten, und solchen, die nur geringe Leistungen empfangen.

Mukherjee und Kizhakethalackal (2013) bestätigen mit ihrer semiparametrischen Studie die Wirkungslosigkeit der Gesundheitsförderung auf die Kindersterblichkeitsrate. Das Fehlen einer fundierten Theorie, welche einen linearen Zusammenhang zwischen der Entwicklungszusammenarbeit im Gesundheitssektor und dem tatsächlichen Wohlbefinden erklären würde, veranlasst die Autoren dazu, eine nichtparametrische Schätzung durchzuführen, um den Zusammenhang zwischen den Variablen zu erklären. Die Förderung im Gesundheitssektor zeigt keinen signifikanten Einfluss auf die Kindersterblichkeitsrate. Erreicht jedoch die durchschnittliche Bildung des Landes ein bestimmtes Niveau, führen die entwicklungspolitischen Maßnahmen zu einer Verringerung der Mortalitätsrate, so die Autoren.

Neben der Untersuchung der (Kinder-)Sterblichkeitsrate für den Gesundheitssektor, existiert lediglich eine Studie im Bereich der sektoralen Wirkungsmessung von Entwicklungszusammenarbeit, die nicht dem Bereich Bildung zuzuordnen ist. Gopalan und

Rajan (2016) konzentrieren sich auf den Sektor der Wasser- und Sanitärversorgung. Ihre Arbeit findet mithilfe eines *Fixed-Effects*-Modells einen signifikant positiven Einfluss der Entwicklungszusammenarbeit in diesem Sektor auf den tatsächlichen Zugang zu Wasser und Sanitäranlagen in den Empfängerländern. Vergleichbar mit Mukherjee und Kizhakethalackal (2013) untersuchen auch Gopalan und Rajan (2016) den Zusammenhang zwischen den entwicklungspolitischen Leistungen und den Erfolgen in diesem Sektor auf Nichtlinearitäten. Es zeigt sich, dass die Förderung im Sektor der Wasser- und Sanitärversorgung lediglich in Ländern mit niedrigem mittlerem Einkommen effektiv ist und nicht in einkommensschwachen Ländern und denen des oberen Segments der mittleren Einkommensgruppe. Entwicklungszusammenarbeit scheint folglich erst Erfolge zu erzielen, sofern die Empfängerländer ein gewisses Einkommensniveau erreicht haben. Zusätzlich weisen die Befunde der Autoren auf eine abnehmende Wirkung der Entwicklungszusammenarbeit bei steigenden Leistungen hin.

Der Sektor Bildung

Neben Gesundheit ist es vor allem der Bildungssektor, auf den sich das Interesse der Wirkungsmessung von Entwicklungszusammenarbeit auf der Meso-Ebene konzentriert. Die Studien, die in diesem Bereich veröffentlicht wurden, differenzierten sich im Laufe der Jahre sowohl methodisch als auch in den abhängigen und unabhängigen Variablen weiter. Die Befunde dieses Forschungszweigs weisen auf einen weitgehend positiven Einfluss der Höhe der Entwicklungsleistungen auf Fortschritte im Bildungswesen der Empfängerländer hin.

Zu Beginn der sektoralen Wirkungsmessung von Entwicklungszusammenarbeit untersuchen Masud und Yontcheva (2005) den Einfluss von Entwicklungsmaßnahmen auf die Indikatoren der menschlichen Entwicklung, darunter auch auf die Analphabetismusrate als Maß des Bildungsniveaus eines Landes. Die Arbeit verwendet noch keine disaggregierten Daten bezüglich der Förderung speziell für den Bildungssektor. Stattdessen werden Angaben zu den gesamten Entwicklungsleistungen verwendet, wie es für den Forschungszweig hinsichtlich des Zusammenhangs von Entwicklungszusammenarbeit und Wirtschaftswachstum üblich ist. Bisher einzigartig ist die zusätzliche Aufnahme entwicklungspolitischer Maßnahmen von Nichtregierungsorganisationen in die Analyse. Deren Wirkung wird getrennt von der üblichen staatlichen, bilateralen Entwicklungszusammenarbeit gemessen. Das *System-GMM*-Modell der Autorinnen findet kei-

nen Zusammenhang zwischen den erhaltenen Leistungen und einer Abnahme des Analphabetismus für die 313 Beobachtungen der 51 im Datensatz enthaltenen Länder von 1990 bis 2001. Dies gilt sowohl für die staatlichen Entwicklungsleistungen als auch für die der Nichtregierungsorganisationen.

Ähnlich wie Masud und Yontcheva (2005) betrachten auch Fielding et al. (2006) die Auswirkungen der gesamten Entwicklungszusammenarbeit auf die Indikatoren der menschlichen Entwicklung. Für die meisten Indikatoren zeigt sich in ihrer Studie eine positive Beeinflussung durch die erhaltenen Entwicklungsleistungen. Auf den Anteil der Erwachsenen mit abgeschlossener Primarschulbildung, der als Indikator für den Bildungssektor verwendet wird, wirkt sich die Höhe der gesamten empfangenen Leistungen jedoch nicht signifikant aus. Folglich können beide Studien, die anstelle von desaggregierten Daten zur Bildungsförderung Angaben der gesamten Entwicklungsleistungen verwenden, keinen positiven und signifikanten Zusammenhang zwischen der Höhe der entwicklungspolitischen Leistungen und Fortschritten im Bildungssektor der Empfängerländer ausmachen.

Dahingegen zeichnen die Arbeiten, die den Einfluss der desaggregierten Entwicklungszusammenarbeit im Bereich Bildung untersuchen, ein positiveres Bild. Michaelowa (2004) Studie ist die erste, die mit *Fixed-* und *Random-Effects*-Modellen Hinweise auf einen Beitrag der Bildungsförderung zur Steigerung der Einschulungsrate in den 80 betrachteten Niedrigeinkommensländern liefert. Signifikant sind die Ergebnisse ihrer 277 Beobachtungen jedoch nur, sofern als erklärende Variable die gesamte erhaltene Bildungsförderung oder die Leistungen als Anteil des Bruttoinlandsprodukts verwendet werden. Die Bildungsförderung pro Kopf hingegen zeigt keinen signifikanten Einfluss. Die Ergebnisse weisen zusätzlich auf einen Zusammenhang zwischen guter Regierungsführung und der Wirkung von Entwicklungszusammenarbeit hin. Unter besonders schlechten institutionellen und politischen Bedingungen scheint sich Entwicklungszusammenarbeit gar negativ auf die Einschulungsrate auswirken.

Dreher et al. (2008) verwenden wie Michaelowa (2004) desaggregierte Daten zur Überprüfung der Wirksamkeit von Entwicklungszusammenarbeit im Bereich Bildung. In ihrer Untersuchung von 96 Empfängerländern mit 267 Beobachtungen zwischen 1970 und 2004 zeigt sich ein robuster und signifikant positiver Zusammenhang, auch zwischen der Bildungsförderung pro Kopf und der Grundschuleinschulungsrate. Dies gilt sowohl für die *Fixed-Effects* als auch für die *System-GMM*-Modelle. Der Effekt ist gering, dennoch nicht unbedeutend. Eine Erhöhung der entwicklungspolitischen Maß-

nahmen im Bildungssektor um einen Dollar pro Kopf führt gemäß des *System-GMM*-Modells zu einer Zunahme der Einschulungsrate um 0,3 Prozent. Aufgrund ihrer Befunde betonen die Autoren die Verwendung sektoral desaggregierter Daten zur Wirksamkeitsmessung von Entwicklungszusammenarbeit.

Birchler und Michaelowa (2016) gehen über die genannte Literatur hinaus, indem sie die Entwicklungszusammenarbeit für den Bildungssektor weiter untergliedern. Insgesamt zeigt sich bei ihren Analysen ein bescheidener, doch signifikant positiver Effekt der Bildungsförderung auf die Einschulungsrate. Dabei sind besonders die Subkategorien der Entwicklungszusammenarbeit im Bildungsbereich für die positive Wirkung ausschlaggebend, die im direkten Zusammenhang mit der Primarschulbildung stehen: Bildungseinrichtungen, Lehrerausbildung und Grundbildung. Aus der *System-GMM*-Schätzung mit 260 Beobachtungen von 110 Ländern für den Zeitraum 1996 bis 2010 geht hervor, dass eine Erhöhung der Bildungsförderung um ein Prozent eine Steigerung der Einschulungsrate um 0,06 Prozent nach sich zieht. Dabei gilt es jedoch zu beachten, dass der signifikant positive Effekt, den Birchler und Michaelowa (2016) finden, nicht robust gegenüber ökonometrischen Veränderungen des Modells und einer Ausweitung des Datensatzes ist.

Die bisher genannten Autoren konzentrieren sich in ihren Arbeiten zur sektoralen Effektivität von Entwicklungszusammenarbeit im Bildungswesen auf die Einschulungszahlen und damit auf den Umfang der Bildung in den Empfängerländern. D'Aiglepierre und Wagner (2013) weiten dies aus und untersuchen neben dem Einfluss auf die Quantität der Bildung auch die Wirkung der Entwicklungszusammenarbeit auf Gerechtigkeit und Qualität in der Primarschulbildung. Dabei nutzen sie anstelle der Entwicklungszusammenarbeit für den Bildungssektor die weiter aufgeschlüsselten Daten der Entwicklungsmaßnahmen speziell für den Bereich der Primarschulbildung. Die Grundschulförderung zeigt im *Fixed-Effects*-Modell einen signifikant positiven Einfluss, insbesondere auf den Umfang der Primarschulbildung, gemessen anhand der Einschulungs- und Grundschulabschlussraten. Auch auf die Bildungsgerechtigkeit, in Form der Geschlechterparität der Einschulungs- und Abschlussraten, scheint die Primarschulförderung einen positiven Effekt zu haben. Dieser Effekt ist jedoch weniger eindeutig, da er je nach verwendeter Methoden und Variablen nicht immer ein signifikantes Niveau erreicht. Ähnlich verhält es sich mit den Indikatoren für die Schulqualität. Zusätzlich zeigt sich, dass die Wirksamkeit der Entwicklungszusammenarbeit im Bereich der Grundschulförderung in ihrer Intensität mit zunehmender Höhe abnimmt. Verwenden die Autoren an-

stelle der Primarschulförderung Daten der gesamten Bildungsförderung oder aller entwicklungspolitischer Leistungen, lassen sich keine signifikanten Effekte auf das Bildungswesen der Empfängerländer mehr feststellen.

Dem Aspekt der Geschlechtergerechtigkeit bei der Wirkungsmessung von Entwicklungszusammenarbeit widmen sich auch Pickbourn und Ndikumana (2016). Sie betrachten unter anderem den Effekt der gesamten Entwicklungszusammenarbeit auf das allgemeine Niveau der Geschlechtergleichheit der Empfängerländer, gemessen anhand des *Gender-Inequality-Index* des *United Nations Development Programme*. Gleichzeitig messen die Autoren auch die Wirkung der entwicklungspolitischen Maßnahmen für den Bildungssektor auf die Gleichheit der Geschlechter im Bildungswesen. Als Indikator verwenden sie dabei Geschlechterunterschiede in der Alphabetisierungsrate von Jugendlichen. Es zeigt sich sowohl für die Bildungsförderung ein signifikant positiver Einfluss auf das Geschlechterverhältnis der Alphabetisierungsraten der Jugendlichen als auch für die gesamte Entwicklungszusammenarbeit auf das allgemeine Niveau der Geschlechtergleichheit. Dieser Effekt auf den *Gender Inequality Index* ist jedoch, im Gegensatz zum Effekt auf die Alphabetisierungsrate, abhängig vom ursprünglichen Niveau der Geschlechtergerechtigkeit des Landes und dessen Pro-Kopf-Einkommen.

Tabelle 1 fasst nochmals die Studien zusammen, die im Bereich der Wirkungsmessung von Entwicklungszusammenarbeit im Bildungsbereich veröffentlicht wurden. Neben den Autoren wird der Bildungsindikator als abhängige Variable genannt, die Art der Entwicklungszusammenarbeit als unabhängige Variable sowie die Anzahl der untersuchten Länder, der Zeitraum und die Signifikanz des Effekts. Insbesondere bei den Arbeiten, die disaggregierte Daten der Entwicklungszusammenarbeit für ihre Analysen nutzen, überwiegt ein signifikant positiver Effekt der Förderung auf Fortschritte im Bildungswesen der Empfängerländer. Dieser ist jedoch häufig nicht robust gegenüber Modifikationen der ökonometrischen Analysen.

Tabelle 1: Übersicht der Studien zur Wirkungsmessung von Entwicklungszusammenarbeit im Bildungsbereich

Publikation	Indikatoren	Art der EZ	Länder	Zeitraum	Sig.
(Birchler und Michaelowa 2016)	Einschulungsrate	Bildungs-EZ p.K.	110	1996-2010	(ja)
(d'Aiglepierre und Wagner 2013)	Einschulungsrate, Primarschulabschlussrate, Geschlechterverhältnis Einschulungsrate, Geschlechterverhältnis Primarschulabschlussrate, Wiederholungsrate, Schüler-Lehrer-Verhältnis	Primarschulbildungs-EZ p.K.	70-88	1999-2007	ja ja ja (ja) (ja) nein
(Dreher et al. 2008)	Einschulungsrate	Bildungs-EZ p.K.	96	1970-2004	ja
(Fielding et al. 2006)	Primarschulabschlussrate	EZ gesamt p.K.	48	-	nein
(Masud und Yontcheva 2005)	Analphabetismusrate	EZ gesamt p.K., EZ NGOs p.K.	54-76	1990-2001	nein nein
(Michaelowa 2004)	Einschulungsrate	Bildungs-EZ, Bildungs-EZ p.K., Bildungs-EZ / BIP	60-80	1975-2000 1993-2000	ja nein ja
(Pickbourn und Ndikumana 2016)	Gender-Inequality-Index, Geschlechterverhältnis Analphabetismusrate von Jugendlichen	EZ gesamt / BIP, Bildungs-EZ / BIP	61-76	1975-2010	(ja) ja

Anmerkung: ja = signifikant, nein = nicht signifikant, (ja) = Signifikanz des Effekts nicht robust gegenüber methodischer Veränderungen und Modifikationen des Datensatzes

Quelle: Eigene Zusammenstellung

Der Forschungszweig der sektoralen Wirkungsmessung von Entwicklungszusammenarbeit ist augenscheinlich noch in seiner Anfangsphase mit einer überschaubaren Anzahl an wissenschaftlicher Literatur. Auffällig ist, dass sie sich auf die beiden Sektoren Gesundheit und Bildung konzentriert und dabei vorrangig die Sterblichkeits- und Einschulungsrate als Indikatoren nutzt. Im Bildungssektor sind es nur d'Aiglepierre und Wagner (2013), die über die Untersuchung der Wirkung von Bildungsförderung auf die Quantität der Bildung der Empfängerländer hinausgehen und auch Indikatoren bezüg-

lich der Qualität und der Gerechtigkeit des Bildungswesens in ihre Analysen miteinbeziehen. Zudem ist es bemerkenswert, dass lediglich eine Studie existiert, die sich explizit mit dem Effekt der Entwicklungszusammenarbeit auf die Gleichberechtigung der Geschlechter befasst (vgl. Pickbourn und Ndikumana 2016). Die Forschungslücke im Themenfeld von Gleichstellung und Entwicklungszusammenarbeit ist besonders verwunderlich, da die Gleichheit der Geschlechter sowohl in den Millenniumsentwicklungszielen (MDG drei: Gleichstellung der Geschlechter fördern und die Rolle der Frauen stärken) als auch in den Zielen für nachhaltige Entwicklung (SDG fünf: Geschlechtergerechtigkeit und Selbstbestimmung für alle Mädchen und Frauen erreichen) prominent vertreten ist. Diese Arbeit soll daher einen Beitrag zur Schließung der Forschungslücke im Bereich der Wirksamkeitsmessung von Entwicklungszusammenarbeit auf die Gleichstellung und Teilhabe von Frauen leisten. Durch die Untersuchung des Einflusses der Entwicklungsleistungen auf das Geschlechterverhältnis der Abschlussraten von Primar- und Sekundarschule wird sich bei dieser Studie am Millenniumsentwicklungsziel drei orientiert, dessen Ziel die Beseitigung des Geschlechtergefälles in der Primar- und Sekundarschulbildung darstellt.

3. Konzeptioneller und theoretischer Rahmen

3.1 Auswirkungen von Bildung: Wachstumstheorien und Befähigungsansatz

In diesem Abschnitt wird einerseits anhand der wirtschaftswissenschaftlichen Humankapitaltheorie und andererseits durch den Befähigungsansatz nach Amartya Sen dargelegt, weshalb Investitionen in Bildung – insbesondere in den gleichberechtigten Zugang zu Bildung für alle – für die Entwicklung eines Landes von großer Bedeutung sind. In den Wirtschaftswissenschaften wurde die Ressource Bildung bereits früh als wichtiger Faktor der gesamtwirtschaftlichen Leistung eines Landes ausgemacht. Adam Smith war der Erste, der in seinem Buch *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations* (1776) das Wissen und die Fertigkeiten der Arbeitskräfte als Humankapital be-

zeichnet, dem er als zusätzlichem Produktionsfaktor eine eigene ökonomische Bedeutung zuordnet. In Wachstumstheorien geht die Ressource Bildung seither als ein Indikator des Humankapitals unmittelbar in die makroökonomische Produktionsfunktion ein. Damit ist das Bildungsniveau der Bevölkerung eine wesentliche Einflussgröße für das Wirtschaftswachstum eines Landes. Der Einfluss kann dabei sowohl direkt als auch indirekt erfolgen. Investitionen in Bildung haben eine höhere Produktivität zur Folge, was wiederum zu einer Steigerung des Lohnniveaus führt. Auf diese Weise besitzen Bildungsinvestitionen einen direkten Einfluss auf die wirtschaftliche Leistung eines Landes (Becker 1993). Die indirekte Wirkung erfolgt durch die Förderung von Erkenntnis, Ideen und Innovationen durch Bildung. Dies unterstützt wiederum den technischen Fortschritt, einen treibenden Faktor ökonomischen Wachstums (Solow 1957). Da das Bildungsniveau aller Bürger eines Landes dessen Humankapital bildet, hat auch eine Benachteiligung von Frauen in deren Zugang zu Bildung eine unmittelbare Auswirkung auf die Wirtschaftsleistung. Wird die Leistungsfähigkeit der weiblichen Bevölkerung nicht in gleichem Maße gefördert und genutzt wie die der männlichen Bevölkerung, verringert dies das durchschnittliche Humankapital eines Landes und damit auch dessen ökonomisches Potenzial. Verschiedene wissenschaftliche Arbeiten, die sich speziell mit Geschlechterungleichheiten in der Bildung und deren Auswirkungen auf das Bruttoinlandsprodukt und das Wirtschaftswachstum befassen, bestätigen diese Annahme (vgl. Klasen 1999, 2002; Knowles et al. 2002; Baliaoune-Lutz und McGillivray 2009; Klasen und Lamanna 2009). So finden beispielsweise Baliaoune-Lutz und McGillivray (2009) einen signifikant negativen Zusammenhang zwischen geschlechtsspezifischen Ungleichheiten in den Alphabetisierungsraten Jugendlicher und dem Wirtschaftswachstum der betrachteten Länder. Klasen und Lamanna (2009) stellen weiterhin fest, dass der Effekt der Bildungsungleichheiten auf das Wirtschaftswachstum bemerkenswert groß ist. Je nach Region lassen sich 0,7 bis 0,9 Prozent des jährlichen Unterschieds im Wirtschaftswachstum zwischen Regionen mit geringem und größerem Geschlechtergefälle in der Bildung auf ebenjene Geschlechterungleichheiten zurückführen.

Die Humankapitaltheorie betont den Nutzen von Bildung für die wirtschaftliche Entwicklung. Sie ist jedoch auch vielfach hierfür kritisiert worden. Einer der größten Kritikpunkte ist ihre Reduzierung der Bildungserträge auf den ökonomischen Nutzen. Weitere gesellschaftliche Vorteile eines höheren Bildungsniveaus, etwa im sozialen, politischen oder kulturellen Bereich, werden außer Acht gelassen (vgl. Turrent 2016, S. 31). Dabei existieren vielfältige Belege für die positiven Auswirkungen einer Bildungs-

förderung – speziell der von Frauen – auf die gesellschaftliche Entwicklung eines Landes. Eine bessere Ausbildung von Frauen senkt das Armutsrisiko, da sie zu einer vermehrten Partizipation auf dem Arbeitsmarkt beiträgt. Weiterhin führen Investitionen in die Bildung der weiblichen Bevölkerung zu kenntnisreicheren Müttern. Dies lässt sowohl die Mütter- als auch die Säuglingssterblichkeitsrate sinken und hat eine Abnahme der Mangelernährung von Kindern zur Folge. Auch auf die Schulbildung ihrer Kinder hat die Bildung einer Mutter einen positiven Einfluss (Raney und Subbarao 1995; World Bank 2012). Auf Grundlage der Kritik an der Humankapitaltheorie, die diese positiven Auswirkungen nicht berücksichtigt, entstanden Bestrebungen, den zusätzlichen Wert der Bildung für den gesamtgesellschaftlichen Fortschritt hervorzuheben. Der Nobelpreisträger Sen beispielsweise betont, dass Bildung nicht nur der wirtschaftlichen Leistungssteigerung diene, sondern einen Wert an sich habe (2001). Bildung gebe den Menschen grundlegende Fähigkeiten, ihre individuellen Freiheiten zu vergrößern. Der Anstieg der individuellen Freiheit, oder auch der Verwirklichungschancen, sei das eigentliche Ziel, die Zunahme des wirtschaftlichen Wohlstands nur eine Begleiterscheinung. Mit diesem Befähigungsansatz gelang es Sen gemeinsam mit Nussbaum (1993) einen Paradigmenwechsel in der internationalen Entwicklungspolitik herbeizuführen. Deren Fokus verlagerte sich daraufhin von einer Förderung des wirtschaftlichen Wachstums hin zu einer Verbesserung der allgemeinen Lebensumstände.

3.2 Gleichstellung im Bildungswesen und Entwicklungspolitik

Der positive Wert der Bildung für alle wird sowohl von der Humankapitaltheorie als auch vom Befähigungsansatz hervorgehoben. Sie fördert die ökonomische und gesellschaftliche Entwicklung eines Landes und ist gleichzeitig ein Zweck an sich. Die gleichberechtigte Bildung für alle trägt somit erheblich zum übergeordneten Ziel der Entwicklungszusammenarbeit bei: der Förderung der wirtschaftlichen und sozialen Entwicklung und des Wohlstands der Länder. Die Bildungsförderung, speziell die Gleichstellungsförderung im Bildungswesen, genießt daher im internationalen entwicklungspolitischen Diskurs hohe Aufmerksamkeit. Im Jahr 2000 fand in Dakar ein durch die UNESCO organisiertes Weltbildungsforum statt. Der dort verabschiedete Aktionsplan nennt unter anderem den kostenlosen, verpflichtenden und qualitativ hochwertigen Zugang zu Grundbildung, insbesondere für Mädchen und benachteiligte Kinder, bis zum Jahr 2015 als Ziel. Bei der Formulierung der Millenniumsentwicklungsziele durch

die internationale Gemeinschaft wurden die Zielsetzungen des Aktionsplans von Dakar aufgegriffen. Zwei der acht Millenniumsziele befassen sich mit der Thematik der Geschlechterparität im Bildungswesen. Durch das Millenniumsentwicklungsziel zwei soll gewährleistet werden, dass alle Kinder – Mädchen wie Jungen – überall auf der Welt bis 2015 die Möglichkeit haben, einen Grundschulabschluss zu erlangen. Das dritte Ziel spricht von der Beseitigung des Geschlechtergefälles in der Primar- und Sekundar-schulbildung bis 2005 und auf allen weiteren Bildungsebenen bis spätestens 2015 (BMZ 2017a). Entwicklungszusammenarbeit wird dabei als eine Option gesehen, die Millenniumsentwicklungsziele zu erreichen (UNDP 2005). Die internationale Gebergemeinschaft verpflichtete sich daher, jene Länder bei der Erfüllung der Ziele zu unterstützen, die ihrer Verantwortung selbst nicht nachkommen können. In den darauffol-genden Jahren erhöhten die Geberländer ihre offizielle Entwicklungszusammenarbeit, um weltweite Bildung für alle und die Gleichstellung der Geschlechter zu erreichen (Thiele et al. 2007).

Die internationale Gemeinschaft geht folglich davon aus, dass die Millenniumsent-wicklungsziele und somit auch die Gleichstellung der Geschlechter in der Bildung mit-hilfe offizieller Entwicklungszusammenarbeit erreicht werden kann. Um die Argumente für und gegen diese Annahme theoretisch herzuleiten wird zunächst definiert, was unter Entwicklungszusammenarbeit zu verstehen ist. Die am weitesten verbreitete Definition stammt vom Entwicklungsausschuss der OECD, dem Hauptorgan der OECD zur Koor-dinierung der bilateralen Entwicklungszusammenarbeit. Dieser betitelt die entwick-lungspolitischen Maßnahmen der Geberländer als offizielle Entwicklungszusammenar-beit. Darunter versteht der Entwicklungsausschuss Abflüsse an Länder und Territorien, die von öffentlichen Stellen (einschließlich Landes- und Lokalregierungen) oder deren ausführenden Behörden zur Verfügung gestellt werden. Dabei muss jede Transaktion als Hauptziel die Förderung der wirtschaftlichen und sozialen Entwicklung und des Wohlstands der Entwicklungsländer verfolgen, eine Vergünstigung gegenüber Angebo-ten des freien Marktes gewährleisten sowie Zuschüsse in Höhe von mindestens 25 Pro-zent enthalten. Obwohl diese Definition von den Geberländern des OECD Entwick-lungsausschusses entwickelt wurde und damit lediglich auf den Interessen der einfluss-reichen Geberstaaten beruht, ist es die gängigste Definition von Entwicklungszusam-menarbeit.

Die internationale Gemeinschaft nimmt an, dass eine Erhöhung der finanziellen und technischen Unterstützung für die Länder des globalen Südens Fortschritte beim Errei-

chen der Millenniumsentwicklungsziele ermöglicht (vgl. UNDP 2005). Sie geht folglich davon aus, dass Entwicklungszusammenarbeit wirksam ist und damit auch einen positiven Einfluss auf die Geschlechterparität im Bildungswesen ausüben wird. Ein Grund für diese Annahme liegt darin, dass Entwicklungsleistungen als Einkommenstransfers fungieren (Burnside und Dollar 2000). Entwicklungszusammenarbeit führt zu einem Ressourcenanstieg im Staatshaushalt der Empfängerländer. Beschränkungen im finanzpolitischen Spielraum werden gelockert, was zusätzliche staatliche Investitionen in die soziale Infrastruktur ermöglicht (Pickbourn und Ndikumana 2016, S. 399). Dies wiederum soll zu einer verbesserten Leistungserbringung in den verschiedenen Sektoren, beispielsweise Bildung und Gesundheit, beitragen. Der Zusammenhang zwischen Entwicklungszusammenarbeit und den Verbesserungen im Bildungswesen der Empfängerländer kann mithilfe einer gesellschaftlichen Produktionsfunktion modelliert werden, in die Entwicklungszusammenarbeit als zusätzliche erklärende Variable einfließt (vgl. Dreher et al. 2008). Gesellschaftliche Produktionsfunktionen dienen in der wissenschaftlichen Literatur als Konzept, um die Zusammenhänge zwischen staatlichen Ausgaben und den gesellschaftlichen Folgewirkungen abzubilden. Auf der einen Seite der Produktionsfunktion steht das gesellschaftliche Ergebnis. In dieser Arbeit sind dies die Geschlechterverhältnisse der Schulabschlussraten. Auf der anderen Seite der Produktionsfunktion befinden sich die Faktoren, welche das Angebot und die Nachfrage der Geschlechtergleichheit im Bildungswesen bestimmen. Für die Nachfrage sind soziale, kulturelle und ökonomische Faktoren zu nennen, beispielsweise Traditionen, Religion oder Armut. Auf der Angebotsseite beeinflussen infrastrukturelle und institutionelle Faktoren die Schulbildung von Mädchen. Hierzu zählen beispielsweise lange sowie gefährliche Schulwege. Politische Faktoren, wie die demokratische Stabilität, Prioritäten in der Bildungs- und Gleichstellungspolitik oder die Verfügbarkeit von Haushaltsmitteln, werden ebenso zu den Angebotsfaktoren gezählt (Sutherland-Addy 2008). Diese gesellschaftliche Produktionsfunktion zum Geschlechterverhältnis der Schulabschlussraten kann nun um den Angebotsfaktor der entwicklungspolitischen Bildungsförderung ergänzt werden, da dieser die staatlichen Mittel für den Bildungssektor erhöht (vgl. Dreher et al. 2008). Anhand der gesellschaftlichen Produktionsfunktion kann theoretisch dargelegt werden, auf welche Weise Entwicklungszusammenarbeit einen Effekt auf die gesellschaftliche Veränderung ausübt.

Empirisch zeigt sich jedoch, dass die staatlichen Ausgaben für den Bildungssektor kaum Auswirkungen auf die Einschulungs- und Abschlussraten sowie die Alphabetisie-

rung Jugendlicher besitzen (vgl. Wolf 2007; Dreher et al. 2008). Diese werden hauptsächlich durch die Faktoren der Bildungsnachfrage, insbesondere das Pro-Kopf-Einkommen, bestimmt. Für die Geschlechtergleichheit in der Sekundarschulbildung findet Anyanwu (2016) jedoch, zusätzlich zu ökonomischen, sozialen und kulturellen Faktoren, auch einen Einfluss der staatlichen Ausgaben auf die Schulbildung von Mädchen. Neben der wissenschaftlichen Literatur, die wenig Einfluss von staatlichen Ausgaben auf die gesellschaftliche Entwicklung nahelegt, lässt auch der Blick auf die Millenniumsentwicklungsziele an der Wirkung der Entwicklungszusammenarbeit zweifeln. Trotz beträchtlicher Anstrengungen in der Bereitstellung von entwicklungspolitischen Mitteln wurde lediglich ein Teil des Millenniumsentwicklungsziels eins – die weltweite Reduzierung der Armut um mehr als die Hälfte – erreicht. Alle weiteren Ziele wurden bis zum Jahre 2015 nicht erfüllt. Zur Erklärung der Ineffektivität von Entwicklungszusammenarbeit werden zwei wesentliche Argumente angeführt: Fehlallokation der Entwicklungsleistungen oder deren Zweckentfremdung (Masud und Yontcheva 2005). Die Fehlallokation rührt daher, dass Geberländer durch ihre entwicklungspolitischen Maßnahmen vielfältige Anliegen verfolgen, die sich nicht ausschließlich am offiziellen Ziel der Entwicklungszusammenarbeit orientieren. McGillivray (2003) zeigt, dass sich Geberländer bei der Zuteilung der Leistungen überwiegend an ihren eigenen Interessen orientieren. Dies kann beispielsweise die Förderung strategisch wichtiger Bündnis- oder Handelspartner oder der politischen Kooperation in bedeutenden Organen wie dem Sicherheitsrat der Vereinten Nationen sein (Alesina und Dollar 2000; Kuziemko und Werker 2006). Eine Ursache für die Ineffektivität der Entwicklungszusammenarbeit kann folglich der vorrangige Fokus auf die Interessen der Geberländer als auf das Erreichen der entwicklungspolitischen Ziele sein. Neben den Geberländern können auch die Regierungen der Empfängerländer, oder einzelne Personen mit Entscheidungsbefugnis, von den Entwicklungszielen abweichende Eigeninteressen verfolgen, was zu einer Vertretung der Gelder führen kann. Zusätzlich können entwicklungspolitische Erfolge durch politische Instabilität und Konflikte wieder zunichtegemacht werden. Insbesondere in Subsahara-Afrika fließt ein beträchtlicher Teil der Entwicklungsleistungen in von Bürgerkriegen und Putschen geprägte Staaten (Bourguignon und Sundberg 2007).

Mit den Eigeninteressen der Geber- und Empfängerländer sowie der Existenz von Konflikten werden Umstände genannt, unter denen Entwicklungszusammenarbeit trotz Steigerung der staatlichen Investitionsmöglichkeiten und angemessener Vorbereitung oder Durchführung der Maßnahmen nicht effektiv zum Erreichen ihres Ziels beitragen

kann. Theoretisch lässt sich daher keine eindeutige Aussage über die Wirksamkeit der Entwicklungszusammenarbeit auf die soziale und wirtschaftliche Entwicklung in den Empfängerländern treffen. Erkenntnisse zur Effektivität der entwicklungspolitischen Leistungen werden folglich über empirische Untersuchungen erlangt. Dabei zeigt sich, dass staatliche finanzielle Investitionen bei Fortschritten in der menschlichen Entwicklung insgesamt nur einen geringen Einfluss haben. Diese werde vorrangig durch Faktoren der Nachfrage, beispielsweise des Haushaltseinkommens, bestimmt (Wolf 2007, S. 653). Auch die Literatur bezüglich der Messung der Effektivität von Entwicklungszusammenarbeit zeigt kein eindeutiges Ergebnis, wie in der Literaturübersicht deutlich wurde. Dennoch zeigen die Studien der sektoralen Wirkungsmessung entwicklungspolitischer Maßnahmen im Bereich Bildung und Geschlechterparität einen überwiegend positiven Einfluss auf Fortschritte im Bildungswesen und bei der Gleichstellung der Geschlechter (vgl. Dreher et al. 2008; d’Aiglepierre und Wagner 2013; Pickbourn und Ndikumana 2016). Auch diese Arbeit widmet sich dem sektoralen Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit auf Fortschritte im Bildungssektor. Aufgrund der Befunde der empirischen Literatur wird in dieser Arbeit davon ausgegangen, dass die Förderung der Gleichstellung in der Bildung positive Effekte zeigt und die Geschlechterparität in der Bildung stärkt. In Übereinstimmung mit der Intention der internationalen Gemeinschaft bezüglich des Erreichens der Entwicklungsziele durch Entwicklungszusammenarbeit ergibt sich daraus folgende Hypothese:

Eine Erhöhung der Entwicklungszusammenarbeit für die Gleichstellung der Geschlechter im Bildungssektor führt zu einer Abnahme des Geschlechtergefälles der Primar- und Sekundarschulabschlussraten der Empfängerländer.

4. Daten und Methode

4.1 Daten

Die Analyse dieser Arbeit zum Einfluss der Gleichstellungsförderung im Bildungssektor auf die Geschlechterparität in der Primar- und Sekundarbildung beruht auf einem

eigens erstellten Datensatz. Als Untersuchungseinheit fungieren die Länder, welche im Zeitraum zwischen 2002 und 2015 Leistungszusagen für die Gleichstellung und Teilhabe von Frauen im Bildungssektor erhalten haben. Hierbei listet die OECD 154 Staaten auf (siehe Tabelle 2 zur Fallreduzierung der Empfängerländer). Von diesen Ländern können 21 nicht in der Analyse berücksichtigt werden, da von ihnen keine Daten bezüglich der abhängigen Variable des Verhältnisses der Schulabschlussraten von Mädchen und Jungen verfügbar sind. Weiterhin werden alle Länder aus der Untersuchung ausgeschlossen, bei denen bereits zu Beginn des Untersuchungszeitraums keine Unterschiede zwischen den Geschlechtern bei den Schulabschlussraten mehr existieren. Ist bereits eine Parität der Geschlechter erreicht, kann die Entwicklungszusammenarbeit zur Förderung der Gleichstellung im Bildungswesen keine Wirkung mehr zeigen, weshalb diese Länder nicht in der Analyse berücksichtigt werden. Als Geschlechterparität gelten Verhältniswerte der Abschlussraten von Mädchen und Jungen, die zwischen 0,97 und 1,03 liegen. Es fließen folglich nur Daten von Ländern in die Untersuchung ein, die zu Beginn der Analyse Werte von 0,97 oder kleiner für das Geschlechterverhältnis ihrer Primar- oder Sekundarschulabschlussraten aufweisen. Dadurch fallen 72 Länder aus dem Datensatz. Zuletzt reduziert sich die Anzahl der in der Untersuchung betrachteten Empfängerländer noch einmal um 12 weitere Staaten aufgrund fehlender Werte bei den vier Kontrollvariablen des Bruttoinlandprodukts pro Kopf, des Index für Geschlechterungleichheit, des Index für Demokratie und des Anteils der ländlichen Bevölkerung. Damit verbleibt für die Analyse ein Datensatz aus 49 Ländern, die im Untersuchungszeitraum Leistungen zur Förderung der Gleichstellung im Bildungswesen zugesprochen bekamen und die zumindest zu Beginn noch keine Parität zwischen den Geschlechtern bei den Primar- und Sekundarschulabschlussraten aufweisen.

Tabelle 2: Fallreduzierung der betrachteten Empfängerländer

Bedingung	Verbleibende Länder
Gleichstellungsrelevante Bildungs-EZ erhalten, 2002-2015	154
Daten für Schulabschlussraten verfügbar	133
Keine Geschlechterparität zu Beginn	61
Keine fehlenden Werte bei Kontrollvariablen	49

Quelle: Eigene Darstellung

Der Zeitraum der Analyse deckt sich mit der Verfügbarkeit der Daten der Entwicklungszusammenarbeit für die Gleichstellung und Teilhabe von Frauen. Es ergibt sich ein Untersuchungszeitraum von 2002 bis 2015. Dieser Zeitraum wird in fünf Drei-Jahres-Perioden zusammengefasst. Dadurch wird berücksichtigt, dass entwicklungspolitische Leistungen im Bildungsbereich keine kurzfristigen Effekte zeigen. Durch die Nutzung von Drei-Jahres-Durchschnittswerten wird zusätzlich unsystematischen, kurzzeitigen Schwankungen der entwicklungspolitischen Leistungen Rechnung getragen (Dreher et al. 2015, S. 469). Weiterhin bietet die Verwendung von Mittelwerten den Vorteil, fehlende Werte einzelner Jahre zu kompensieren. Dennoch existiert für viele der 49 betrachteten Länder nicht für jede Periode eine Beobachtung. Es ist folglich ein unbalanciertes Panel. Die große Anzahl fehlender Werte ist der schwierigen internationalen Datenerhebung geschuldet. Zur Untersuchung des Primarschulabschlusses stehen insgesamt 186 Beobachtungen zur Verfügung, für den Sekundarschulabschluss sind es 170 Beobachtungen. Im folgenden Abschnitt werden alle in der Analyse verwendeten Variablen einzeln beschrieben und diskutiert. Eine detaillierte Auflistung aller Variablen mit Definition und Quellenangabe befindet sich zusätzlich in Appendix A dieser Arbeit.

4.2 Variablen

Geschlechterverhältnis der Primar- und Sekundarschulabschlussraten

Die Analyse dieser Arbeit nutzt zwei abhängige Variablen: Indizes bezüglich der Geschlechterparitäten der Schulabschlussraten sowohl der Primarschule als auch der Sekundarschule. Das Geschlechterverhältnis berechnet sich aus dem Anteil aller Mädchen der relevanten Altersgruppe, welche die Schule abschließen, durch den entsprechenden Prozentsatz der Jungen. Ein Wert von eins der abhängigen Variablen steht für perfekte Geschlechterparität bei den Abschlussraten. Für die multivariaten Analysen dieser Arbeit werden die Werte der abhängigen Variablen bei eins gekappt, um lediglich eine Gleichstellung der schulischen Situation der Mädchen gegenüber derer von Jungen zu berücksichtigen und keine Verbesserung darüber hinaus. Die Daten der Schulabschlussraten von Mädchen und Jungen stammen vom statistischen Institut der UNESCO. Sie basieren auf Angaben der Bildungsministerien der jeweiligen Mitgliedsländer und werden durch die Datenbank der Weltentwicklungsindikatoren der Weltbank zur Verfügung gestellt.

Fortschritte im Bezug zum gleichberechtigten, universellen Zugang zu Bildung lassen sich in drei verschiedene Kategorien unterteilen: Qualität, Umfang und Gerechtigkeit (d'Aiglepierre und Wagner 2013, S. 8). Der Umfang gibt dabei an, wie viele Kinder eine Schulbildung erhalten, die Gerechtigkeit erteilt Auskunft darüber, welche Kinder zur Schule gehen und durch die Qualität wird erfasst, was die Schulkinder während ihrer Schulzeit tatsächlich lernen. Jede der drei Kategorien lässt sich durch verschiedene Indikatoren messen.

Ein Problem der Analyse der Wirksamkeit von Entwicklungszusammenarbeit im Bildungssektor liegt in der begrenzten Verfügbarkeit geeigneter Daten. Dies betrifft insbesondere die Kategorie der Bildungsqualität. Mögliche Indikatoren wie Alphabetisierungsraten und Testergebnisse von Schulleistungsstudien sind nicht für eine ausreichend große Anzahl an Ländern des Globalen Südens für einen hinreichenden Zeitraum vorhanden. Die meisten Studien, die sich mit der Wirkung von Entwicklungszusammenarbeit im Bildungssektor befassen, beziehen sich daher auf den Bildungsumfang. Als häufigster Indikator wird hierbei die Einschulungsquote betrachtet (vgl. Michaelowa 2004; Dreher et al. 2008; Birchler und Michaelowa 2016). Einschulungsraten bergen jedoch die Gefahr, die Bildungsgegebenheiten eines Landes nicht wahrheitsgetreu darzustellen. Eine Einschulung garantiert keine Bildung. Es sind insbesondere schnell steigende Einschulungsraten, die zu einer Verschlechterung der Qualität der schulischen Bildung führen können. Steigende Schülerzahlen resultieren in einigen Ländern in größeren Klassengrößen, höheren Abbruch- und Wiederholungsraten und schlechteren Leistungen der Schulkinder (Clemens 2004). Als alternativer, geeigneterer Indikator bieten sich daher Schulabschlussraten an.

In dieser Arbeit liegt der Fokus auf der Bildungsgerechtigkeit. Es sind vornehmlich Mädchen, die in ihrem Zugang zu Bildung gegenüber Jungen benachteiligt sind (UNESCO 2012). Bedingt durch die schwierige Datenlage lässt sich für diese Arbeit die Geschlechtergerechtigkeit in der Bildung lediglich als Geschlechterverhältnis der Einschulungs- und Abschlussraten darstellen. Die Nachteile der Nutzung von Einschulungsraten als Indikator wurden bereits erwähnt. Zusätzlich zeigen die Einschulungsraten weltweit bereits relativ hohe Werte für den Index der Geschlechterparität. Diese sind weitaus größer als für das Geschlechterverhältnis der Primarschulabschlussraten. Unverhältnismäßig viele Mädchen brechen folglich die Grundbildung frühzeitig ab. Kane (2004, S. 8) konstatiert als Gründe hierfür unter anderem die frühe Verheiratung von Mädchen oder Angst um deren Sicherheit nach Beginn ihrer Pubertät. Für die Analyse

der Gleichstellung der Geschlechter im Bildungswesen sind Schulabschlussraten folglich besser geeignet. Daher fungieren in dieser Arbeit die Geschlechterverhältnisse der Abschlussraten von Primar- und Sekundarschule als abhängige Variablen.

Entwicklungszusammenarbeit für den Bildungssektor

Die zentrale erklärende Variable dieser Arbeit ist die Höhe der an das OECD-Gläubigerberichtssystem übermittelten bilateralen Zusagen für Entwicklungszusammenarbeit, die ein Empfängerland für Projekte im Bildungssektor erhält und die explizit die Gleichheit der Geschlechter zum Ziel haben. Die Werte der erklärenden Variable sind in US-Dollar in konstanten Preisen von 2015 angegeben. Sie werden für die Analyse als pro-Kopf-Förderung der Bevölkerung der Empfängerländer erfasst. Damit wird dem Umstand Rechnung getragen, dass bevölkerungsreiche Staaten mehr Ressourcen benötigen, um allen Kindern eine gleichberechtigte Schulbildung zu ermöglichen, als Staaten mit geringer Bevölkerung (Birchler und Michaelowa 2016, S. 39). Zur Berechnung der jährlichen pro-Kopf-Entwicklungszusammenarbeit wurden die zugesagten Leistungen durch die Bevölkerung des jeweiligen Staates dividiert. Die entsprechenden Einwohnerzahlen hierzu entstammen der Bevölkerungsstatistik der Weltbank und sind deren Datenbank der Weltentwicklungsindikatoren entnommen.

Bei der Angabe von Daten zu entwicklungspolitischen Leistungen wird stets zwischen Förderzusagen und tatsächlichen Auszahlungen unterschieden. Für die wissenschaftliche Analyse der Wirkung von Entwicklungszusammenarbeit sind Auszahlungswerte zu bevorzugen. Werden lediglich Daten für Förderzusagen genutzt, kann dies zu einer Überschätzung der geleisteten Auszahlungen führen, da nicht immer alle zugesagten Mittel auch ausgeschüttet werden (Dreher et al. 2008, S. 297). Für die erklärende Variable der gleichstellungsrelevanten Entwicklungsleistungen für den Bildungssektor stehen jedoch Angaben für Auszahlungen erst ab 2009 zur Verfügung. Dieser relativ kurze Zeitraum bietet nicht genügend Daten für eine Zeitreihenanalyse. Dreher et al. zeigen jedoch für die Entwicklungszusammenarbeit im Bildungssektor eine starke Korrelation von 0,8 zwischen Förderzusagen und -auszahlungen im Zeitraum von 2000 bis 2004 (2008, S. 297). Hudson (2013) stellt weiterhin fest, dass die Werte der Zusagen und Auszahlungen von Entwicklungszusammenarbeit nahe beieinander liegen und beinahe jegliche Mittelzusagen innerhalb von zwei Jahren ausbezahlt werden. Es ist somit auch eine Nutzung von Förderzusagen als erklärende Variable möglich. Viele wissen-

schaftliche Studien im Bereich der Wirkungsanalyse von Entwicklungszusammenarbeit machen hiervon Gebrauch (vgl. Dreher et al. 2008; Mishra und Newhouse 2009; Wilson 2011; d'Aiglepieerre und Wagner 2013).

Zusätzlich zur ersten erklärenden Variable der gleichstellungsrelevanten Bildungsförderung werden alle Regressionsanalysen auch mit zwei weiteren Kategorien von Entwicklungsleistungen als erklärenden Variablen durchgeführt. Zum einen wird die bereits desaggregierte Kategorie der gleichstellungsrelevanten Bildungsförderung weiter aufgeschlüsselt in zwei für die Untersuchung dieser Arbeit relevante Subkategorien: die Primar- und Sekundarschulförderung. Es wird folglich explizit betrachtet, ob die Höhe der gleichstellungsrelevanten Primarschulförderung einen Einfluss auf die Geschlechterparität der Primarschulabschlussraten und die Sekundarschulförderung auf die Geschlechterparität der Sekundarschulabschlussraten besitzt. Zusätzlich wird der Effekt der offiziellen bilateralen Entwicklungszusammenarbeit für den gesamten Bildungssektor auf die Geschlechtergleichstellung in der Bildung untersucht. Hierdurch soll festgestellt werden, ob sämtliche Bildungsförderung, nicht nur solche, welche explizit die Gleichberechtigung der Geschlechter zum Ziel hat, gleichfalls eine Wirkung auf die Geschlechterparität der Schulabschlussraten zeigt. Diese dritte erklärende Variable der gesamten Bildungsförderung bietet gegenüber den entwicklungspolitischen Leistungen mit Geschlechterkennung einen Vorteil. Für sie sind Daten bezüglich tatsächlicher Auszahlungen für den gesamten Untersuchungszeitraum vorhanden. Bei den Regressions-schätzungen, welche die gesamte Bildungsförderung als erklärende Variable nutzen, muss daher nicht auf Förderzusagen als Annäherungswerte zurückgegriffen werden. Die Daten für diese beiden weiteren Kategorien von Entwicklungszusammenarbeit entstammen ebenfalls dem Gläubigerberichtssystem der OECD. Sie sind wie die erste erklärende Variable als pro-Kopf-Leistung und in konstanten US-Dollar-Preisen von 2015 erfasst.

Das Gläubigerberichtssystem der OECD, dem die Werte der Variablen der Entwicklungszusammenarbeit entnommen sind, ist die umfangreichste und zuverlässigste Datenquelle für entwicklungspolitische Leistungen. Das Berichtssystem stellt eine detaillierte Auflistung der entwicklungspolitischen Leistungen aller Mitgliedsländer des Entwicklungsausschusses der OECD zur Verfügung. Die Daten sind unter anderem nach Geber, Empfänger und Sektoren untergliedert und basieren auf eigenen Angaben der Geberländer. Bei der Interpretation muss jedoch berücksichtigt werden, dass das Gläubigerberichtssystem nicht alle Mittelzuflüsse in die Empfängerländer erfasst. Außer den

Institutionen der Europäischen Union sind keine multilateralen Institutionen im Entwicklungsausschuss der OECD vertreten. Dies bedeutet, dass die Entwicklungszusammenarbeit der Vereinten Nationen oder der Weltbank nicht im Berichtssystem aufgeführt werden. Zusätzlich sind Leistungen von Staaten, die keine Mitgliedsländer der OECD sind, nicht in der Datenbank enthalten. Dies ist vor allem vor dem Hintergrund des Aufkommens neuer Akteure in der Entwicklungszusammenarbeit zu beachten. Hierbei sind beispielsweise die BRIC-Staaten und dabei insbesondere das steigende Engagement Chinas in Entwicklungsländern zu nennen. Zahlen belegen jedoch, dass die im Berichtssystem enthaltenen Leistungen der Mitgliedsländer des OECD-Entwicklungsausschusses fast 90 Prozent der gesamten offiziellen Entwicklungszusammenarbeit ausmachen (Asiedu und Nandwa 2007, S. 638). Das Gläubigerberichtssystem ist damit die umfangreichste und anerkannteste Datenbank zur Analyse der Wirksamkeit von entwicklungspolitischen Leistungen.

Der OECD-Entwicklungsausschuss führte 1997 eine übersektorale Kennung zur Gleichberechtigung der Geschlechter für Entwicklungsprojekte ein. Damit sollte die Vergleichbarkeit und Koordination der offiziellen Entwicklungszusammenarbeit im Bereich der Geschlechtergleichstellung verbessert werden (BMZ 2014, S. 14). Demnach sind alle OECD-Geberländer im Rahmen ihrer jährlichen Berichterstattung an den Entwicklungsausschuss dazu angehalten, für jedes ihrer entwicklungspolitischen Projekte anzugeben, ob die Gleichstellung der Geschlechter zu den Zielvorgaben des Projekts gehört. Als Kriterium gilt dabei, ob eine Maßnahme soziale, politische und ökonomische Ungleichheiten zwischen Männern und Frauen, Mädchen und Jungen reduziert oder die Maßnahme den Aufbau und die Stärkung von Geschlechtergleichheit oder Antidiskriminierungsgesetzen, -institutionen und -politik fördert (OECD-DAC 2017). Dabei kann Gleichheit der Geschlechter als Haupt- oder Nebenziel einer Maßnahme angegeben werden. Damit ein Projekt die Ausprägung Hauptziel erhält, muss die Geschlechtergleichheit entscheidend für die Durchführung der entwicklungspolitischen Maßnahme sein. Zur Ausprägung Nebenziel zählen Maßnahmen mit *Gender-Mainstreaming*-Ansätzen, für die Geschlechtergleichheit zwar bedeutend, jedoch nicht ausschlaggebend sind. Die dritte Ausprägung kennzeichnet Projekte, die nicht auf die Gleichberechtigung der Geschlechter ausgerichtet sind (OECD-DAC 2012). Bei der Nutzung dieser Daten muss beachtet werden, dass die Geschlechterkennung nicht bei jeder offiziellen Entwicklungsmaßnahme verwendet wird. Seit der Einführung ist die Nutzung der Kennung jedoch stetig gestiegen. Im Zeitraum 2014 bis 2015 wurden 93 Prozent aller Entwick-

lungsprojekte der Geberländer des OECD-Entwicklungsausschusses mit der Geschlechterkennung versehen. Von diesen 93 Prozent der Maßnahmen dieses Zeitraums lag der Anteil der für die Gleichberechtigung relevanten Projekte bei 35 Prozent. Der Großteil dieser Projekte, deren Haupt- oder Nebenziel die Gleichheit der Geschlechter ist, lässt sich den sozialen Sektoren zuordnen. Im Untersuchungszeitraum von 2002 bis 2015 flossen 19 Prozent der gleichstellungsrelevanten Entwicklungsleistungen in den Sektor Gesundheit und Reproduktion, 18 Prozent in den Sektor Staat und Zivilgesellschaft und 14 Prozent in den Bildungssektor (OECD-DAC 2017). Diese 14 Prozent der Gleichstellungsförderung für den Bildungssektor stellen die erste erklärende Variable dieser Arbeit dar. Es fließen folglich alle Entwicklungsmaßnahmen in diese erklärende Variable mit ein, die dem Sektor Bildung zuzuordnen sind und die bei der Geschlechterkennung die Ausprägung Haupt- oder Nebenziel haben. Für die zweite verwendete Kategorie von Entwicklungszusammenarbeit der erklärenden Variablen sind es entsprechend die Entwicklungsleistungen speziell für die Primar- und Sekundarschulförderung, die eine positive Ausprägung bei der Geschlechterkennung aufweisen.

Kontrollvariablen

Als Kontrollvariablen werden Variablen in die Analyse mitaufgenommen, die sowohl mit der abhängigen als auch mit der unabhängigen Variable in Beziehung stehen. Die entwicklungspolitischen Leistungen wirken nicht uneingeschränkt auf die Bildungsgleichheit der Empfängerländer. Es existieren Faktoren, welche die Höhe der Entwicklungszusammenarbeit beeinflussen (oder von dieser beeinflusst werden), die jedoch ebenso einen Einfluss auf die Geschlechterparität der Schulabschlussraten besitzen. Werden diese konfundierenden Faktoren in der Analyse nicht kontrolliert, kann es zu einem Scheineffekt der erklärenden Variablen auf die abhängigen Variablen kommen. Durch Aufnahme der konfundierenden Kontrollvariablen in die Analyse kann verhindert werden, dass der Zusammenhang zwischen den entwicklungspolitischen Leistungen und dem Index der Geschlechterparität der Schulabschlussraten verzerrt geschätzt wird.

Die Faktoren, welche die Geschlechtergleichheit in der Bildung beeinflussen, lassen sich in die zwei Kategorien Angebot und Nachfrage nach gleichberechtigter Bildung unterteilen. Für jede der beiden Kategorien wurden jeweils zwei Kontrollvariablen iden-

tifiziert, die zusätzlich auch mit den erhaltenen Entwicklungsleistungen in Beziehung stehen.

Für die Nachfrage nach Bildung fließt als ökonomischer Faktor das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf als Kontrollvariable in die Analyse mit ein. Die Daten hierfür entstammen den volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen von OECD und Weltbank und sind der Datenbank der Weltentwicklungsindikatoren der Weltbank entnommen. Das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf steht als Indikator für das allgemeine Einkommensniveau eines Landes. Dies geschieht im Einklang mit weiteren wissenschaftlichen Studien zum Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit im Bildungssektor (Michaelowa 2004; vgl. Holvoet und Inberg 2013). Einkommen stellt einen entscheidenden Faktor für die schulische Bildung von Mädchen dar. Für Haushalte ist die Schulbildung der Kinder mit direkten und indirekten Kosten verbunden, für Schulgebühren, Schuluniformen oder Bücher. Die nötigen Aufwendungen für die Bildung der Kinder sind trotz staatlicher Förderung in den meisten Ländern hoch (Subrahmanian 2002, S. 14). Für ärmere Haushalte sind die Kosten oft untragbar. Bei mehreren Kindern in einem Haushalt fällt die Entscheidung für einen Schulbesuch meist zugunsten der Jungen. Gründe hierfür sind Opportunitätskosten (z.B. der Verlust ihrer Arbeitskraft im Haushalt, der Landwirtschaft oder der Versorgung jüngerer Geschwister), frühe Verheiratung und soziale und kulturelle Faktoren (Sutherland-Addy 2008, S. 23–24). Anyanwu zeigt, dass das Wohlstandsniveau eines Landes, in Form des Bruttoinlandsprodukts pro Kopf, einen positiven Einfluss auf die Einschulungsrate von Mädchen hat (2016). Das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf ist jedoch nicht nur als Annäherung für das allgemeine Haushaltseinkommen, sondern auch als gesamtwirtschaftliches Einkommen relevant. Es legt das Budget der Regierung und damit auch mögliche staatliche Investitionen in das Bildungswesen fest. Gleichzeitig beeinflusst das Bruttoinlandsprodukt die Höhe der entwicklungspolitischen Leistungen, die ein Land empfängt. Als Indikator für Armut steht es für den Bedarf an Entwicklungszusammenarbeit eines Landes. Wissenschaftliche Studien belegen, dass Geberländer sich bei der Höhe der zu vergebenden Entwicklungszusammenarbeit am Bedarf der Empfängerländer orientieren; sie finden einen signifikanten Einfluss des Bruttoinlandsprodukts auf die Höhe der erhaltenen Leistungen (vgl. Berthélemy 2006; Nunnenkamp und Thiele 2006; Clist 2011; Hoeffler und Outram 2011).

Als weitere Kontrollvariable wird ein Index der Geschlechterungleichheit in die Analyse mitaufgenommen. Als Maß der Ungleichheit wird der *Gender-Inequality-Index* des

United Nations Development Programme genutzt. Der Index misst Geschlechterungleichheiten auf drei verschiedenen Ebenen: in der Gesundheit durch Müttersterblichkeit und die Mutterschaft Minderjähriger, in der Stärkung der Rolle von Frauen durch den Anteil an Parlamentssitzen von Frauen und dem Verhältnis der weiblichen und männlichen Bevölkerung mit abgeschlossener Sekundarschulbildung sowie auf dem Arbeitsmarkt durch die Erwerbsquoten von Frauen und Männern. Die Werte der Kontrollvariable des Index für Geschlechterungleichheit liegen zwischen null und eins, wobei höhere Werte für mehr Ungleichheiten zwischen Männern und Frauen stehen. Der Index ist ein Indikator für die kulturellen und sozialen Faktoren, welche die Nachfrage nach weiblicher Bildung bestimmen. Soziale und kulturelle Normen, Praktiken und Rechte beeinflussen die Bildungsentscheidungen von Eltern und Schulkindern. Beispielsweise wirken sich eine kulturelle oder religiöse Bevorzugung von Söhnen, frühe Verheiratung oder Mobilitätsbeschränkungen von Mädchen negativ auf deren Schulbildung aus (Kane 2004, S. 8; Sutherland-Addy 2008). Ein allgemeiner Index der Geschlechterungleichheit eines Landes kann ebenso als Bedarf an Entwicklungszusammenarbeit verstanden werden. Insbesondere für die Entwicklungszusammenarbeit, die auf die Gleichberechtigung der Geschlechter abzielt, stellt ein Maß der Geschlechterungleichheit einen geeigneten Indikator des Bedarfs dar. Die allgemeine Geschlechterungleichheit in einem Land kann dadurch einen Einfluss auf die Höhe der Mittelzuweisungen ausüben. Dreher et al. (2015) finden in ihrer Studie Hinweise darauf, dass starke geschlechtsspezifische Unterschiede in den Bereichen Bildung und Gesundheit mit einer höheren Zuteilung von entwicklungspolitischen Leistungen insgesamt sowie in den jeweiligen Sektoren einhergeht.

Auf der Seite des Angebots von gleichberechtigter Bildung wird ein Maß für Demokratie als politische Kontrollvariable in die Analyse miteinbezogen. Hierfür dient der Polity-IV-Index. Er besteht aus sechs Komponenten, welche den politischen Wettbewerb, die Kontrolle der Exekutive sowie die Vergabe politischer Ämter messen. Der Wert des Polity-IV-Index reicht von minus zehn, maximal autokratisch, bis plus zehn, maximal demokratisch. Es ist davon auszugehen, dass demokratische Institutionen förderlich sind für die Gleichheit der Geschlechter, insbesondere im Bereich Bildung. In Demokratien fällt es Frauen leichter, ihre Interessen zu äußern und zu verwirklichen. Der Zugang zu leitenden Positionen, die es der weiblichen Bevölkerung ermöglichen, ihre Anliegen umzusetzen, ist wahrscheinlicher (Cooray und Potrafke 2011, S. 270). Zusätzlich investieren demokratische Regime eher in einen gleichberechtigten Zugang

zu Bildung für alle. In autokratischeren Regimen hingegen besteht weniger Interesse an einer gebildeten Mittelschicht. Aufgrund der bedeutenden Rolle gebildeter Mütter für die Entwicklung eines Landes wird davon ausgegangen, dass in autokratischen Regimen speziell Mädchen in ihrem Zugang zu Bildung diskriminiert werden könnten (Cooray und Potrafke 2011, S. 270). Eine Stärkung der Demokratie wirkt sich folglich positiv auf die Schulbildung von Mädchen aus (Anyanwu 2016). Der Grad von Demokratie in einem Land ist auch für die Höhe der Entwicklungsgelder bedeutend. Auf der internationalen Konferenz der Vereinten Nationen über die Finanzierung von Entwicklungszusammenarbeit im Jahr 2002 wurde festgehalten, dass eine gute Regierungsführung mit stabilen demokratischen Institutionen wesentlich für nachhaltige Entwicklung ist (United Nations 2003, S. 7). Demokratische Institutionen sollen einer potentiellen Misswirtschaft mit Entwicklungsgeldern entgegenwirken. Geberländer begünstigen daher demokratischere Staaten (vgl. Berthélemy 2006; Dollar und Levin 2006).

Der Anteil der ländlichen Bevölkerung an der gesamten Bevölkerung eines Landes ist eine weitere Kontrollvariable für das Angebot an Bildung eines Landes. Die Werte sind Schätzungen der Weltbank, basierend auf Angaben der Bevölkerungsabteilung der Vereinten Nationen. Sie sind der Datenbank der Weltentwicklungsindikatoren entnommen. Als infrastruktureller Faktor steht der Anteil der ländlichen Bevölkerung für strukturelle Probleme eines Landes, flächendeckende Bildung zur Verfügung zu stellen. Ein hoher Anteil an ländlicher Bevölkerung geht einher mit abgeschiedeneren Gegenden ohne Schulen und langen Schulwegen. Diese Gegebenheiten haben einen negativen Einfluss auf den Schulbesuch der Kinder. Für Mädchen stellt ein langer Schulweg ein größeres Hindernis für den Schulbesuch dar als für Jungen (Sutherland-Addy 2008, S. 35; UNESCO 2012, S. 104). Mobilitätseinschränkungen bei der Nutzung öffentlicher Transportmittel für den Weg zur Schule hindern Mädchen daran am Schulunterricht teilzunehmen (Subrahmanian 2002, S. 16). Auch die Angst um ihre Sicherheit auf dem Schulweg lässt sie der Schule fernbleiben, ebenso wie hohe Arbeitsbelastungen im Haushalt, die nicht mit einem zeitaufwendigem Schulweg vereinbar sind (Kane 2004, S. 73). Der Anteil der ländlichen Bevölkerung wirkt auch auf die Höhe der empfangenen Entwicklungszusammenarbeit eines Landes. Das Armutsrisiko der Bevölkerung ist auf dem Land weitaus höher als in der Stadt. Zusätzlich gestaltet sich dort die Versorgung der Bevölkerung mit technischer und sozialer Infrastruktur, wie dem Zugang zu Wasser oder Bildung, schwieriger. Ein hoher Anteil an auf dem Land lebenden Menschen zeigt folglich einen hohen Bedarf an Entwicklungszusammenarbeit auf. Da sich Geberländer

bei der Verteilung von entwicklungspolitischen Leistungen unter anderem am Bedarf der Empfängerländer orientieren (vgl. Hoeffler und Outram 2011), wird der Anteil der ländlichen Bevölkerung als Kontrollvariable in die Analyse miteinbezogen.

Als zusätzliche Kontrollvariable enthalten die Berechnungen Dummy-Variablen für die fünf Zeitperioden. Dadurch wird in der Analyse für allgemeine, zeit- und periodenspezifische Effekte kontrolliert.

4.3 Methode

Die empirische Analyse dieser Arbeit gliedert sich in vier Abschnitte. Sie beginnt mit einer deskriptiven Beschreibung der verwendeten Panelvariablen, insbesondere der zentralen abhängigen und erklärenden Variablen. Daraufhin wird als Ausgangsmodell der multivariaten Datenanalyse ein *Fixed-Effects*-Modell zum Einfluss der Entwicklungszusammenarbeit auf das Geschlechterverhältnis der Schulabschlussraten berechnet. Anschließend wird der Zusammenhang zwischen abhängigen und erklärenden Variablen mit einem dynamischen Panelmodell geschätzt, wie es in den wissenschaftlichen Studien bezüglich des Einflusses von Entwicklungszusammenarbeit üblich ist. Dabei wird sich an der relevanten Literatur orientiert, indem der *System-GMM*-Schätzer von Arellano und Bover (1995) und Blundell und Bond (1998) verwendet wird (vgl. Masud und Yontcheva 2005; Dreher et al. 2008; Mishra und Newhouse 2009; Birchler und Michaelowa 2016; Gopalan und Rajan 2016; Pickbourn und Ndikumana 2016). Abgeschlossen wird die Analyse mit Überprüfungen der Robustheit der Ergebnisse anhand von kleinen Modifikationen des dynamischen Panelmodells. Alle Schätzungen erfolgen jeweils getrennt für die beiden abhängigen Variablen (Geschlechterverhältnis der Primar- und Sekundarschulabschlussraten) und für die drei verschiedenen Kategorien von Entwicklungszusammenarbeit (gleichstellungsrelevante Bildungsförderung, gleichstellungsrelevante Primar-/Sekundarschulförderung, gesamte Bildungsförderung).

Paneldaten

Die Forschungsfrage dieser Arbeit wird mithilfe von Paneldaten untersucht. Diese bestehen aus wiederholten Beobachtungen der verwendeten Variablen für alle in der Untersuchung betrachteten Länder. Verglichen mit Querschnitts- oder Trenddaten, bei denen für jede Untersuchungseinheit nur ein Beobachtungszeitpunkt existiert, sind die einzelnen Messwerte der Paneldaten nicht unabhängig voneinander. Dadurch bietet eine

Paneldatenanalyse einige Vorteile gegenüber anderen Forschungsdesigns. Es können sowohl Unterschiede zwischen den Ländern als auch Veränderungen innerhalb eines Landes über die Zeit betrachtet werden (Giesselmann und Windzio 2012). Die Option, die Länder mit sich selbst zu unterschiedlichen Zeitpunkten zu vergleichen, ermöglicht es dieser Arbeit, die Veränderung des Geschlechtergefälles bei den Schulabschlussraten innerhalb der betrachteten Länder im Zeitverlauf zu analysieren. Ein weiterer Vorteil der Paneldatenanalyse besteht darin, dass ihre Schätzer meist effizienter sind und exaktere Ergebnisse generieren als Querschnittsstudien und einfache Zeitreihenanalysen. Denn im Vergleich zu diesen verfügen Paneldatensätze sowohl über die Längs- als auch die Querschnittsdimension und damit über mehr Beobachtungen. Zusätzlich können durch den Einbezug von Dummy-Variablen der Zeitperioden periodenspezifische Effekte aus der Analyse herausgerechnet werden, die alle Länder gleichermaßen betreffen. Aufgrund der vorhandenen Längs- und Querschnittsdimension von Paneldatenanalysen und den damit verbundenen Vorteilen ist ein Panelmodell für diese Arbeit besonders geeignet. Dadurch kann die Beziehung zwischen den gleichstellungsrelevanten Entwicklungsleistungen für den Bildungssektor und dem Geschlechterverhältnis der Primar- und Sekundarschulabschlussraten für die betrachteten Länder über einen Zeitraum von 14 Jahren auf einen Zusammenhang hin untersucht werden.

Fixed-Effects-Modell

Die empirische Analyse beginnt mit der Schätzung eines *Fixed-Effects*-Modells. Das Verfahren ist eines der grundlegenden statistischen Modelle zur Analyse von Paneldaten. Die Schätzung dieses Modells erfolgt auf Grundlage der Methode der kleinsten Quadrate (*Ordinary Least Squares* – OLS), nachdem die Niveauunterschiede zwischen den einzelnen Ländern durch eine Datentransformation beseitigt wurden. Das *Fixed-Effects*-Verfahren ist damit eine Variante des einfachen OLS-Regressionsmodells. Die Niveauunterschiede zwischen den Untersuchungseinheiten des Datensatzes werden entfernt, indem von jeder Ausprägung aller Variablen des Datensatzes der länderspezifische Mittelwert der entsprechenden Variable subtrahiert wird (Giesselmann und Windzio 2012). Durch das Herausrechnen der Unterschiede zwischen den Ländern ist ein Querschnittsvergleich nicht mehr möglich. Mit dem *Fixed-Effects*-Modell kann daher lediglich die länderspezifische zeitliche Veränderung geschätzt werden (*within*-Varianz). Die Datentransformation eliminiert zusätzlich die zeitinvarianten Merkmale

der Untersuchungseinheiten. Dadurch entfällt die Schätzung des Einflusses konstanter Größen in einem *Fixed-Effects*-Modell. In der Eliminierung zeitkonstanter Merkmale aus der Analyse liegt indessen auch der bedeutende Vorteil des *Fixed-Effects*-Verfahrens. Unbeobachtete zeitinvariante Merkmale werden gleichfalls aus dem Störterm der Regressionsgleichung entfernt, wodurch in der *Fixed-Effects*-Regression automatisch für die unbeobachteten konstanten Größen kontrolliert wird. Endogenitätsprobleme, die durch das Auslassen relevanter erklärender Variablen entstehen und zu einer Verzerrung des Schätzers führen, sind somit für zeitinvariante Größen im *Fixed-Effects*-Modell nicht vorhanden. Eine Verzerrung der Schätzer durch unbeobachtete Heterogenität kann jedoch auch durch das Auslassen zeitvariabler Größen entstehen, die sowohl die Höhe der Entwicklungszusammenarbeit als auch den Index der Geschlechterparität der Schulabschlussraten beeinflussen. Durch die Berücksichtigung der Kontrollvariablen in der Analyse dieser Arbeit wird versucht diesem Problem zu begegnen. Dennoch kann nicht ausgeschlossen werden, dass jegliche unbeobachtete Heterogenität in der Analyse berücksichtigt wurde. Die Ergebnisse dieser Arbeit werden daher nicht zwangsläufig als kausaler Zusammenhang interpretiert, sondern als erster Anhaltspunkt für einen Effekt der Entwicklungszusammenarbeit auf das Geschlechtergefälle bei den Schulabschlussraten der Empfängerländer. Die Schätzung des *Fixed-Effects*-Modells zur Untersuchung des Zusammenhangs zwischen den entwicklungspolitischen Leistungen und der Gleichstellung der Geschlechter im Bildungswesen wird durch folgende Regressionsgleichung beschrieben:

$$(1) \text{GPSAR}_{it} = \beta_1 \text{EZ}_{it} + \beta_2 \text{EZ}_{it}^2 + \gamma \text{W}_{it} + c_i + u_{it}$$

GPSAR_{it} steht hierbei für den Index der Geschlechterparität der Primar- oder Sekundarschulabschlussraten im Land i zum Zeitpunkt t . Die Höhe der Zusagen pro Kopf für die gleichstellungsrelevante Entwicklungszusammenarbeit für den Bildungssektor oder die Primar- und Sekundarbildung wird mit EZ_{it} angegeben, ebenso die Höhe der Auszahlungen pro Kopf der gesamten Entwicklungszusammenarbeit für den Bildungssektor im Land i zum Zeitpunkt t . Die Analysen weisen auf einen abnehmenden Effekt bei steigender Höhe der Entwicklungszusammenarbeit hin, wie bereits vielfach in der Literatur belegt wurde (vgl. Hansen und Tarp 2001; Dreher et al. 2008; d'Aiglepieire und Wagner 2013; Gopalan und Rajan 2016). Daher wurde in allen Gleichungen ein quadratischer Term EZ_{it}^2 der Entwicklungszusammenarbeit aufgenommen, um für die abneh-

menden Erträge zu kontrollieren. Die Kontrollvariablen werden in der Regressionsgleichung unter W_{it} zusammengefasst, c_i ist der zeitkonstante, länderspezifische Fehlerterm und u_{it} der idiosynkratische Fehler. Die zu schätzenden Parameter sind β_1 , β_2 , und γ . Für die Forschungsfrage sind lediglich die ersten beiden Parameter von Interesse, weshalb sich bei der Interpretation der Ergebnisse auf β_1 und β_2 beschränkt wird. Die *Fixed-Effects*-Schätzungen erfolgt mit robusten Standardfehlern.

System-GMM-Modell

Der Ansatz des *Fixed-Effects*-Modells unterliegt einer klaren Beschränkung. Die Schätzer liefern nur unverzerrte Ergebnisse, sofern alle erklärenden Variablen exogen sind, folglich nicht mit dem Fehlerterm korrelieren. Dies ist jedoch nicht für alle Variablen der Regressionsgleichung (1) anzunehmen. Insbesondere von der Entwicklungszusammenarbeit für Geschlechtergleichheit im Bildungssektor ist nicht zu erwarten, dass sie exogen gegenüber dem Geschlechterverhältnis der Schulabschlussraten ist. Geberländer orientieren sich bei der Höhe ihrer Förderung auch am Bedarf der Empfängerländer (vgl. Berthélemy 2006; Nunnenkamp und Thiele 2006; Clist 2011; Hoeffler und Outram 2011). Somit ist es plausibel anzunehmen, dass sich nicht nur die Höhe der Entwicklungszusammenarbeit auf den Index der Geschlechterparität der Abschlussraten auswirkt, sondern dieser gleichfalls einen Einfluss auf die Höhe der empfangenen Leistungen ausübt. Die mögliche Endogenität der erklärenden Variablen kann dadurch zu einer Unterschätzung des tatsächlichen Effekts der Entwicklungszusammenarbeit auf die Geschlechtergleichheit im Bildungswesen führen. Dieses Problem der umgekehrten Kausalität ist in der wissenschaftlichen Forschung im Bereich der Wirksamkeit von Entwicklungszusammenarbeit eine bekannte Problematik. Es wurden daher eigens Methoden entwickelt, die eine mögliche Endogenität der erklärenden Variablen berücksichtigen und somit zu genaueren Schätzungen führen als ein *Fixed-Effects*-Modell. Am geeignetsten erwies sich das Schätzen eines Gleichungssystems durch die Verallgemeinerte Momentenmethode (*Generalized Method of Moments* – GMM) (Arellano und Bover 1995; Blundell und Bond 1998). Daher wird in der empirischen Analyse dieser Arbeit das *Fixed-Effects*-Modell durch einen *System-GMM*-Ansatz ergänzt. Dies ist ein Schätzer für ein dynamisches Paneldatenmodell, bei dem verzögerte Werte der abhängigen Variablen als zusätzliche erklärende Variable genutzt werden. Indem für alle endogenen erklärenden Variablen verzögerte Werte in der Regressionsgleichung verwendet wer-

den, soll das Problem der Endogenität bei der Messung der Wirksamkeit von Entwicklungszusammenarbeit minimiert werden (Hansen und Tarp 2001).

Der *System-GMM*-Ansatz schätzt die Parameter der Regression durch zwei zentrale Gleichungen. Die erste basiert auf den ursprünglichen Niveaus der Variablen (*Level-Gleichung*), die zweite auf deren Differenzen (*Differences-Gleichung*)¹. Als Instrumentvariablen für die verzögerten endogenen Variablen der *Level-Gleichung* dienen die verzögerten Werte zweiter und höherer Ordnung der Differenzen (Blundell und Bond 1998). Analog hierzu werden die verzögerten Niveauvariablen als Instrumentvariablen der Differenzen der *Differences-Gleichung* verwendet (Arellano und Bond 1991). Die verzögerten Werte werden als Instrumentvariablen genutzt, da im Allgemeinen ein starker Zusammenhang zwischen ihnen und der jeweiligen erklärenden Variable besteht, sie aber dennoch nicht von der gleichen simultanen Kausalität betroffen sein sollten wie die Ursprungsvariable und damit nicht mit dem Störterm korrelieren (vgl. Birchler und Michaelowa 2016, S. 40). Für die *System-GMM*-Schätzungen müssen die strikt exogenen und endogenen Variablen bestimmt werden. In dieser Analyse werden die Kontrollvariablen des Demokratie-Index, der Anteil der ländlichen Bevölkerung sowie von Roodman (2009b) empfohlen, die Dummy-Variablen der Perioden, als strikt exogen gehandhabt. Alle weiteren Größen fließen als endogene Variablen in die Analyse mit ein. Es ergeben sich folgende Regressionsgleichungen:

$$(2) \text{GPSAR}_{it} = \alpha \text{GPSAR}_{it-1} + \beta_1 \text{EZ}_{it-1} + \beta_2 \text{EZ}_{it-1}^2 + \gamma W_{it-1} + \delta X_{it} + c_i + u_{it}$$

$$(3) \Delta \text{GPSAR}_{it} = \alpha (\Delta \text{GPSAR}_{it-1}) + \beta_1 (\Delta \text{EZ}_{it-1}) + \beta_2 (\Delta \text{EZ}_{it-1}^2) + \gamma (\Delta W_{it-1}) + \delta (\Delta X_{it}) + u_{it}$$

Die Gleichung (2) stellt die *Level-Gleichung* dar und Nummer (3) die *Differences-Gleichung*. Gegenüber der Regressionsgleichung (1) des *Fixed-Effects*-Modells wurde zusätzlich der um eine Periode verzögerte Wert des Index der Geschlechterparität der Abschlussraten GPSAR_{it-1} als erklärende Variable mitaufgenommen. Weiterhin wird nun zwischen endogenen Kontrollvariablen W_{it-1} und exogenen Kontrollvariablen X_{it} unterschieden, denn von allen endogenen Variablen werden die verzögerten Werte der Variablen als erklärende Variable genutzt.

Die Konsistenz des *System-GMM*-Schätzers unterliegt verschiedenen Voraussetzun-

¹ Die Differenzen entstehen, indem vom Variablenwert der um eine Periode verzögerte Wert der Variable subtrahiert wird (Giesselmann und Windzio 2012).

gen. Durch die Verwendung von robusten Standardfehlern wird Heteroskedastizität der Variablen umgangen. Der Schätzer ist jedoch auch dann inkonsistent, wenn eine Autokorrelation zweiter oder höherer Ordnung in den Störtermen vorliegt. Dies wird anhand des Tests von Arellano und Bond (1991) auf Autokorrelation zweiter Ordnung der Residuen überprüft und in der Analyse aufgeführt. Zusätzlich ist es für die konsistente Schätzung maßgeblich, dass die Instrumentvariablen exogen sind und folglich nicht mit dem Störterm korrelieren. Dies wird durch den Hansen-Test auf überidentifizierende Restriktionen getestet und ebenfalls bei der Interpretation der Ergebnisse angegeben. Die Tests auf Autokorrelation und Exogenität der Instrumente liefern für die Schätzungen zufriedenstellende Werte, der *System-GMM*-Schätzer des Modells ist demnach gültig und liefert konsistente Schätzungen. Um die Anzahl an Instrumenten gering zu halten, wurde zusätzlich die *collapse*-Option für die Schätzungen verwendet. Roodman (2009a) warnt davor, dass der *System-GMM*-Schätzer eine große Anzahl an Instrumentvariablen generieren kann, die leicht zu einer Überidentifikation des Modells führen können. Als Maßstab gilt daher, dass die Menge der Instrumente nicht die Anzahl der betrachteten Länder übersteigen soll (Roodman 2009b). Die *collapse*-Option gewährleistet dies. Zur Überprüfung wird die Anzahl der Instrumente zusätzlich im Ergebnisteil der Arbeit dokumentiert.

Robustheit der Ergebnisse

Als letzter Teil der empirischen Analyse werden die Ergebnisse auf ihre Robustheit überprüft. Hierfür wird das *System-GMM*-Modell mit verschiedenen Modifikationen durchgeführt. Zunächst erfolgt eine Veränderung der abhängigen Variablen der Regressionsgleichungen. Die Werte der Geschlechterverhältnisse der Schulabschlussraten werden logarithmiert, bevor das Modell geschätzt wird. Dadurch kann der Problematik begegnet werden, dass Entwicklungszusammenarbeit bei fast erreichter Geschlechterparität im Bildungswesen nur eine begrenzte Wirkung entfalten kann (vgl. Dreher et al. 2008; d'Aiglepiere und Wagner 2013). Der Schätzer liefert jedoch nicht durchgängig zufriedenstellende Werte der Tests auf seine Gültigkeit. Da die Befunde sich zusätzlich nicht qualitativ vom ursprünglichen Modell unterscheiden, werden die Ergebnisse der Regressionsgleichung mit logarithmierten Werten der abhängigen Variable nur als Robustheitstest aufgeführt. Weiterhin wird eine Modifikation der Regressionsgleichung ohne quadrierten Term der Entwicklungszusammenarbeit durchgeführt. Dadurch kann

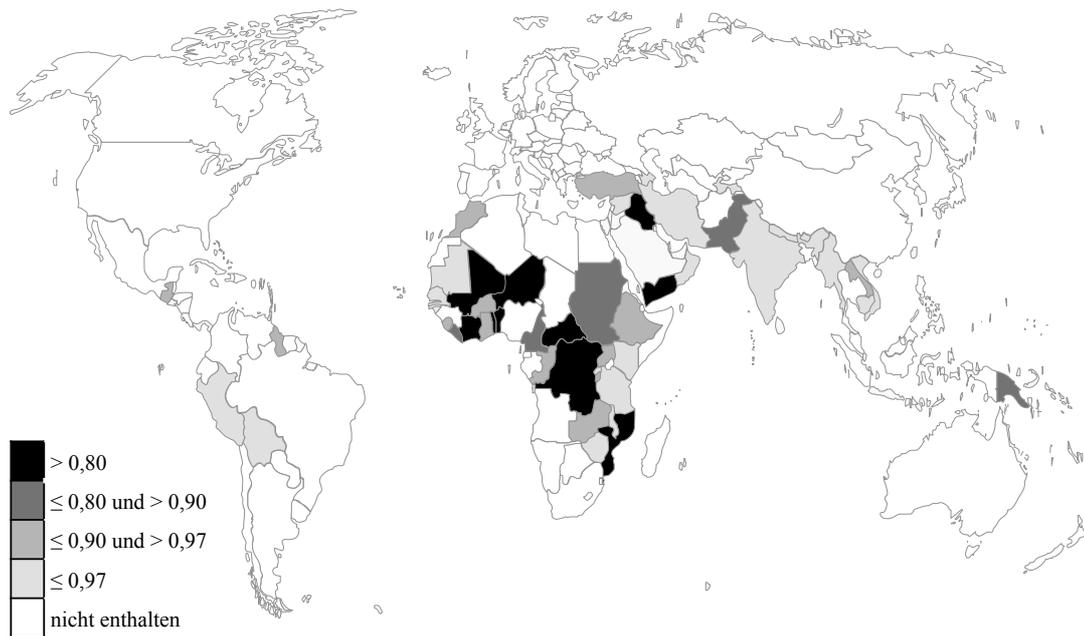
ein Vergleich der beiden Modelle vorgenommen und sichergestellt werden, dass Entwicklungsleistungen bei steigender Höhe tatsächlich abnehmende Effekte aufweisen. Abschließend erfolgt eine Untersuchung des Einflusses der Entwicklungsleistungen auf die absolute Verbesserung der Schulsituation von Mädchen. Im Gegensatz zur relativen Verbesserung gegenüber den Schulabschlussraten der Jungen in Form eines höheren Index der Geschlechterparität stellt in dieser Regression der Anteil der Mädchen der relevanten Altersgruppe, welche die Schule abgeschlossen haben, die abhängige Variable dar.

5. Analyse

5.1 Deskriptive Analyse

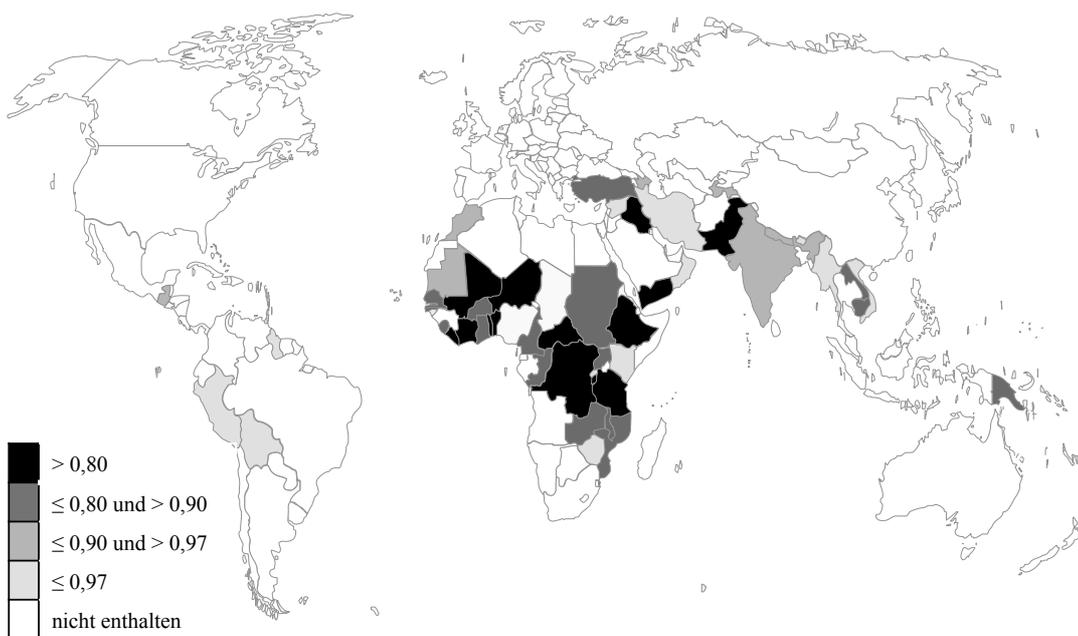
Abbildung 1 zeigt die weltweite Verteilung der in der Analyse berücksichtigten Länder. Je dunkler die Länder dargestellt sind, umso niedriger ist der Wert der abhängigen Variable des Indexes der Geschlechterparität der Grundschulabschlussraten im Durchschnitt für den Zeitraum von 2002 bis 2015. Abbildung 2 veranschaulicht dies analog für die zweite abhängige Variable, das Geschlechterverhältnis der Sekundarschulabschlussraten. In den beiden Abbildungen werden wesentliche Faktoren für die Analyse deutlich. Einerseits wird der Fokus dieser Arbeit auf Subsahara-Afrika ersichtlich. Dort befindet sich der Großteil der in dieser Analyse einbezogenen Länder, gefolgt von arabischen Staaten und Ländern Zentral-, Ost- und Südasiens. Lediglich vier der Staaten liegen in Mittel- und Südamerika. Dies ist größtenteils eine Folge der bereits erreichten Geschlechterparität in der Primar- und Sekundarbildung in Ländern Lateinamerikas und Asiens, weshalb diese aus der Analyse ausgeschlossen wurden.

Abbildung 1: Geschlechterverhältnis Primarschulabschlussraten, Durchschnitt 2002-2015



Quelle: eigene Darstellung

Abbildung 2: Geschlechterverhältnis Sekundarschulabschlussraten, Durchschnitt 2002-2015

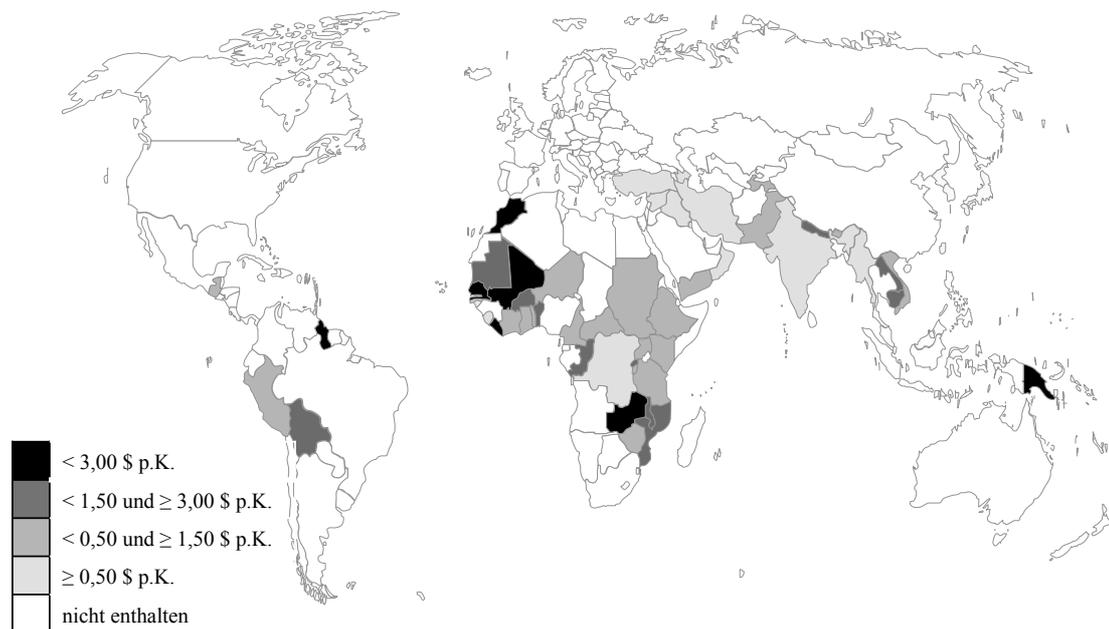


Quelle: eigene Darstellung

Die weltweite Verteilung der betrachteten Länder weist folglich bereits auf regionale Unterschiede der Gleichstellung der Geschlechter im Bildungswesen hin. Am höchsten ist die Ungleichheit in den Schulabschlussraten in den Ländern südlich der Sahara. Im untersuchten Zeitraum waren es beispielsweise zehn Länder, in denen auf 100 Jungen, die den Grundschulabschluss erlangten, durchschnittlich weniger als 80 Mädchen kamen. Von diesen zehn Ländern befinden sich lediglich der Irak und Jemen nicht auf dem afrikanischen Kontinent. Im Bereich der Sekundarbildung verhält es sich ähnlich. Zwischen 2002 und 2015 kamen in 14 Ländern im Durchschnitt weniger als 80 Mädchen auf 100 Jungen für einen Sekundarschulabschluss, wobei nur drei Länder (Irak, Jemen, Pakistan) nicht zu Afrika gehören. Hierbei zeigt sich auch, dass die Unterschiede zwischen Mädchen und Jungen mit dem Bildungsniveau steigen. In fast allen Ländern ist die Ungleichheit in der Sekundarbildung stärker ausgeprägt als in der Grundbildung. Es muss jedoch betont werden, dass das Geschlechtergefälle im Bildungswesen in den letzten Jahren, sowohl für die Primar- als auch für die Sekundarstufe, kontinuierlich gesunken ist. Lag der Durchschnitt der Länder dieser Analyse für den Index der Geschlechterparität der Primarschulabschlussraten zwischen 2002 und 2004 noch bei 0,83 und für die Sekundarschule bei 0,75, so stieg er bis zur letzten Periode auf 0,99 für die Primar- und 0,93 für die Sekundarschule. Bei den letzten verfügbaren Werten weisen noch lediglich vier Länder für die Primar- und sieben Länder für die Sekundarschulabschlussraten einen Wert von unter 0,8 für das Geschlechterverhältnis auf. In vielen Ländern haben Mädchen Jungen beim Schulabschluss mittlerweile überholt.

Abbildung 3 zeigt die regionale Verteilung der zentralen erklärenden Variable: den zugesagten gleichstellungsrelevanten Entwicklungsleistungen für Bildungsprojekte in Dollar und pro Kopf. Dargestellt ist für jedes Land der Analyse die durchschnittliche Höhe der jährlichen Zusagen für den Zeitraum zwischen 2002 und 2015. Mit elf Staaten, die pro Jahr im Durchschnitt weniger als 0,50 Dollar pro Kopf für Gleichstellungsförderung im Bildungssektor zugesagt bekamen, erhält eine recht große Anzahl an betrachteten Ländern nur eine geringe Menge an Leistungen. Demgegenüber erhalten sieben Staaten mit durchschnittlich über drei Dollar pro Jahr und Einwohner verhältnismäßig hohe Zusagen im Bereich der Bildungsgleichstellung.

Abbildung 3: Gleichstellungsrelevante Entwicklungszusammenarbeit im Bildungssektor pro Kopf, Durchschnitt 2002-2015



Quelle: eigene Darstellung

Auffällig ist dabei, dass diese Grafik den beiden vorherigen zur Ungleichheit der Schulabschlussraten nicht besonders ähnelt. Obwohl die Länder Subsahara-Afrikas den größten Bedarf an schulischer Gleichstellungsförderung aufweisen, bekommen sie nicht deutlich mehr Entwicklungszusammenarbeit für diesen Bereich zugesprochen als andere Ländern mit weitaus weniger Bedarf. So erhielt beispielsweise die Demokratische Republik Kongo durchschnittlich nur 0,48 Dollar an jährlichen Zusagen pro Einwohner zwischen 2002 und 2015, obwohl im Durchschnitt das Geschlechterverhältnis der Primarschulabschlussraten in dieser Zeit lediglich 0,73 und für die Abschlussraten der Sekundarschule 0,61 betrug. Hingegen wurden Papua-Neuguinea bei weitaus geringeren Unterschieden zwischen den Geschlechtern bei den Schulabschlüssen durchschnittlich 7,34 Dollar pro Person und Jahr zugesprochen. Anhand der Abbildungen ist folglich nicht ersichtlich, dass sich die Geberländer bei der Verteilung der gleichstellungsfördernden Entwicklungszusammenarbeit für Bildungsprojekte am Bedarf der Empfängerländer orientieren.

Eine Übersicht über alle verwendeten Variablen der Analyse mit der Anzahl an Beobachtungen, Mittelwert, Standardabweichung als auch Minimum und Maximum der Variable findet sich in Tabelle 3. Die Tabelle verdeutlicht erneut den bereits erwähnten

größeren Unterschied zwischen Jungen und Mädchen in der Sekundarbildung als in der Primarbildung sowie die Tatsache, dass in einigen Ländern mittlerweile verhältnismäßig mehr Mädchen einen Schulabschluss erlangen als Jungen. Den Höchstwert hierbei erreicht Ruanda in der letzten Periode mit 119 Mädchen auf 100 Jungen bei den Grundschulabschlüssen.

Tabelle 3: Übersicht der Regressionsvariablen, 2002-2015

Variable	Beobachtungen	Mittelwert	S	Min	Max
Index der Geschlechterparität Primarschulabschluss	186	0.90	0.11	0.55	1.19
Index der Geschlechterparität Sekundarschulabschluss	170	0.84	0.16	0.31	1.17
Bildungs-EZ Gleichstellung p.K.	190	1.64	1.99	0	17.02
Primarschul-EZ Gleichstellung p.K.	190	0.62	1.39	0	16.94
Sekundarschul-EZ Gleichstellung p.K.	190	0.21	0.36	0	2.42
Bildungs-EZ p.K.	190	3.07	3.36	0	11.22
BIP p.K.	190	1733.77	2841.30	113.59	21000.39
Gender-Inequality-Index	190	0.57	0.11	0.28	0.82
Demokratie-Index	190	1.43	5.50	-9	9
Ländliche Bevölkerung	190	60.67	17.58	21.55	91.09

Quelle: Eigene Berechnungen

Zusätzlich zeigt die Tabelle, dass die durchschnittliche Höhe der jährlichen Auszahlungen der gesamten Entwicklungszusammenarbeit für den Bildungssektor pro Kopf bei 3,07 Dollar liegt. Der entsprechende Betrag für die gleichstellungsrelevanten Zusagen beträgt nur grob die Hälfte dieser Summe. Hiervon wiederum entfallen mit durchschnittlich 0,62 Dollar pro Einwohner 38 Prozent auf die Gleichstellungsförderung im Primarschulbereich und im Durchschnitt lediglich 13 Prozent oder 0,21 Dollar pro Kopf auf die Sekundarschulförderung. Die hohen Standardabweichungen der Variablen der Entwicklungszusammenarbeit verweisen auf die große Streuung bei der Verteilung der Leistungen, sowohl zwischen den Ländern als auch über die Jahre. Weiterhin lassen die

Minima, Maxima und Standardabweichungen der Kontrollvariablen eine große Diversität zwischen den analysierten Ländern in allen verwendeten Variablen erkennen. Die abweichende Höhe der Beobachtungen der Kontrollvariablen gegenüber denen der abhängigen Variablen ist darauf zurückzuführen, dass es weniger Beobachtungen für die zweite abhängige Variable der Geschlechterverhältnisse der Sekundarschulabschlussraten gibt und diese sich zusätzlich nicht immer mit den Beobachtungen der ersten abhängigen Variable der Geschlechterverhältnisse der Primarschulabschlussraten überschneiden.

Tabelle 4 beinhaltet die Korrelationskoeffizienten aller Regressionsvariablen der Analyse. Wie zu erwarten, besteht zwischen den Geschlechterverhältnissen der Primar- und Sekundarschulabschlussraten ein starker positiver linearer Zusammenhang, ebenso wie zwischen den verschiedenen Kategorien von Entwicklungszusammenarbeit. Weiterhin geht aus der Tabelle hervor, dass die Korrelationen zwischen den Kontrollvariablen und den Geschlechterverhältnissen sowie den Variablen der Entwicklungszusammenarbeit weitgehend in die erwartete Richtung zeigen. Dabei gilt es zu beachten, dass höhere Werte des *Gender-Inequality-Index* für eine geringere Gleichheit zwischen den Geschlechtern stehen. Es sind jedoch lediglich die Korrelationskoeffizienten zwischen dem Index der Geschlechterparität der Sekundarschulabschlüsse und dem Bruttoinlandsprodukt, dem Gleichstellungsindex sowie der ländlichen Bevölkerung einerseits sowie zwischen dem Geschlechterverhältnis der Primarschulabschlussrate und dem Gleichstellungsindex andererseits genügend groß, um zumindest von einem schwachen linearen Zusammenhang zu sprechen. Hingegen ist zu betonen, dass zwischen den Geschlechterverhältnissen der Abschlussraten und den verschiedenen Arten von Entwicklungsleistungen kein linearer Zusammenhang zu erkennen ist. Die entsprechenden Werte sind durchweg gering und weisen zusätzlich in verschiedene Richtungen. Die Korrelationskoeffizienten können jedoch durch Drittvariablen beeinflusst sein. Im folgenden Abschnitt der multivariaten Analyse wird daher durch den Einbezug von Kontrollvariablen in die Regressionsanalysen versucht, deren Einfluss zu berücksichtigen und dadurch den tatsächlichen Effekt der Entwicklungszusammenarbeit auf die Geschlechtergleichheit im Bildungswesen zu messen.

Tabelle 4: Korrelationsmatrix der Regressionsvariablen

	GPPSA	GPSSA	B.-EZ Gleich.	P.-EZ Gleich.	S.-EZ Gleich.	B.-EZ gesamt	BIP	GI- Index	Dem.- Index	Ländl. Bev.
GPPSA	1.00									
GPSSA	<i>0.83</i>	1.00								
Bildungs-EZ Gleichstellung	-0.00	0.03	1.00							
Primarschul-EZ Gleichstellung	-0.09	-0.13	<i>0.75</i>	1.00						
Sekundarschul-EZ Gleichstellung	0.21	0.15	<i>0.40</i>	0.04	1.00					
Bildungs-EZ gesamt	-0.02	-0.04	<i>0.68</i>	<i>0.43</i>	<i>0.35</i>	1.00				
BIP	0.27	<i>0.33</i>	-0.17	-0.13	-0.08	-0.21	1.00			
Gender-Inequality- Index	<i>-0.61</i>	<i>-0.59</i>	0.08	0.09	0.09	0.16	-0.53	1.00		
Demokratie-Index	-0.06	-0.07	0.18	0.15	-0.05	0.12	-0.18	0.20	1.00	
Ländliche Bevölkerung	-0.19	<i>-0.32</i>	0.10	0.17	-0.02	0.03	<i>-0.57</i>	0.21	0.12	1.00

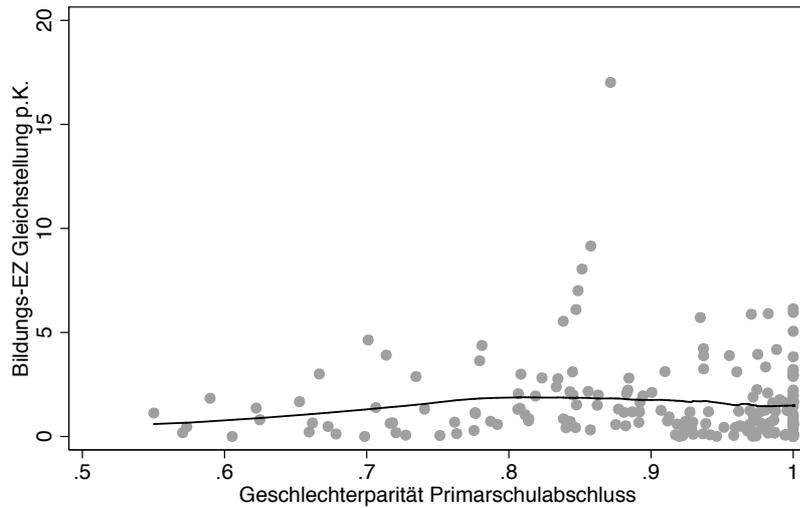
Anmerkung: ab einem schwachen linearen Zusammenhang von 0,3 Werte kursiv gesetzt;

Quelle: eigene Berechnung

5.2 Multivariate Analyse

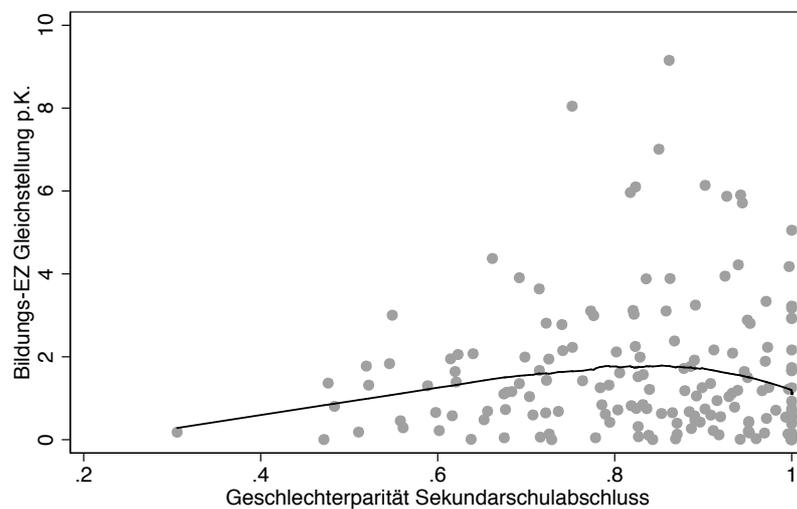
Zunächst wird lediglich die Beziehung zwischen den Entwicklungsleistungen und den Geschlechterverhältnissen der Abschlussraten analysiert, bevor zu den multivariaten Regressionsanalysen übergegangen wird. Die folgenden Abbildungen zeigen Streudiagramme, die den exemplarischen Zusammenhang zwischen dem Index der Geschlechterparität der Primarschulabschlüsse (Abbildung 4) und Sekundarschulabschlüsse (Abbildung 5) einer Periode und der Höhe der Zusagen für die Gleichstellungsförderung im Bildungssektor dieser Periode grafisch darstellen. Die Graphen deuten dabei die Richtung des Zusammenhangs der beiden Variablen an. Die Darstellungen basieren auf lokalen Regressionen, in denen für länder- und periodenspezifische Effekte kontrolliert wird.

Abbildung 4: Streudiagramm von gleichstellungsrelevanter Entwicklungszusammenarbeit im Bildungssektor und dem Geschlechterverhältnis der Primarschulabschlussraten



Quelle: eigene Darstellung

Abbildung 5: Streudiagramm von gleichstellungsrelevanter Entwicklungszusammenarbeit im Bildungssektor und dem Geschlechterverhältnis der Sekundarschulabschlussraten



Quelle: eigene Darstellung

Es zeigt sich deutlich, dass die Beziehung zwischen den abhängigen Variablen und der erklärenden Variable nicht durchweg linear ist. Bis zu einem Wert der Geschlechterverhältnisse von grob 0,8 ist für beide abhängigen Variablen ein linear steigender Zusammenhang mit den Entwicklungsleistungen ersichtlich. Danach flacht er jedoch ab,

bis er ab einem Geschlechterverhältnis der Abschlussraten von ungefähr 0,9 negativ wird. In Abbildung 5 ist dies besonders deutlich zu erkennen. Die Streudiagramme mit den Beziehungen zwischen den zwei abhängigen Variablen und den weiteren Kategorien von Entwicklungszusammenarbeit ähneln den hier abgebildeten und werden daher nicht zusätzlich präsentiert.

Tabelle 5 vergleicht exemplarisch für die gleichstellungsfördernden Bildungsleistungen ein bivariates *Fixed-Effects*-Modell mit einem weiteren, das zusätzlich den quadrierten Term der Entwicklungszusammenarbeit als erklärende Variable enthält. Dadurch wird geprüft, ob die Nichtlinearität der Beziehung zwischen den Entwicklungsleistungen und den Geschlechterverhältnissen der Schulabschlussraten durch eine zusätzliche erklärende Variable der quadrierten Entwicklungszusammenarbeit dargestellt werden kann.

Tabelle 5: *Fixed-Effects*-Modell mit und ohne quadratischen Term der Entwicklungszusammenarbeit

Fixed Effects	Bildungs-EZ Gleichstellung ohne quadratischen Term		Bildungs-EZ Gleichstellung mit quadratischem Term	
	Primarschule	Sekundarschule	Primarschule	Sekundarschule
EZ p.K.	0.003 (0.005)	0.015* (0.008)	0.024*** (0.008)	0.048** (0.023)
EZ ² p.K.			-0.002*** (0.001)	-0.005* (0.003)
Konstante	0.894*** (0.007)	0.813*** (0.012)	0.870*** (0.010)	0.789*** (0.021)
R ² (within)	0.007	0.037	0.085	0.071
Beobachtungen	186	170	186	170
Anzahl Länder	49	49	49	49

Anmerkung: robuste Standardfehler in Klammern; * p<0,1 , ** p<0,05 , *** p<0,01

Quelle: eigene Berechnung

Die Ergebnisse bestätigen dies. Die Variable der quadrierten Entwicklungszusammenarbeit zeigt für beide abhängigen Variablen signifikante Werte mit negativem Vorzeichen. Darüber hinaus weisen die Koeffizienten der Entwicklungszusammenarbeit in der Regressionsgleichung mit quadratischem Term auf einen größeren und für beide ab-

hängigen Variablen statistisch signifikanten Zusammenhang hin. Die Ergebnisse der beiden Schätzungen bestätigen folglich die abnehmende Wirksamkeit der Entwicklungszusammenarbeit bei steigender Höhe der Leistungen. In allen folgenden Regressionsgleichungen wird daher der quadrierte Wert der Entwicklungsleistungen als erklärende Variable mitaufgenommen, um für die Nichtlinearität im Zusammenhang zwischen abhängigen und zentralen erklärenden Variablen zu kontrollieren.

Fixed-Effects-Modell

Die Analyse beginnt mit dem *Fixed-Effects*-Modell aus Gleichung (1), das den Einfluss der verschiedenen Kategorien von Entwicklungszusammenarbeit auf den Index der Geschlechterparitäten der Primar- und Sekundarschulabschlussraten schätzt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 6 dargestellt. Diese gliedert sich in drei Spalten, in denen die Koeffizienten für die Modelle der unterschiedlichen Arten von Entwicklungszusammenarbeit präsentiert werden: die gleichstellungsrelevanten Leistungen für den Bildungssektor, die gleichstellungsfördernden Maßnahmen aufgliedert für den Primar- oder Sekundarschulbereich und die gesamte Entwicklungszusammenarbeit für Bildungsmaßnahmen. Die drei verschiedenen Kategorien sind jeweils in zwei weitere Modelle für die beiden abhängigen Variablen unterteilt. Die Ergebnisse der *Fixed-Effects*-Schätzungen weisen insgesamt auf keinen großen Effekt der Entwicklungszusammenarbeit auf die Geschlechtergleichheit im Bildungswesen der Empfängerländer hin. Der Koeffizient der gleichstellungsrelevanten Entwicklungszusammenarbeit für den Bildungssektor zeigt für die abhängige Variable der Primarschulabschlussraten, wenn auch klein und statistisch nicht signifikant, nicht einmal in die erwartete Richtung. Ebenso besitzen die Koeffizienten der gesamten Bildungsförderung ein negatives Vorzeichen, wobei der Wert für das Geschlechterverhältnis der Primarschulabschlussraten statistisch signifikant ist auf einem Niveau von zehn Prozent. Dies könnte dahingehend interpretiert werden, dass die Entwicklungszusammenarbeit im Bildungsbereich, die nicht explizit die Gleichstellung der Geschlechter unterstützt, einen stärkeren Effekt auf die Grundbildung von Jungen denn von Mädchen besitzt und dadurch einen negativen Einfluss auf die Gleichheit der Geschlechter ausübt.

Tabelle 6: *Fixed-Effects*-Modell zum Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit auf das Geschlechterverhältnis der Primar- und Sekundarschulabschlussraten

Fixed Effects	Bildungs-EZ Gleichstellung		Primar- / Sekundarschul-EZ Gleichstellung		Bildungs-EZ gesamt	
	Primar-schule	Sekundar-schule	Primar-schule	Sekundar-schule	Primar-schule	Sekundar-schule
Variablen						
EZ p.K.	-0.005 (0.005)	0.004 (0.018)	0.010 (0.008)	0.086*** (0.031)	-0.019* (0.010)	-0.005 (0.020)
EZ ² p.K.	0.000 (0.000)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.034* (0.019)	0.001 (0.001)	0.000 (0.002)
BIP p.K.	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)
Gender-Inequality-Index	-0.027 (0.164)	-0.157 (0.303)	-0.012 (0.167)	-0.177 (0.303)	-0.016 (0.160)	-0.139 (0.308)
Demokratie-Index	0.003 (0.002)	0.001 (0.004)	0.003 (0.002)	0.001 (0.004)	0.004* (0.002)	0.001 (0.004)
Ländliche Bevölkerung	-0.001 (0.004)	-0.003 (0.007)	-0.002 (0.004)	-0.004 (0.008)	-0.001 (0.004)	-0.002 (0.008)
Periode (Ref. 2002 - 2004)						
2005 – 2007	0.036*** (0.013)	0.049* (0.028)	0.035** (0.013)	0.045 (0.030)	0.041*** (0.012)	0.053* (0.031)
2008 – 2010	0.088*** (0.021)	0.080* (0.042)	0.083*** (0.022)	0.065 (0.048)	0.093*** (0.021)	0.087* (0.048)
2011 – 2013	0.120*** (0.027)	0.136** (0.053)	0.115*** (0.028)	0.115* (0.061)	0.124*** (0.027)	0.141** (0.059)
2014 – 2015	0.130*** (0.033)	0.153** (0.062)	0.124*** (0.034)	0.128* (0.069)	0.131*** (0.032)	0.157** (0.066)
Konstante	0.948*** (0.273)	1.045** (0.483)	0.954*** (0.278)	1.130** (0.555)	0.923*** (0.260)	1.010* (0.508)
R ² (within)	0.667	0.545	0.668	0.561	0.676	0.547
Beobachtungen	186	170	186	170	186	170
Anzahl Länder	49	49	49	49	49	49

Anmerkung: robuste Standardfehler in Klammern; * p<0,1 , ** p<0,05 , *** p<0,01

Quelle: eigene Berechnung

Demgegenüber deuten die desaggregierten Daten für die gleichstellungsrelevante Primar- oder Sekundarschulbildung einen positiven Effekt der Förderung auf die Geschlechterverhältnisse an. Für die Sekundarschulabschlüsse ist dieser Effekt statistisch signifikant, sowohl für die ursprüngliche als auch die quadrierte Variable der Entwick-

lungszusammenarbeit. Da die Ergebnisse dieses Modells aufgrund einer möglichen Endogenität der Entwicklungsleistungen verzerrt sein können, werden im Folgenden die Ergebnisse der *System-GMM*-Schätzungen der Gleichungen (2) und (3) präsentiert, welche eine Endogenität der Variablen berücksichtigen.

System-GMM-Modell

Die Ergebnisse des *System-GMM*-Modells sind in Tabelle 7 dargestellt. Dabei ist anzumerken, dass dieses Modell, verglichen mit den im *Fixed-Effects*-Modell verwendeten erklärenden Variablen, zusätzlich für den Index der Geschlechterparität der Primar- oder Sekundarschulabschlussraten der vorherigen Periode des jeweiligen Landes kontrolliert. Weiterhin werden von allen möglichen endogenen Variablen der Analyse die um eine Periode verzögerten Werte für die Regressionsgleichung genutzt. Diese Schätzung untersucht folglich, ob die Höhe der Entwicklungszusammenarbeit der vorangegangenen Periode einen Einfluss auf das Geschlechterverhältnis der Schulabschlussraten der darauffolgenden Periode hat, wobei für das Niveau des Geschlechterverhältnisses der vorherigen Periode kontrolliert wird. Aufgrund der Nutzung der verzögerten Variablen reduziert sich die Anzahl der betrachteten Länder von 49 des *Fixed-Effects*-Modells auf 44 für die Variable der Primarschulabschlüsse und 42 für die Sekundarschulabschlüsse. Ebenso verringert sich die Anzahl an Beobachtungen auf 128 für die erste abhängige Variable und 112 für die zweite. Die verzögerten Werte der abhängigen Variablen erweisen sich in den Schätzungen als höchst signifikant. Ein Großteil der Geschlechterverhältnisse der Schulabschlussraten kann daher über den Stand ebenjener Verhältnisse der Vorperiode erklärt werden. Die Nutzung des dynamischen Paneldatenmodells wird durch die große Erklärungskraft der verzögerten abhängigen Variablen bestätigt. Verglichen mit den Ergebnissen des *Fixed-Effects*-Modells bleibt die Richtung des Effekts für fast alle Variablen der Entwicklungszusammenarbeit unverändert. Lediglich die gesamte Entwicklungszusammenarbeit im Bildungsbereich weist nun einen positiven, wenn auch nicht statistisch signifikanten, Effekt auf die Geschlechterparität der Sekundarschulabschlussraten auf.

Tabelle 7: System-GMM-Modell zum Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit auf das Geschlechterverhältnis der Primar- und Sekundarschulabschlussraten

System GMM	Bildungs-EZ Gleichstellung		Primar- / Sekundar- schul-EZ Gleichstellung		Bildungs-EZ gesamt	
	Primar- schule	Sekundar- schule	Primar- schule	Sekundar- schule	Primar- schule	Sekundar- schule
Variablen						
GPPSAR _{t-1}	0.775*** (0.114)		0.884*** (0.106)		0.718*** (0.159)	
GPSSAR _{t-1}		1.014*** (0.215)		1.032*** (0.225)		1.036*** (0.161)
EZ p.K. _{t-1}	-0.001 (0.007)	0.019 (0.020)	0.019* (0.010)	0.063 (0.081)	-0.012 (0.010)	0.024 (0.020)
EZ ² p.K. _{t-1}	0.000 (0.000)	-0.004 (0.004)	-0.001* (0.001)	-0.054 (0.079)	0.002** (0.001)	-0.002 (0.002)
BIP p.K. _{t-1}	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Gender-Inequality-Index _{t-1}	0.145 (0.145)	0.657 (0.534)	0.162 (0.139)	0.526 (0.331)	0.056 (0.171)	0.355 (0.282)
Demokratie-Index	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
Ländliche Bevölkerung	0.001* (0.000)	0.001 (0.001)	0.001* (0.000)	0.001 (0.001)	0.001 (0.000)	0.001 (0.001)
Periode (Ref. 2002 - 2004)						
2005 – 2007	0.080 (0.188)	-0.495- (0.557)	-0.032 (0.184)	-0.424 (0.426)	-0.021** (0.008)	-0.017 (0.016)
2008 – 2010	0.103 (0.187)	-0.475 0.546	-0.012 (0.182)	-0.404 (0.419)	0.000 (.)	0.000 (.)
2011 – 2013	0.101 (0.188)	-0.447 (0.537)	-0.016 (0.182)	-0.380 (0.415)	0.001 (0.009)	0.020 (0.013)
2014 – 2015	0.097 (0.190)	-0.469 (0.542)	-0.022 (0.184)	-0.409 (0.424)	-0.003 (0.010)	-0.012 (0.016)
Konstante	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.225 (0.238)	-0.334 (0.308)
Hansen-Test: p-Wert	0.139	0.449	0.155	0.142	0.313	0.379
AR2-Test: p-Wert	0.270	0.169	0.111	0.196	0.270	0.245
Instrumente	24	24	24	24	24	24
Beobachtungen	128	112	128	112	128	112
Anzahl Länder	44	42	44	42	44	42

Anmerkung: robuste Standardfehler in Klammern; * p<0,1 , ** p<0,05 , *** p<0,01

Quelle: eigene Berechnung

Dennoch, in den Ergebnissen des *System-GMM*-Modells wird eine Veränderung der Stärke des Effekts der Entwicklungszusammenarbeit gegenüber den Ergebnissen des *Fixed-Effects*-Modells deutlich. Die negativen Koeffizienten der zentralen erklärenden Variablen sind geringer oder verlieren ihr negatives Vorzeichen. Die positiven Koeffizienten der *Fixed-Effects*-Schätzungen weisen nun einen höheren Wert auf. Eine Ausnahme stellt hierbei der Effekt der gleichstellungsrelevanten Sekundarschulförderung auf die Geschlechterparität der Sekundarschulabschlüsse dar. Die größeren Koeffizienten der Variablen der Entwicklungszusammenarbeit können als Hinweis darauf gedeutet werden, dass der Einfluss der Entwicklungsleistungen in den *Fixed-Effects*-Schätzungen tatsächlich durch die Endogenität der Variablen unterschätzt wird. Der größte Unterschied zwischen den beiden Modellen liegt jedoch in den unterschiedlichen Signifikanzniveaus der erklärenden Variablen der Entwicklungsleistungen. Die signifikanten Koeffizienten der Entwicklungszusammenarbeit der *Fixed-Effects*-Schätzungen verlieren in den *System-GMM*-Schätzungen vollständig ihre Signifikanz. Dafür weist nun die desaggregierte Kategorie der gleichstellungsrelevanten Primarschulförderung einen signifikant positiven Effekt auf. Dieser Effekt ist mit steigender Höhe abnehmend aufgrund des signifikant negativen Koeffizienten der quadrierten Entwicklungsleistungen. Die geschätzte positive Wirkung der gleichstellungsrelevanten Entwicklungszusammenarbeit im Primarschulbereich ist gering, doch nicht zu vernachlässigen. Die Resultate dieser Analyse deuten folglich daraufhin, dass lediglich eine Erhöhung der gleichstellungsrelevanten Entwicklungszusammenarbeit im Primarschulbereich auch zu mehr Geschlechtergleichheit bei den Primarschulabschlussraten in den Empfängerländern führt. Aufgrund des signifikant negativen Effekts der quadrierten Primarschulförderung nimmt der Zusammenhang mit steigender Höhe der Leistungen ab. Nach den Ergebnissen der Schätzung führt eine Erhöhung der jährlichen Zusagen um einen Dollar pro Kopf zu einem Anstieg des Geschlechterverhältnisses der Primarschulabschlussraten um ungefähr zwei Prozent innerhalb der nächsten Drei-Jahres-Periode. Bei der Interpretation dieses Effekts muss jedoch die Bedeutung einer solchen Erhöhung der Entwicklungszusammenarbeit beachtet werden. Im Zeitraum der Analyse von 2002 bis 2015 lag der Durchschnitt der Zusagen für die gleichstellungsrelevante Primarschulförderung pro Jahr bei 0,62 Dollar pro Person. Ein Anstieg um einen Dollar bedeutet hierbei eine Erhöhung der jährlichen Zusagen um mehr als 160 Prozent. Vor dem Hintergrund dieser beträchtlichen Erhöhung erscheint ein Anstieg des Index der Geschlechterparität pro Periode um zwei Prozent als recht gering.

Die Werte des Hansen-Tests zur Exogenität der Instrumente und des Arellano-Bond-Tests bezüglich der Autokorrelation zweiter Ordnung in Tabelle 7 machen deutlich, dass die Anforderungen an die Validität des *System-GMM*-Schätzers erfüllt sind. Da dieser zusätzlich konsistentere Schätzungen liefert als der *Fixed-Effects*-Schätzer, werden die folgenden Tests zur Robustheit der Ergebnisse lediglich mit *System-GMM*-Schätzungen durchgeführt.

Robustheits-Tests

In diesem Abschnitt wird anhand dreier leichter Modifikationen des präferierten *System-GMM*-Modells überprüft, ob die Ergebnisse des ursprünglichen Modells robust bleiben. Begonnen wird hierbei mit einem Modell, bei dem die abhängige Variable des Geschlechterverhältnisses der Schulabschlussraten in logarithmierter Form in die Regressionsgleichung eingeht und nicht, wie im vorherigen Modell, mit dem allgemeinen Niveau des Index (Tabelle 8). Die Verwendung von logarithmierten Werten gewährt einer Erhöhung der Entwicklungsleistungen einen stärkeren Effekt, sofern das Geschlechterverhältnis der Schulabschlussraten bereits einen hohen Wert aufweist. Dies ist eine in der Literatur häufig verwendete Methode, um zu berücksichtigen, dass die Entwicklungsleistungen bei einem großen Geschlechtergefälle einen größeren Effekt zeigen können als bei annähernder Parität zwischen den Geschlechtern. Daraufhin folgt ein Modell ohne quadrierten Term der Entwicklungszusammenarbeit (Tabelle 9). Dadurch soll überprüft werden, ob die Nichtlinearität der Beziehung zwischen abhängiger und erklärender Variable in der ursprünglichen Regressionsgleichung korrekt wiedergegeben wird. Als letzter Test der Robustheit der Ergebnisse wird der Einfluss der Entwicklungszusammenarbeit auf die absolute Steigerung der Schulabschlussraten der Mädchen gemessen anstatt auf die relative Verbesserung der Schulabschlussraten gegenüber derer von Jungen (Tabelle 10). Hierdurch wird untersucht ob die Entwicklungsleistungen allgemein die schulische Bildung von Mädchen fördern, ungeachtet der Situation von Jungen.

Die Resultate des *System-GMM*-Modells mit logarithmierter abhängiger Variable finden sich in Tabelle 8. Die Koeffizienten der Variablen der Entwicklungszusammenarbeit unterscheiden sich bei diesem Modell kaum merklich von denen der vorherigen Schätzungen.

Tabelle 8: Robustheits-Test 1, *System-GMM*-Modell mit logarithmierter abhängiger Variable

System GMM	Bildungs-EZ Gleichstellung		Primar- / Sekundar- schul-EZ Gleichstellung		Bildungs-EZ gesamt	
	Primar- schule	Sekundar- schule	Primar- schule	Sekundar- schule	Primar- schule	Sekundar- schule
Variablen						
GPSSAR _{t-1}	0.931*** (0.129)		1.045*** (0.116)		0.832*** (0.188)	
GPSSAR _{t-1}		1.308*** (0.307)		1.404*** (0.327)		1.372*** (0.239)
EZ p.K. _{t-1}	0.001 (0.008)	0.018 (0.026)	0.025** (0.012)	0.071 (0.103)	-0.014 (0.011)	0.020 (0.026)
EZ ² p.K. _{t-1}	0.000 (0.000)	-0.005 (0.004)	-0.001* (0.001)	-0.066 (0.099)	0.002** (0.001)	-0.002 (0.003)
BIP p.K. _{t-1}	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Gender-Inequality-Index _{t-1}	0.156 (0.160)	0.922 (0.809)	0.159 (0.158)	0.744 (0.490)	0.030 (0.201)	0.501 (0.416)
Demokratie-Index	0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
Ländliche Bevölkerung	0.001* (0.000)	0.002 (0.002)	0.001 (0.000)	0.002 (0.002)	0.001 (0.001)	0.002* (0.001)
Periode (Ref. 2002 - 2004)						
2005 – 2007	-1.087*** (0.207)	-1.981** (0.837)	-1.193*** (0.198)	-1.949*** (0.634)	-0.026** (0.010)	-0.025 (0.023)
2008 – 2010	-1.058*** (0.206)	-1.951** (0.819)	-1.165*** (0.196)	-1.923*** (0.623)	0.000 (.)	0.000 (.)
2011 – 2013	-1.063*** (0.207)	-1.914** (0.806)	-1.172*** (0.196)	-1.893*** (0.618)	-0.026* (0.010)	0.025 (0.018)
2014 – 2015	-1.069*** (0.209)	-1.944** (0.812)	-1.181*** (0.198)	-1.935*** (0.630)	0.000 (0.011)	-0.020 (0.022)
Konstante	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	-0.872*** (0.271)	-1.758*** (0.472)
Hansen-Test: p-Wert	0.085	0.499	0.139	0.174	0.242	0.521
AR2-Test: p-Wert	0.254	0.175	0.102	0.206	0.327	0.202
Instrumente	24	24	24	24	24	24
Beobachtungen	128	112	128	112	128	112
Anzahl Länder	44	42	44	42	44	42

Anmerkung: robuste Standardfehler in Klammern; * p<0,1 , ** p<0,05 , *** p<0,01

Quelle: eigene Berechnung

Die gleichstellungsrelevante Primarschulförderung weist noch immer einen signifikant positiven Effekt auf das Geschlechterverhältnis der Grundschulabschlussraten auf. Auch in diesem Modell ist der Effekt nicht linear, sondern bei steigender Höhe der Leistungen abnehmend. Dies ist durch den signifikant negativen Wert der quadrierten Primarschulförderung gekennzeichnet. Die Stärke des Effekts wurde gegenüber dem vorherigen Modell geringfügig größer und ist nun auf dem statistischen Niveau von fünf Prozent signifikant. Die geringe Unterscheidung zum ursprünglichen *System-GMM*-Modell lässt sich dadurch erklären, dass alle Empfängerländer, die zu Beginn des Untersuchungszeitraums bereits eine Parität ihrer Abschlussraten von 0,97 Prozent erreicht hatten, aus der Analyse ausgeschlossen wurden. Dadurch wurden ohnehin nur Länder betrachtet, die – zumindest zu Beginn – keine sehr hohen Werte für den Index der Geschlechterparität aufweisen.

Tabelle 9 weist die Resultate des *System-GMM*-Modells ohne quadrierten Term der Entwicklungszusammenarbeit aus. Zwar zeigt auch hier der Zusammenhang zwischen gleichstellungsrelevanter Entwicklungszusammenarbeit und dem Geschlechterverhältnis der Primarschulabschlüsse einen signifikant positiven Wert auf, doch ist dieser viel geringer als im ursprünglichen Modell in Tabelle 7. Es muss zusätzlich darauf hingewiesen werden, dass die Nullhypothese des Hansen-Tests für alle Schätzungen der ersten abhängigen Variable des Geschlechterverhältnisses der Primarschulabschlüsse nicht verworfen werden kann. Die Exogenität der Instrumente ist somit nicht gesichert und die geschätzten Effekte können verzerrt sein. Das ursprüngliche Modell mit quadratischem Term bildet den Zusammenhang zwischen abhängigen und zentralen erklärenden Variablen somit passender ab und ist zu bevorzugen. Dennoch unterstützt dieses Modell die Robustheit der Ergebnisse des Hauptmodells, denn es ergeben sich keine Veränderungen bei der statistischen Signifikanz der Effekte von Variablen der Entwicklungszusammenarbeit.

Zuletzt wird untersucht, ob die unterschiedlichen Kategorien der Entwicklungszusammenarbeit grundsätzlich einen positiven Einfluss auf die Steigerung der Schulabschlussraten von Mädchen haben, ungeachtet der schulischen Situation der Jungen des jeweiligen Landes. Die Koeffizienten der Entwicklungsleistungen in Tabelle 10 deuten dies mehrheitlich an.

Tabelle 9: Robustheits-Test 2, *System-GMM*-Modell ohne quadrierten Term der Entwicklungszusammenarbeit

System GMM	Bildungs-EZ Gleichstellung		Primar- / Sekundar- schul-EZ Gleichstellung		Bildungs-EZ gesamt	
	Primar- schule	Sekundar- schule	Primar- schule	Sekundar- schule	Primar- schule	Sekundar- schule
Variablen						
GPSSAR _{t-1}	0.768*** (0.111)		0.747*** (0.105)		0.741*** (0.140)	
GPSSAR _{t-1}		1.159*** (0.240)		0.990*** (0.231)		1.031*** (0.185)
EZ _{t-1}	0.002 (0.002)	-0.003 (0.008)	0.004** (0.002)	0.007 (0.031)	0.002 (0.005)	-0.003 (0.009)
BIP p.K. _{t-1}	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Gender-Inequality-Index _{t-1}	0.102 (0.132)	0.665 (0.435)	0.100 (0.140)	0.610 (0.442)	0.086 (0.163)	0.586 (0.435)
Demokratie-Index	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
Ländliche Bevölkerung	0.001 (0.000)	0.002 (0.001)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.001)
Periode (Ref. 2002 - 2004)						
2005 – 2007	0.114 (0.180)	-0.628 (0.506)	0.000 (0.000)	-0.448 (0.495)	0.145 (0.212)	-0.031 (0.023)
2008 – 2010	0.137 (0.180)	-0.606 (0.499)	0.026*** (0.009)	-0.418 (0.485)	0.168 (0.211)	0.000 (.)
2011 – 2013	0.132 (0.179)	-0.577 (0.493)	0.023** (0.011)	-0.391 (0.480)	0.164* (0.211)	0.028 (0.016)
2014 – 2015	0.127 (0.182)	-0.610 (0.500)	0.018 (0.011)	-0.417 (0.486)	0.160 (0.214)	-0.003 (0.017)
Konstante	0.000 (.)	0.000 (.)	0.134 (0.181)	0.000 (.)	0.000 (.)	-0.417 (0.415)
Hansen-Test: p-Wert	0.075	0.434	0.092	0.160	0.084	0.268
AR2-Test: p-Wert	0.211	0.156	0.201	0.155	0.280	0.138
Instrumente	20	20	20	20	20	20
Beobachtungen	128	112	128	112	128	112
Anzahl Länder	44	42	44	42	44	42

Anmerkung: robuste Standardfehler in Klammern; * p<0,1 , ** p<0,05 , *** p<0,01

Quelle: eigene Berechnung

Tabelle 10: Robustheits-Test 3, *System-GMM*-Modell zum Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit auf die absoluten Schulabschlussraten von Mädchen

System GMM	Bildungs-EZ Gleichstellung		Primar- / Sekundar-schul-EZ Gleichstellung		Bildungs-EZ gesamt	
	Primar-schule	Sekundar-schule	Primar-schule	Sekundar-schule	Primar-schule	Sekundar-schule
Variablen						
PSAR _{t-1}	0.899*** (0.122)		0.881*** (0.109)		0.771*** (0.170)	
SSAR _{t-1}		1.101*** (0.092)		0.999*** (0.095)		1.089*** (0.132)
EZ p.K. _{t-1}	1.644 (1.212)	2.509 (1.654)	3.616*** (1.299)	-6.099 (8.967)	3.184 (2.091)	-0.878 (1.850)
EZ ² p.K. _{t-1}	-0.052 (0.073)	-0.305 (0.299)	-0.166** (0.079)	5.716 (7.361)	-0.132 (0.186)	0.039 (0.180)
BIP p.K. _{t-1}	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.005)	-0.001** (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
Gender-Inequality-Index _{t-1}	6.357 (25.573)	19.532 (37.322)	1.951 (22.971)	-35.424 (27.608)	-33.893 (40.314)	8.330 (40.308)
Demokratie-Index	-0.037 (0.108)	-0.112 (0.106)	-0.045 (0.109)	0.013 (0.131)	0.060 (0.174)	-0.060 (0.140)
Ländliche Bevölkerung	0.089 (0.078)	0.099 (0.110)	0.044 (0.075)	-0.047 (0.096)	0.044 (0.122)	0.050 (0.127)
Periode (Ref. 2002 - 2004)						
2005 – 2007	-0.415 (24.371)	-18.102 (33.036)	5.845 (22.183)	32.185 (24.022)	30.245 (39.549)	-0.718 (1.620)
2008 – 2010	-0.610 (23.770)	-18.387 (31.845)	6.303 (21.686)	31.485 (23.531)	27.822 (39.250)	0.000 (.)
2011 – 2013	-0.448 (23.099)	-19.940 (31.025)	7.620 (21.268)	29.246 (23.126)	28.147 (38.587)	-1.534 (1.800)
2014 – 2015	-3.122 (23.720)	-20.232 (30.998)	4.739 (21.726)	29.294 (23.171)	25.798 (39.356)	-1.772 (1.628)
Konstante	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	-2.664 (37.220)
Hansen-Test: p-Wert	0.121	0.283	0.132	0.293	0.346	0.521
AR2-Test: p-Wert	0.787	0.966	0.547	0.798	0.327	0.892
Instrumente	24	24	24	24	24	24
Beobachtungen	128	112	128	112	128	112
Anzahl Länder	44	42	44	42	44	42

Anmerkung: robuste Standardfehler in Klammern; * p<0,1 , ** p<0,05 , *** p<0,01

Quelle: eigene Berechnung

Negative Effekte finden sich lediglich für die Kategorien der gesamten Bildungsförderung und der gleichstellungsrelevanten Sekundarschulförderung, jeweils auf die Rate der Sekundarschulabschlüsse. Besonders bemerkenswert ist dies für die Art der Entwicklungszusammenarbeit, die explizit zur Förderung der Gleichstellung im Bereich der Sekundarschule gedacht ist. Beide negativen Koeffizienten weisen jedoch keine statistische Signifikanz auf. Statistisch signifikant ist, wie bei den vorherigen *System-GMM*-Modellen, der Effekt der gleichstellungsrelevanten Primarschulförderung auf die Primarschulabschlussraten der Mädchen. Insbesondere bei der Grundbildung scheint sich folglich eine Erhöhung der desaggregierten Zusagen pro Kopf auszuzahlen.

Insgesamt stützen die drei Modifikationen des *System-GMM*-Modells dessen ursprüngliche Ergebnisse. In allen Modellen zeigen sich für die Variablen der Entwicklungszusammenarbeit ähnlich geringe Effekte auf die abhängigen Variablen, wobei jeweils nur der Koeffizient der gleichstellungsrelevanten Primarschulförderung statistisch signifikant ist. Die Ergebnisse der dynamischen Paneldatenanalyse dieser Arbeit erweisen sich folglich als robust gegenüber kleinen Veränderungen des Modells. Die in Kapitel drei aufgestellte Hypothese, dass eine Erhöhung der Leistungen zu einer Reduzierung des Geschlechtergefälles der Abschlussraten führt, kann somit nur teilweise bestätigt werden. Sowohl für die Höhe der gesamten als auch der gleichstellungsrelevanten Bildungsförderung lässt sich kein signifikanter Effekt auf die Geschlechterverhältnisse der Abschlussraten feststellen. Für diese beiden Kategorien der Entwicklungszusammenarbeit kann die aufgestellte Hypothese als widerlegt gelten. Die weiter aufgeschlüsselte Kategorie der Entwicklungszusammenarbeit der gleichstellungsrelevanten Primarschulförderung hingegen scheint einen positiven Einfluss auf die Gleichstellung der Geschlechter bei den Primarschulabschlussraten zu besitzen. Dies gilt jedoch nur für die Grundbildung, für die gleichstellungsrelevante Sekundarschulförderung wiederum ist kein signifikanter Effekt auf die Geschlechterverhältnisse der Sekundarschulabschlussraten auszumachen.

6. Diskussion und Fazit

Die Förderung der Gleichstellung in der Bildung ist ein erklärtes Ziel der internationalen Zusammenarbeit, denn die inklusive Bildung für alle – Mädchen wie Jungen – besitzt eine große Bedeutung für die persönliche, gesellschaftliche und wirtschaftliche Entwicklung von Personen und Ländern. Diese Arbeit untersuchte daher anhand einer Paneldatenanalyse, ob die offizielle bilaterale Entwicklungszusammenarbeit zur Förderung von Bildungsmaßnahmen diesem Anliegen entspricht und einen positiven Einfluss auf die Gleichstellung der Geschlechter im Bildungswesen der Empfängerländer aufweist. Hierfür wurden die Geschlechterverhältnisse der Abschlussraten von Primar- und Sekundarschule als Indikatoren verwendet. Es zeigt sich, dass lediglich die Primarschulförderung, welche zusätzlich die Gleichstellung und Teilhabe von Frauen zum Ziel hat, einen signifikant positiven Einfluss auf das Geschlechterverhältnis der Primarschulabschlussraten zu besitzen scheint.

Die Arbeit fördert einerseits das Verständnis, ob Entwicklungszusammenarbeit einen Beitrag zum Erreichen des Millenniumsentwicklungsziels drei zur Gleichstellung der Geschlechter und Stärkung der Rolle von Frauen durch die Beseitigung des Geschlechtergefälles auf allen Bildungsebenen leistet. Weiterhin liefert sie neue Erkenntnisse im aufkommenden Forschungszweig der sektoralen Wirkungsmessung von Entwicklungszusammenarbeit mit desaggregierten Daten der Fördermaßnahmen. Es wird sowohl der Effekt der bereits desaggregierten Bildungsförderung als auch zusätzlich der weiter aufgeschlüsselten Subkategorien der Primar- und Sekundarschulförderung untersucht. Ein Novum stellt hierbei die Nutzung der entwicklungspolitischen Leistungen mit positiver Geschlechterkennung dar, die explizit die Förderung der Gleichstellung und Teilhabe von Frauen zum Ziel haben. Diese Daten wurden bisher in keiner wissenschaftlichen Studie verwendet.

Die Ergebnisse der Analyse weisen auf die Notwendigkeit der Verwendung solcher spezifischer Daten zur Untersuchung der Wirksamkeit von Entwicklungsleistungen hin. Weder die gesamte entwicklungspolitische Bildungsförderung noch die, die zusätzlich explizit die Gleichstellung der Geschlechter als Ziel hat, zeigen im präferierten *System-GMM*-Modell einen signifikanten Effekt auf das Geschlechtergefälle der Schulabschlussraten der Empfängerländer. Die gleichstellungsrelevante Primarschulförderung hingegen, die unmittelbar mit der Geschlechterungleichheit der Grundschulabschlussra-

ten in Verbindung steht, weist einen signifikant positiven Effekt auf das Geschlechterverhältnis der Primarschulabschlussraten auf. Die Variable der quadrierten Entwicklungsleistungen ist hierbei ebenso signifikant und besitzt ein negatives Vorzeichen. Der Effekt der gleichstellungsrelevanten Primarschulförderung nimmt folglich bei steigender Höhe der Leistungen mehr und mehr ab. Die Koeffizienten der Schätzung deuten an, dass eine Erhöhung der jährlichen gleichstellungsfördernden Primarschulleistungen um einen Dollar pro Person das Geschlechterverhältnis der Grundschulabschlussraten innerhalb der nächsten drei Jahre um zwei Prozent steigen lässt. Verglichen mit der tatsächlichen Höhe der Zusagen an gleichstellungsrelevanter Primarschulförderung erscheint der geschätzte Effekt jedoch gering. Die Ergebnisse der Analyse erweisen sich als robust gegenüber leichten Veränderungen des Regressionsmodells. Sie können daher als Hinweis gedeutet werden, dass zielgerichtete Entwicklungszusammenarbeit zur Geschlechtergerechtigkeit in der Grundbildung beitragen kann.

Die mehrheitlich positiven Befunde der bisherigen wissenschaftlichen Literatur zum Einfluss von Entwicklungszusammenarbeit auf Fortschritte im Bildungssektor werden durch die Ergebnisse dieser Arbeit zusätzlich bestärkt (vgl. Michaelowa 2004; Dreher et al. 2008; d’Aiglepierre und Wagner 2013; Pickbourn und Ndikumana 2016). Dabei sind die Ergebnisse insbesondere im Einklang mit den Studien von Pickbourn und Ndikumana (2016) und d’Aiglepierre und Wagner (2013), die sich ebenfalls der Frage des Einflusses von Bildungsförderung auf die Gleichstellung der Geschlechter im Bildungswesen widmen. Die Erkenntnisse dieser Arbeiten verdeutlichen, dass die Wirkung von Entwicklungszusammenarbeit auf sektoraler Ebene gemessen werden sollte und nicht anhand der Steigerung des Wirtschaftswachstums erfolgen muss. Förderlich ist dabei zusätzlich die Verwendung desaggregierter Daten von denjenigen Subkategorien der gesamten Entwicklungszusammenarbeit, die in direktem Bezug zu den betrachteten Indikatoren stehen. Dadurch kann ein positiver Effekt der offiziellen Entwicklungszusammenarbeit beobachtet werden und das Mikro-Makro-Paradoxon zur Wirksamkeit der Entwicklungszusammenarbeit überwunden werden.

Bei der Interpretation der Ergebnisse muss jedoch beachtet werden, dass sich für die desaggregierte Kategorie der gleichstellungsrelevanten Sekundarschulförderung – im Gegensatz zur Primarschulförderung – kein signifikanter Effekt auf den Index der Geschlechterparität der Sekundarschulabschlussraten zeigt. Eine Erklärung hierfür könnte darin liegen, dass die Höhe der Entwicklungszusammenarbeit für die Sekundarbildung schlicht zu gering ist um eine messbare Wirkung auf der Meso-Ebene des gesamten

Bildungssektors zu entfalten. Dies gilt sowohl für die absolute Höhe der Zusagen als auch für den relativen Anteil der Zusagen gegenüber der primären und tertiären Bildungsförderung. Mit durchschnittlich lediglich 21 Cent an jährlichen Förderzusagen pro Person für die betrachteten Länder im Untersuchungszeitraum erscheint es nicht verwunderlich, dass die Sekundarschulförderung keinen Effekt zeigt. Zusätzlich beträgt der Anteil der gleichstellungsrelevanten Sekundarschulförderung dieses Datensatzes lediglich ein Drittel der entsprechenden Primarschulförderung. Birchler und Michaelowa zeigen weiterhin auf, dass in den letzten 15 Jahren insbesondere die höhere Bildung gefördert wurde, gefolgt von der Grundbildung (2016). Der Bereich der Sekundarbildung jedoch scheint von den Geberländern bei der Zuteilung von Entwicklungszusammenarbeit vernachlässigt zu werden.

Ein weiterer Grund, weshalb die gleichstellungsrelevante Sekundarschulförderung keinen signifikanten Effekt auf das Geschlechterverhältnis der Abschlussraten zeigt, könnte im kleinen Datensatz dieser Arbeit mit seiner geringen Anzahl an Beobachtungen begründet liegen. Damit stellt ein Vorteil dieser Studie, der in der Verwendung spezifischer, stark desaggregierter Daten der Entwicklungsleistungen liegt, gleichzeitig eine Beschränkung der Analyse dar. Daten bezüglich der Entwicklungsleistungen mit Geschlechterkennung sind erst ab dem Jahr 2002 und momentan lediglich bis zum Jahr 2015 verfügbar. Der dadurch gegebene Untersuchungszeitraum von 14 Jahren ist für eine Paneldatenanalyse vergleichsweise kurz. Insbesondere für eine solche Messung wie die der Wirksamkeit von Entwicklungszusammenarbeit, bei der nicht davon ausgegangen werden kann, dass sie schnelle Effekte erzielt.

Verstärkt wird dieses Problem zusätzlich durch die schwierige internationale Datenlage für jegliche Indikatoren und Kontrollvariablen. International vergleichbare Daten sind für viele Länder nicht oder nur stark begrenzt über längere Zeiträume verfügbar. Dadurch können allein 32 Länder nicht in die Analyse mitaufgenommen werden, da für diese keine Daten für die Schulabschlussraten von Jungen und Mädchen oder für einzelne Kontrollvariablen im Untersuchungszeitraum vorhanden sind. Selbst für die verbleibenden Länder existiert aufgrund fehlender Werte meist nicht für jede Periode des Untersuchungszeitraums eine Beobachtung. Für die Regressionsschätzungen mit verzögerten Werten verbleiben lediglich 128 Beobachtungen für die abhängige Variable des Geschlechterverhältnisses der Primarschulabschlussraten, beziehungsweise 112 Beobachtungen für die Abschlussraten der Sekundarschule. Die Effizienz einer Regressi-

onsschätzung steigt jedoch mit der Anzahl an Beobachtungen. Die geringe Zahl der Beobachtungen muss daher bei der Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden.

Die schlechte Datenlage führt weiterhin dazu, dass die staatlichen Ausgaben für Bildung nicht als Kontrollvariable in der Analyse verwendet werden können. Die Variable ist durch eine hohe Anzahl fehlender Werte gekennzeichnet. Ein Einbezug in die Analyse hätte die Beobachtungen weiter reduziert, was es zu vermeiden galt. Durch die Aufnahme des Bruttoinlandprodukts als Kontrollvariable wird jedoch für den Effekt der Staatsausgaben in der Analyse kontrolliert. Zusätzlich bestehen die staatlichen Bildungsausgaben häufig zu einem Großteil selbst aus erhaltenen entwicklungspolitischen Leistungen für den Bildungssektor. Bisherige wissenschaftliche Studien fanden überdies keinen Effekt der Bildungsausgaben auf die Einschulungsraten der Kinder (Dreher et al. 2008). Es erweist sich daher als unbedenklich, dass in den Regressionsschätzungen dieser Arbeit nicht für die staatlichen Bildungsausgaben kontrolliert werden kann.

Die Einschränkungen, denen diese Arbeit unterliegt, können mithilfe einer besseren Verfügbarkeit von Daten aufgehoben werden. Es obliegt daher nachfolgenden Studien, die zukünftig längere Verfügbarkeit von Werten spezifischer Entwicklungsleistungen für weitere Untersuchungen der Wirksamkeit von Entwicklungszusammenarbeit zu nutzen. Hierdurch kann dem Problem des kurzen Untersuchungszeitraums der Paneldatenanalyse mit geringer Anzahl an Beobachtungen begegnet werden. Aufgrund der mittlerweile erreichten Parität der Geschlechter in den meisten Ländern beim Umfang der Grundbildung – in Form eines ausgeglichenen Geschlechterverhältnisses der Einschulungs- und Abschlussraten – würde sich dafür die Betrachtung von Indikatoren der Geschlechtergleichheit in der Qualität der Bildung empfehlen. Lässt die internationale Datenlage dies zu, so wäre die Untersuchung des Zusammenhangs von Entwicklungsleistungen und den Geschlechterverhältnissen qualitativer Bildungsindikatoren, wie Alphabetisierungsraten oder Testergebnissen von Schulleistungsstudien, interessant. Angesichts der mit dem Bildungsniveau steigenden Ungleichheiten zwischen den Geschlechtern und den erwähnten hohen Zusagen an Entwicklungszusammenarbeit für die tertiäre Bildung in den letzten Jahren, bietet sich für künftige Studien insbesondere auch ein Fokus auf die höhere Bildung denn die Grundbildung an.

Abschließend kann zusammengefasst werden, dass diese Arbeit trotz Einschränkungen zum besseren Verständnis der Wirkungsweise von Entwicklungszusammenarbeit beiträgt. Sie zeigt, dass zielgerichtete entwicklungspolitische Maßnahmen Fortschritte bei der Gleichstellung der Geschlechter im Bildungswesen bewirken können und damit

von großer Bedeutung sind. Aufgrund der inzwischen weltweit weitestgehend erreichten Geschlechterparität beim Umfang der Grundbildung, sollte der Fokus der Geberländer bei der zukünftigen Verteilung von entwicklungspolitischen Leistungen vermehrt auf der Geschlechtergleichheit der Sekundarbildung, die bisher vernachlässigt wurde, und der Qualität der Bildung liegen. Hierfür bieten die nach dem Auslaufen der Millenniumsentwicklungsziele 2015 verabschiedeten nachhaltigen Entwicklungsziele eine gute Gelegenheit, um erneute Aufmerksamkeit auf die noch zu erfüllenden Ziele zu lenken. Für das Erreichen des vierten Nachhaltigkeitsziels einer weltweit gerechten, inklusiven und hochwertigen Bildung, sollten die Anstrengungen der Geber daher noch einmal erhöht werden. Um eine effektive Wirkung zu entfalten, sollten die Leistungen insbesondere den Ländern zugestanden werden, die den größten Aufholbedarf für eine gerechte, inklusive und hochwertige Bildung aufweisen. Im deskriptiven Teil dieser Arbeit wird deutlich, dass es hierbei jedoch Verbesserungen seitens der Geberländer benötigt. Entwicklungszusammenarbeit ist im Bildungssektor nur unzureichend am tatsächlichen Bedarf der Empfängerländer ausgerichtet (Thiele et al. 2007; d'Aiglepierre und Wagner 2013). Wird der Bedarf zukünftig besser beachtet und die Anstrengungen der internationalen Gemeinschaft erhöht, dann erscheint das Erreichen von Geschlechterparität in einem hochwertigen Bildungssystem möglich. Die Entwicklungsleistungen für die Gleichstellung in der Bildung können dadurch nicht nur einen Einfluss auf die beiden nachhaltigen Entwicklungsziele der inklusiven, gerechten und hochwertigen Bildung als auch der Geschlechtergerechtigkeit und Selbstbestimmung von Frauen und Mädchen haben. Aufgrund der vielfältigen positiven Auswirkungen der Bildung von Frauen und Mädchen fördern sie damit gleichzeitig auch die weitere gesellschaftliche und wirtschaftliche Entwicklung der Empfängerländer.

7. Literaturverzeichnis

- Alesina, Alberto, und David Dollar. 2000. Who Gives Foreign Aid to Whom and Why? *Journal of Economic Growth* 5: 33–63.
- Anyanwu, John C. 2016. Accounting for Gender Equality in Secondary School Enrollment in Africa. *African Development Review* 28: 170–191.
- Arellano, Manuel, und Stephen Bond. 1991. Some Tests for Specification on Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies* 58: 277–297.
- Arellano, Manuel, und Olympia Bover. 1995. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics* 68: 29–51.
- Arndt, Channing, Sam Jones, und Finn Tarp. 2015. Assessing Foreign Aid’s Long-Run Contribution to Growth and Development. *World Development* 69: 6–18.
- Asiedu, Elizabeth, und Boaz Nandwa. 2007. On the Impact of Foreign Aid in Education on Growth : How Relevant Is the Heterogeneity of Aid Flows and the Heterogeneity of Aid Recipients ? *Review of World Economics* 143: 631–649.
- Balioune-Lutz, Mina, und Mark McGillivray. 2009. Does Gender Inequality Reduce Growth in Sub-Saharan African and Arab Countries? *African Development Review* 21: 224–242.
- Barro, Robert. 1996. *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*. Working Paper No 5698. National Bureau of Economic Research.
- Becker, Gary. 1993. *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. Chicago: University of Chicago Press.
- Berthélemy, Jean-Claude. 2006. Bilateral Donors’ Interest vs . Recipients’ Development Motives in Aid Allocation: Do all Donors Behave the Same? *Review of Development Economics* 10: 179–194.
- Birchler, Kassandra, und Katharina Michaelowa. 2016. Making Aid Work for Education in Developing Countries: An Analysis of Aid Effectiveness for Primary Education Coverage and Quality. *International Journal of Educational Development* 48: 37–52.
- Blundell, Richard, und Stephen Bond. 1998. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics* 87: 115–143.
- BMZ, Bundesministerium für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung. 2017a. Bildung für alle – ein internationales Anliegen. https://www.bmz.de/de/themen/bildung/hintergrund/bildungsfoerderung_int/index.html (Zugegriffen: 16. Aug. 2017).
- BMZ, Bundesministerium für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung. 2017b. Gleichberechtigung der Geschlechter fördern. https://www.bmz.de/de/themen/bildung/bildungsfoerderung_deu/Leitlinien-der-deutschen-Entwicklungspolitik-im-Bildungsbereich/Gleichberechtigung-der-Geschlechter-foerdern/index.html (Zugegriffen: 26. Sep. 2017).
- BMZ, Bundesministerium für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung. 2014. *Gleichberechtigung der Geschlechter in der deutschen Entwicklungspolitik*. BMZ-Strategiepapier 2/2014. https://www.bmz.de/de/mediathek/publikationen/reihen/strategiepaepere/Strategiepapier341_02_2014.pdf (Zugegriffen: 15. Aug. 2017).

- Boone, Peter. 1996. Politics and the Effectiveness of Foreign Aid. *European Economic Review* 40: 289–329.
- Bourguignon, François, and Mark Sundberg. 2007. Aid Effectiveness: Opening the Black Box. *The American Economic Review* 97: 316–321.
- Burnside, Craig, and David Dollar. 2000. Aid, Policies, and Growth. *The American Economic Review* 90: 847–868.
- Clemens, Michael A. 2004. *The Long Walk to School: International Education Goals in Historical Perspective*. Working Paper No 37 March 2004. Center for Global Development.
- Clemens, Michael A., Steven Redelet, Rikhil R. Bhavnani, and Samuel Bazzi. 2012. Counting Chickens when they hatch: Timing and the Effects of Aid on Growth. *The Economic Journal* 122: 590–617.
- Clist, Paul. 2011. 25 Years of Aid Allocation Practice: Whither Selectivity? *World Development* 39: 1724–1734.
- Cooray, Arusha, and Niklas Potrafke. 2011. Gender Inequality in Education: Political Institutions or Culture and Religion? *European Journal of Political Economy* 27: 268–280.
- D'Aiglepiere, Rohen, and Laurent Wagner. 2013. Aid and Universal Primary Education. *Economics of Education Review* 37: 95–112.
- Dollar, David, and Victoria Levin. 2006. The Increasing Selectivity of Foreign Aid, 1984 – 2003. *World Development* 34: 2034–2046.
- Dreher, Axel, Kai Gehring, and Stephan Klasen. 2015. Gesture Politics or Real Commitment? Gender Inequality and the Allocation of Aid. *World Development* 70: 464–480.
- Dreher, Axel, Peter Nunnenkamp, and Rainer Thiele. 2008. Does Aid for Education Educate Children? Evidence from Panel Data. *The World Bank Economic Review* 22: 291–314.
- Easterly, William. 2003. Can Foreign Aid Buy Growth? *The Journal of Economic Perspectives* 17: 23–48.
- Easterly, William. 2006. *The White Man's Burden: Why the West's Efforts to Aid the Rest Have Done So Much Ill and So Little Good*. New York: Penguin Press.
- Fielding, David, Mark McGillivray, and Sebastian Torres. 2006. *A Wider Approach to Aid Effectiveness: Correlated Impacts on Health, Wealth, Fertility and Education*. Research Paper No 2006/23. United Nations University, World Institute for Development Economics Research.
- Giesselmann, Marco, and Michael Windzio. 2012. *Regressionsmodelle zur Analyse von Paneldaten*. Studienskripten zur Soziologie. Wiesbaden: Springer VS.
- Gopalan, Sasidaran, and Ramkishan S. Rajan. 2016. Has Foreign Aid Been Effective in the Water Supply and Sanitation Sector? Evidence from Panel Data. *World Development* 85: 84–104.
- Hansen, Henrik, and Finn Tarp. 2001. Aid and Growth Regressions. *Journal of Development Economics* 64: 547–570.
- Hansen, Henrik, and Finn Tarp. 2000. Aid Effectiveness disputed. *Journal of International Development* 12: 375–398.
- Hoeffler, Anke, and Verity Outram. 2011. Need, Merit, or Self-Interest — What Determines the Allocation of Aid? *Review of Development Economics* 15: 237–250.

- Holvoet, Nathalie, und Liesbeth Inberg. 2013. *Multiple Pathways to Gender-Sensitive Budget Support in the Education Sector - Analysing the Effectiveness of Sex-Disaggregated Indicators in Performance Assessment Frameworks and Gender Working Groups in (Education) Budget Support to Sub-Saharan Africa Countries*. Working Paper No 2013/105. United Nations University, World Institute for Development Economics Research.
- Hudson, John. 2013. Promises kept, Promises broken? The Relationship between Aid Commitments and Disbursements. *Review of Development Finance* 109–120.
- Kane, Eileen. 2004. *Girls' Education in Africa - What do we know about Strategies that work?* Africa Region Human Development Working Paper Series. The World Bank: Washington DC.
- Kfw. 2017. Programm Grundbildung Guinea. <https://www.kfw-entwicklungsbank.de/ipfz/Projektdatenbank/Programm-Grundbildung-Guinea-33842.htm> (Zugegriffen: 26. Sep. 2017).
- Klasen, Stephan. 1999. *Does Gender Inequality Reduce Growth and Development? Evidence from Cross-Country Regressions*. Policy Research Report Working Paper No. 7. World Bank: Washington DC.
- Klasen, Stephan. 2002. Low Schooling for Girls, slower Growth for All? Cross-Country Evidence on the Effect of Gender Inequality in Education on Economic Development. *The World Bank Economic Review* 16: 345–373.
- Klasen, Stephan, und Francesca Lamanna. 2009. The Impact of Gender Inequality in Education and Employment on Economic Growth: New Evidence for a Panel of Countries. *Feminist Economics* 15: 91–132.
- Knowles, Stephen, Paula Lorgelly, und Dorian Owen. 2002. Are Educational Gender Gaps a Brake on Economic Development? Some Cross-Country Empirical Evidence. *Oxford Economic Papers* 54: 118–149.
- Kuziemko, Ilyana, und Eric Werker. 2006. How Much Is a Seat on the Security Council Worth? Foreign Aid and Bribery at the United Nations. *Journal of Political Economy* 114: 905–930.
- Masud, Nadia, und Boriana Yontcheva. 2005. *Does Foreign Aid Reduce Poverty? Empirical Evidence from Nongovernmental and Bilateral Aid*. Working Paper 05/100. International Monetary Fund.
- McGillivray, Mark. 2003. *Aid Effectiveness and Selectivity: Integrating Multiple Objectives into Aid Allocations*. Discussion Paper No 2003/71. United Nations University, World Institute for Development Economics Research.
- Michaelowa, Katharina. 2004. *Aid Effectiveness Reconsidered: Panel Data Evidence for the Education Sector*. Discussion Paper No 264. Hamburg Institute of International Economics.
- Michaelowa, Katharina, und Axel Borrmann. 2005. Wer evaluiert was, wie und warum? Eine politökonomische Analyse am Beispiel der deutschen Entwicklungszusammenarbeit. In *Zur Bewertung der Entwicklungszusammenarbeit, Schriften des Vereins für Socialpolitik*, Hrsg. Heinz Ahrens, 57–86. Berlin: Duncker & Humblot.
- Mishra, Prachi, und David Newhouse. 2009. Does Health Aid Matter? *Journal of Health Economics* 28: 855–872.
- Mukherjee, Debrasri, und Elsy Thomas Kizhakethalackal. 2013. Empirics of Health-Aid, Education and Infant Mortality: A Semiparametric Study. *Applied Economics* 45: 3137–3150.

- Nunnenkamp, Peter, und Rainer Thiele. 2006. Targeting Aid to the Needy and Deserving: Nothing but Promises? *The World Economy* 29: 1177–1201.
- Nussbaum, Marthe, und Amartya Sen, Hrsg. 1993. *The Quality of Life*. Kapitel 1. Oxford: Oxford University Press.
- OECD-DAC. 2012. *Aid in Support of Gender Equality and Women's Empowerment: Statistical Overview*. Paris. <http://www.oecd.org/dac/gender-development/gender-equality-women-empowerment-statisticaloverview.htm>. (Zugegriffen: 23. Juli 2017).
- OECD-DAC. 2017. *Aid in Support of Gender Equality and Women's Empowerment Donor Charts*. Paris. <http://www.oecd.org/dac/gender-development/Aid-to-Gender-Equality-Donor-Charts-2017.pdf> (Zugegriffen: 23. Juli 2017).
- Pickbourn, Lynda, und Léonce Ndikumana. 2016. Impact of Sectoral Allocation of Foreign Aid on Gender Inequality. *Journal of International Development* 28: 396–411.
- Rajan, Raghuram G, und Arvind Subramanian. 2005. *What Undermines Aid's Impact on Growth?* No w11657. National Bureau of Economic Research. Cambridge. <http://www.nber.org/papers/w11657.pdf>. (Zugegriffen: 07. Aug. 2017).
- Raney, Laura, und Kalanidhi Subbarao. 1995. Social Gains from Female Education: A Cross-National Study. *Economic Development and Cultural Change* 44: 105–128.
- Roodman, David. 2009a. A Note on the Theme of Too Many Instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 71: 135–158.
- Roodman, David. 2009b. How to do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata. *The Stata Journal* 9: 86–136.
- Roodman, David. 2007. The Anarchy of Numbers: Aid, Development, and Cross-Country Empirics. *The World Bank Economic Review* 21: 255–277.
- Sen, Amartya. 2001. *Development as Freedom*. 2nd Ed. Oxford, New York: Oxford University Press.
- Smith, Adam. 1776. *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. Hrsg. Kathryn Sutherland. 1993, Oxford: Oxford University Press.
- Solow, Robert M. 1957. Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics* 39: 312–320.
- Subrahmanian, Ramya. 2002. *Gender and Education - A Review of Issues for Social Policy*. Social Policy and Development Programme Paper No 9. United Nations Research Institute for Social Development: Genf.
- Sutherland-Addy, Esi. 2008. *Gender Equity in Junior and Senior Secondary Education in Sub-Saharan Africa*. Working Paper No 140, Africa Human Development Series. The World Bank: Washington DC.
- Thiele, Rainer, Peter Nunnenkamp, und Axel Dreher. 2007. Do Donors Target Aid in Line with the Millennium Development Goals? A Sector Perspective of Aid Allocation. *Review of World Economics* 143: 596–630.
- Turrent, Victoria. 2016. „Does Aid Educate? Dynamic Panel Evidence on the Role of Official Development Assistance in Determining Outcomes in Primary Education“. University College London.
- UNDP. 2005. *Human Development Report 2005*. New York. http://hdr.undp.org/sites/default/files/reports/266/hdr05_complete.pdf (Zugegriffen: 29. Aug. 2017).

- UNESCO. 2012. *World Atlas of Gender Equality in Education*. Paris: UNESCO Publishing. <http://unesdoc.unesco.org/images/0021/002155/215522E.pdf> (Zugegriffen: 28. Aug. 2017).
- United Nations. 2003. *Monterrey Consensus of the International Conference on Financing for Development*. Monterrey. <http://www.un.org/esa/ffd/monterrey/MonterreyConsensus.pdf>
- Williamson, Claudia R. 2008. Foreign Aid and Human Development: The Impact of Foreign Aid to the Health Sector. *Southern Economic Journal* 75: 188–207.
- Wilson, Sven E. 2011. Chasing Success : Health Sector Aid and Mortality. *World Development* 39: 2032–2043.
- Wolf, Susanna. 2007. Does Aid Improve Public Service Delivery? *Review of World Economics* 143: 650–672.
- World Bank. 1998. *Assessing Aid - What works, what doesn't, and why*. Policy Research Report. The World Bank. Oxford: Oxford University Press.
- World Bank. 2012. *World Development Report: Gender Equality and Development*. The World Bank: Washington DC. <https://siteresources.worldbank.org/INT-WDR2012/Resources/7778105-1299699968583/7786210-1315936222006/Complete-Report.pdf> (Zugegriffen: 25. Aug. 2017).

8. Appendix

Appendix A: Definitionen und Quellen aller Variablen

Name	Originalbeschreibung	Quelle
Index der Geschlechterparität Grundschulabschluss	<p>Primary completion rate, gender parity index</p> <p>Gender parity index in primary completion rate is the ratio of girls to boys completing primary education.</p> <p>Own calculation based on: United Nations Educational, Scientific, and Cultural Organization (UNESCO) Institute for Statistics.</p>	<p>The World Bank Data Bank</p> <p>World Development Indicators</p>
Index der Geschlechterparität Sekundarschulabschluss	<p>Lower Secondary completion rate, gender parity index</p> <p>Gender parity index in lower secondary completion rate is the ratio of girls to boys completing lower secondary education.</p> <p>Own calculation based on: United Nations Educational, Scientific, and Cultural Organization (UNESCO) Institute for Statistics.</p>	<p>The World Bank Data Bank</p> <p>World Development Indicators</p>
Bildungs-EZ Gleichstellung pro Kopf	<p>Per capita aid activities targeting gender equality and womens empowerment (CRS) Education Total; Commitments; Constant Prices; Million \$ 2015; Principal and Significant</p>	<p>OECD Creditor Reporting System</p>
Primarbildungs-EZ Gleichstellung pro Kopf	<p>Per capita aid activities targeting gender equality and womens empowerment (CRS) Basic Education Total; Commitments; Constant Prices; Million \$ 2015; Principal and Significant</p>	<p>OECD Creditor Reporting System</p>

Sekundarbildungs- EZ Gleichstellung pro Kopf	Per capita aid activities targeting gender equality and womens empowerment (CRS) Secondary Education Total; Commitments; Constant Prices; Million \$ 2015; Principal and Significant	OECD Creditor Reporting System
Bildungs-EZ pro Kopf	Per Capita Official Development Assistance Creditor Reporting System; Total Education; All Channels, Gross Disbursements; All Types; Constant Prices; DAC Countries Total; Million \$ 2015	OECD Creditor Reporting System
BIP pro Kopf	GDP per capita (current US\$) GDP per capita is gross domestic product divided by midyear population. GDP is the sum of gross value added by all resident producers in the economy plus any product taxes and minus any subsidies not included in the value of the products. It is calculated without making deductions for depreciation of fabricated assets or for depletion and degradation of natural resources. Data are in current U.S. dollars. World Bank national accounts data, and OECD National Accounts data files.	The World Bank Data Bank World Development Indicators
Gender-Inequality- Index	Gender Inequality Index (GII) The GII is an inequality index. It measures gender inequalities in three important aspects of human development—reproductive health, measured by maternal mortality ratio and adolescent birth rates; empowerment, measured by proportion of parliamentary seats occupied by females and proportion of adult females and males aged 25 years and older with at least some secondary education; and economic status, expressed as labour market participation and measured by labour force participation rate of female and male populations aged 15 years and older.	Human Development Reports, United Nations Development Programme

Demokratie-Index	Revised Combined Polity Score: The POLITY score is computed by subtracting the AUTOC score from the DEMOC score; the resulting unified polity scale ranges from +10 (strongly democratic) to -10 (strongly autocratic).	Polity IV Project, Center for Systemic Peace, Polity IV dataset version 2015
Ländliche Bevölkerung	Rural population (% of total population) Rural population refers to people living in rural areas as defined by national statistical offices. It is calculated as the difference between total population and urban population. World Bank staff estimates based on the United Nations Population Division's World Urbanization Prospects.	The World Bank Data Bank World Development Indicators
Periode	Dummy-Variable für 3-Jahres-Abschnitte (2002-2004, ..., 2014-2016)	