



Studienabschlussarbeiten

Sozialwissenschaftliche Fakultät

Witthöft, Frauke:

Sozialpolitik und Geschlechtergleichheit in
Entwicklungsländern
Der Einfluss von Bildungspolitik

Bachelorarbeit, Sommersemester 2019

Sozialwissenschaftliche Fakultät

Ludwig-Maximilians-Universität München

<https://doi.org/10.5282/ubm/epub.69202>



Münchener Beiträge zur Politikwissenschaft

herausgegeben vom
Geschwister-Scholl-Institut
für Politikwissenschaft

2019

Frauke Witthöft

**Sozialpolitik und
Geschlechtergleichheit in
Entwicklungsländern
– Der Einfluss von
Bildungspolitik**

Bachelorarbeit bei
Prof. Dr. Laura Seelkopf
2019

Inhaltsverzeichnis

1 Einleitung	3
2 Literatur	5
2.1 Einflussfaktoren auf Geschlechtergleichheit	5
2.2 Allgemeiner Einfluss des Staates auf Geschlechtergleichheit	6
2.3 Einfluss von Bildungspolitik	7
2.3.1 Effekt von Bildungspolitik auf Bildungsergebnisse	7
2.3.2 Effekt von Bildungsergebnissen auf Geschlechtergleichheit	10
3 Theorie	11
3.1 Effekt von Bildungspolitik auf Bildungsergebnisse	11
3.2 Effekt von Bildungsergebnissen auf Geschlechtergleichheit	13
4 Forschungsdesign	15
4.1 Fallauswahl	15
4.2 Operationalisierung und Messung	16
4.2.1 Bildungspolitik.....	16
4.2.2 Bildungsergebnisse	17
4.2.3 Geschlechtergleichheit.....	18
4.2.4 Kontrollvariablen	19
4.2.5 Messung	21
4.3 Methodik	21
5 Ergebnisse	24
5.1 Effekt von Bildungspolitik auf Bildungsergebnisse	24
5.1.1 Bildungsergebnisse der Mädchen	25
5.1.2 Geschlechtergleichheit in den Bildungsergebnissen.....	26
5.2 Effekt von Bildungsergebnissen auf Geschlechtergleichheit	28
5.2.1 Bildungsergebnisse der Mädchen	29
5.2.2 Geschlechtergleichheit in den Bildungsergebnissen.....	30

5.3 Effekt von Bildungspolitik auf Geschlechtergleichheit.....	31
6 Diskussion	34
7 Fazit.....	35
8 Literaturverzeichnis.....	37
9 Anhang	44

1 Einleitung

„I get to leave home every day whereas they (other women) tend to the cattle and cook and clean at home. The [sic!] do the exact same thing every day whereas I get to learn and experience new things, meet new people, travel to the city, and make my own money. So what is the difference? The only difference is that I am educated and they are not.“ (Lehrerin Shama aus Pakistan, zitiert nach Khurshid 2016: 46)

Geschlechterungleichheit verstößt nicht nur aus normativer Sicht gegen das Prinzip der Chancengleichheit, sie stellt auch eine zentrale Hürde für die zügige und nachhaltige Entwicklung von Ländern mit niedrigem und mittlerem Einkommen dar. Geschlechterungleichheit ist positiv korreliert mit „schlechter Gesundheit, niedrigem Humankapital, schlechtem Regieren und geringem Wirtschaftswachstum“ (Branisa et al. 2013: 252; eigene Übers.). Viele Faktoren beeinflussen Geschlechterungleichheit, nicht zuletzt auch der Staat im Rahmen seiner Steuer- und Sozialpolitik. Als zentrale Ursache für allgemeine Geschlechterungleichheit in Entwicklungsländern werden jedoch Ungleichheiten in der Bildung angesehen (Appleton/Collier 1995: 564), weshalb die Bildungspolitik und ihr potenzieller Einfluss auf die Geschlechtergleichheit im Zentrum dieser Analyse stehen soll.

Bisherige Studien haben den Einfluss von Bildungspolitik auf die Bildungsergebnisse untersucht, auch mit Blick auf die Unterschiede in den Effekten auf Mädchen und Jungen. Andere Studien haben sich mit den Effekten von Bildung auf Geschlechtergleichheit befasst. Der für den Staat als zentraler Akteur relevanteste Aspekt, nämlich die Wirkung von Bildungspolitik durch die Bildungsergebnisse auf Geschlechtergleichheit, wurde bisher jedoch noch nicht untersucht. Diese Arbeit versucht genau dies im Rahmen einer quantitativen Paneldatenanalyse für die Länder mittleren Einkommens zu tun. Jene Entwicklungsländer eignen sich besser für diese Analyse als die Länder mit niedrigem Einkommen, welche in den meisten Fällen noch nicht über Staatlichkeit bzw. Wohlfahrt im westlichen Sinne verfügen (Erdmann 2004: 299-300).

Um die Wirkung von Bildungspolitik über Bildung auf Geschlechtergleichheit besser nachweisen zu können, unterteile ich den Zusammenhang: Zunächst soll untersucht werden, ob Bildungspolitik die Bildungsergebnisse von Mädchen beeinflusst und die Geschlechtergleichheit in der Bildung sogar reduzieren kann. Dann soll gezeigt werden, inwiefern diese Ergebnisse wiederum die allgemeine Geschlechtergleichheit beeinflussen. Diese Unterscheidung ist nötig, um dann bei der Messung des Einflusses von Bildungspolitik auf

Geschlechtergleichheit feststellen zu können, ob der Effekt auch wirklich über die Bildung zustande kommt.

Die einzelnen Teilzusammenhänge wurden in einer ähnlichen Form bereits untersucht, aber nie in dieser Kombination und auch nicht für eine umfangreiche Paneldatenanalyse mit 103 Ländern für den Zeitraum 1970 bis 2017. Die Analyse findet mithilfe von OLS-Regressionen mit Interaktionseffekten und Lags statt, um die Wirkung der erklärenden Variablen auf die Entwicklung der abhängigen Variablen über die Zeit je nach Ausgangslevel der abhängigen Variablen zu untersuchen.

Dabei ist es keine triviale Frage, ob Bildungspolitik überhaupt Geschlechtergleichheit verbessern kann. In Ländern mit Patrilokalität hat die Bildung der Tochter für Eltern zwangsweise einen niedrigeren Stellenwert als die des Sohnes, der sie im Alter versorgen wird (Appleton/Collier 1995: 569; Parish/Willis 1993: 867; Post 2004: 1241). Soziale Institutionen sind langlebig: Sie verhindern den Bildungserfolg von Mädchen von vornherein und bieten auch für gebildete Frauen kaum Ausbruchsmöglichkeiten aus der traditionellen Rollenverteilung, in der der Mann einer bezahlten Erwerbstätigkeit nachgeht, während die Frau die unbezahlte Haus- und Familienarbeit erledigt (Branisa et al. 2013; Khurshid 2016; Marphatia/Moussié 2013; Oduro/van Staveren 2015: 5-6).

Diese Analyse kommt zu dem Ergebnis, dass gerade der Anteil der Lehrerinnen sehr wirkungsvoll erscheint, um die Bildungsergebnisse von Mädchen auch im Vergleich zu denen von Jungen zu verbessern. Bildungspolitik und Bildungsergebnisse haben auch einen positiven Einfluss auf die private Entscheidungsgewalt von Frauen in Form von weniger Teenager-Geburten, aber zumindest für den größtmöglichen Lag von 15 Jahren ergibt sich in meinem Datensatz kein robuster Einfluss auf die politische Mitbestimmung von Frauen.

Diese Arbeit ist wie folgt aufgebaut: Zunächst soll die Literatur zu den verschiedenen Einflussfaktoren auf Geschlechtergleichheit mit besonderem Fokus auf die Rolle des Staates und seiner Bildungspolitik vorgestellt werden. Danach werden der theoretische Zusammenhang zwischen Bildungspolitik, Bildungsergebnissen und Geschlechtergleichheit sowie die Thesen der Analyse erarbeitet. Im Methodenteil werden dann die Überlegungen hinter der Fallauswahl, der Operationalisierung und Messung der Variablen und dem methodischen Vorgehen erläutert. Darauf folgt die Vorstellung der Ergebnisse, welche anschließend mit Bezug auf mögliche Einschränkungen ihrer Validität diskutiert werden.

2 Literatur

2.1 Einflussfaktoren auf Geschlechtergleichheit

Da allgemeiner Konsens darüber herrscht, dass die Überwindung von Geschlechterungleichheit eine zentrale Hürde für die Entwicklung von Ländern mit niedrigem und mittlerem Einkommen darstellt, haben sich bereits viele Studien mit möglichen Einflussfaktoren auf Geschlechtergleichheit beschäftigt.

Die Vermutung liegt nahe, dass in einer Demokratie Gleichheit der politischen Rechte besteht und somit Frauen ihre Interessen besser vertreten bzw. sich mobilisieren können (Cooray/Potrafke 2011: 270; Wotipka et al. 2018: 217-218). Jedoch finden die meisten Studien keinen oder nur einen bivariat signifikanten Effekt von Demokratie auf Geschlechtergleichheit (Cooray/Potrafke 2011; Wotipka et al. 2018).

In kaum einem Land werden Frauen explizit weniger gesetzlich festgeschriebene Rechte zugestanden, aber oft können oder wollen Staaten nicht gegen traditionell oder religiös bedingte Einschränkungen für Frauen in Bezug auf bürgerliche Freiheiten oder den Zugang zu produktiven und finanziellen Ressourcen vorgehen (OECD 2019b). Trotzdem konnte z.B. in Äthiopien durch Reformen des Familien- und Landregistrierungsrechts, die eine rechtliche Gleichstellung der Ehepartner zum Ziel hatten, langfristig informelle Geschlechterungleichheit verringert werden (Kumar/Quisumbing 2015). Diese ist oft von Kultur oder Religion geprägt (Cooray/Potrafke 2011; Rankin/Aytac 2006), welche in Form von traditionellen Vorstellungen von Geschlechterrollen Mädchen den Zugang zu Bildung sowie eine anschließende Erwerbstätigkeit erschweren (Mollaeva 2018).

Ein zentraler Aspekt und das Thema unzähliger Studien stellt die ungleiche Verteilung unbezahlter Arbeit in Form von Kindererziehung, Altenpflege und Hausarbeit dar, die in erster Linie von der Frau oft schon ab frühester Kindheit verrichtet wird. Laut Nkwake (2015) werden Familien- und Hausarbeit als die „natürliche Aktivität von Frauen“ betrachtet, wodurch sie automatisch „weniger Fähigkeiten oder Aufwand“ erfordern würden und somit „intrinsisch weniger Wert“ besäßen als „produktive Arbeit“ (Nkwake 2015: 115; eigene Übers.). Genau diese Arbeit verbannt Frauen aber aus der Öffentlichkeit und entzieht ihnen Bildungschancen. Auch wenn diese Verteilung durch soziale, religiöse und institutionelle Faktoren maßgeblich beeinflusst wird, kann zumindest der Zeitaufwand für unbezahlte Arbeit durch wirtschaftliche Entwicklung in Form von besserer Infrastruktur und geringeren Geburtenraten verringert

werden (Agénor et al. 2010: 35-36; Wotipka et al. 2018: 216-217). Dies wirkt sich wiederum positiv auf die Bildungschancen und Erwerbsquoten von Frauen aus (Wamboye/Seguino 2015).

In Bezug auf Handelsliberalisierung sieht die Evidenz hingegen eher gemischt aus (Balioune-Lutz 2007 für negative Effekte; Gray et al. 2006 für positive Effekte): Einerseits schafft die Globalisierung neue Arbeitsangebote für Frauen außerhalb des Haushaltes, andererseits führt sie auch zu potenzieller Ausbeutung im Niedriglohnssektor, in welchem Frauen häufiger als Männer arbeiten. Darüber hinaus wird Strukturanpassungsmaßnahmen und Umweltschäden ein überproportional negativer Effekt auf Frauen zugeschrieben (Gray et al. 2006: 295-297) Ein weiterer Aspekt der Globalisierung besteht in der Verbreitung globaler Normen: Geschlechtergleichheit ist Teil der nachhaltigen Entwicklungsziele und wird von der UN auch im Rahmen von Konventionen gestärkt, etwa jener zur Beseitigung jeder Form von Diskriminierung der Frau (CEDAW): Die Ratifizierung von CEDAW geht positiv mit einer Verbesserung der politischen Rechte von Frauen (Cole 2013), ihrer Gesundheit (Gevrek/Middleton 2016), ihrer Vertretung in wissenschaftlichen Fakultäten (Wotipka et al. 2018) und anderen Indikatoren von Geschlechtergleichheit (Gray et al. 2006) einher.

2.2 Allgemeiner Einfluss des Staates auf Geschlechtergleichheit

Bisher wurde ein zentraler Akteur mit einem Einfluss auf Geschlechtergleichheit ausgeklammert: Der Staat kann in Form von verschiedenen Politiken die Ursachen und Symptome von Geschlechterungleichheit mildern oder verschlimmern.

Zunächst wäre da die Steuerpolitik: Die wichtigste Einnahmequelle von Entwicklungsländern ist in der Regel die Mehrwertsteuer, Einkommensteuern spielen hingegen eine geringere Rolle und sind im Vergleich zu den westlichen Ländern auch deutlich weniger progressiv (Genschel/Seelkopf 2016: 325, 328). Ein regressives Steuersystem benachteiligt jedoch systematisch Frauen, da diese im Durchschnitt ärmer sind als Männer. Hohe Mehrwertsteuern und niedrige Einkommenssteuern sind noch zusätzlich problematisch, weil Frauen oft kaum oder gar nicht erwerbstätig sind und damit auch nicht von niedrigen Einkommensteuern profitieren, dafür aber die Einkäufe erledigen und damit die Last der höheren Mehrwertsteuern mehrheitlich schultern müssen (Capraro 2016: 19-21).

In Bezug auf die Sozialpolitik hat sich in der feministischen Wohlfahrtsstaatliteratur das Konzept der „Defamiliarisierung“ durchgesetzt: So könne man westliche Wohlfahrtsstaaten danach einteilen, wie sehr sie Frauen dabei unterstützen, erwerbstätig und damit finanziell unabhängig von ihrem Partner zu werden. Staatliche Kinderbetreuung wäre dabei ein Beispiel

für eine Maßnahme, die die Erwerbstätigkeit von Frauen erleichtert, Kindergeld hingegen setzt eher Anreize dagegen (Kleider 2015: 508-509). Entwicklungsländer besitzen nun nicht in demselben Maße eine ausgeprägte Familienpolitik wie entwickelte Länder, jedoch gibt es auch hier Sozialleistungen mit dediziert genderspezifischen Auswirkungen: Ein Beispiel sind die *Conditional Cash Transfers* (CCTs), bei denen Müttern Geld gezahlt wird, wenn ihre Kinder dafür die Schule besuchen. Dies mag für die Kinder eine gute Entwicklung sein, aber Frauen werden durch solche Politiken instrumentalisiert und ihnen wird eine eigentlich gesamtgesellschaftliche Verantwortung aufgeladen (Bradshaw/Viquez 2008: 827-828).

Dabei besteht die Ursache für Geschlechterungleichheit in Entwicklungsländern in erster Linie in der geringen Bildung von Frauen. Aus diesem Grund erscheint es sinnvoll, Geschlechterungleichheit durch Bildungspolitik direkt an der Wurzel zu bekämpfen (Appleton/Collier 1995: 564). Im Gegensatz zu Steuerpolitik und CCTs scheint Bildungspolitik auch keine ambivalenten Effekte auf Ungleichheit zu haben, weshalb sie einen geeigneten Ansatzpunkt für meine Analyse darstellt.

2.3 Einfluss von Bildungspolitik

Im Folgenden sollen verschiedene Studien dargestellt werden, die sich zwei Fragen widmen: Ist Bildungspolitik überhaupt dafür geeignet, Ungleichheiten in der Bildung zu bekämpfen und wenn ja, hat dies auch positive Auswirkungen auf Geschlechtergleichheit im Allgemeinen?

2.3.1 Effekt von Bildungspolitik auf Bildungsergebnisse

Um den Gesamteffekt auf Geschlechtergleichheit einschätzen zu können, muss zunächst geklärt werden, ob Bildungspolitik überhaupt einen positiven Einfluss auf Bildungsergebnisse hat und ob dieser Effekt Jungen und Mädchen in gleichem Maße betrifft oder ob bestehende Ungleichheiten verstärkt oder verringert werden.

Viele Studien haben sich der Frage gewidmet, welche Faktoren beeinflussen, ob ein Kind eingeschult wird bzw. regelmäßig die Schule besucht, wobei die sogenannten Familienfaktoren viel Aufmerksamkeit erhalten haben. Dabei hat die Bildung und Profession der Eltern einen signifikanten Einfluss auf die Einschulung und den Bildungserfolg ihrer Kinder. Allerdings herrscht keine vollständige Einigkeit darüber, wessen Bildung die entscheidende Rolle spielt. Manchmal ergibt sich für die Bildung der Mutter ein signifikanter Effekt auf den Bildungserfolg

des Kindes (Borkotoky/Unisa 2015; Lincove 2015; Lockheed et al. 1989; Posso/Feeny 2016)¹, manchmal ist die Bildung des Vaters wichtiger (Tansel 1997) und manche Studien kommen zu dem Schluss, dass die Bildung der Mutter einen größeren Einfluss auf den Bildungserfolg der Tochter und die des Vaters auf den des Sohnes hat (Drèze/Kingdon 2001; Lillard/Willis 1994; Schultz 2004). Auch die Zusammensetzung der Geschwister spielt eine Rolle: Bei Lillard/Willis (1994) zeigt sich, dass insbesondere gleichgeschlechtliche Geschwister oftmals um die Verteilung begrenzter Ressourcen rivalisieren, während laut Parish/Willis (1993) ältere Töchter am schlechtesten wegkommen. Diese brechen die Schule oft früh ab, um ihre Familie finanziell zu entlasten, indem sie arbeiten gehen und dann früh heiraten. In diesem Zusammenhang wird auch auf das System der Patrilokalität eingegangen, dass einen starken negativen Effekt auf die Bildungschancen von Mädchen ausübt: Töchter ziehen hier nach der Heirat zu der Familie ihres Bräutigams und gehen somit ihrer Familie „verloren“. Dadurch sind langfristige Investitionen in die Bildung des Sohnes deutlich sinnvoller, da dieser dann die Eltern im Alter versorgt (Appleton/Collier 1995: 569; Post 2004: 1241). Für die Tochter wird höchstens in Bildung mit schnellem Ertrag investiert, damit sie vor ihrer Heirat noch einen finanziellen Beitrag zur Familie leisten kann (Parish/Willis 1993: 867). In Verbindung mit einem Mitgiftsystem gewinnt die Bildung des Sohnes weiter an Wert, da dieser nun auch viel verdienen muss, um zur Mitgift der Tochter beitragen zu können (Psacharopoulos/Woodhall 1985: 113).

In diesem Zusammenhang spielt auch das Haushaltseinkommen eine große Rolle (Lillard/Willis 1994; Lincove 2015; Schultz 2004; Tansel 2002). Armut übt seinen Einfluss auf Einschulungsquoten vor allem dadurch aus, dass sie die Kosten von Bildung schwerer wiegen lässt: Auch ohne Schulgebühren stellen Kosten für Bücher und Uniformen eine große Bürde für ärmere Familien dar (Colclough et al. 2000; Kabubo-Mariara/Mwabu 2007; Selden/Wasylenko 1995), welche für Mädchen durchschnittlich höher ausfallen als für Jungen (Lincove 2015: 75; Psacharopoulos/Woodhall 1985: 113-115). Die Distanz zur nächsten Schule hat ebenfalls einen negativen Effekt auf Bildungsergebnisse (Colclough et al. 2000; Kabubo-Mariara/Mwabu 2007; Schultz 2004) und auch hier ist der Effekt für Mädchen größer (King/Lillard 1987: 172), da viele Familien eine Abneigung dagegen haben, insbesondere ihre Tochter alleine größere Entfernungen zurücklegen zu lassen (Psacharopoulos/Woodhall 1985: 114). Dazu kommen noch die Opportunitätskosten von Bildung: Insbesondere arme Familien

¹ Posso/Feeny (2016) erhalten für die Bildung des Vaters keinen signifikanten Effekt, Lincove (2015) und Borkotoky/Unisa (2015) testen die Bildung des Vaters nicht und Lockheed et al. (1989) testen aufgrund von Multikollinearität nur die Bildung der Mutter und dafür nur die Profession des Vaters.

sind auf den Hinzuverdienst durch ihre Kinder angewiesen (Colclough et al. 2000; Lincove 2015) und gerade Mädchen müssen bereits ab frühester Kindheit im Haushalt helfen oder auf ihre jüngeren Geschwister aufpassen (Kabubo-Mariara/Mwabu 2007; Posso/Feeny 2016).

Um den Schulbesuch rechtfertigen zu können, muss der Nutzen der Bildung mindestens die Kosten übersteigen. Somit beeinflussen Schul- und Lehrerqualität (Colclough et al. 2000; Drèze/Kingdon 2001; Kabubo-Mariara/Mwabu 2007) die Entscheidung genauso wie der Arbeitsmarkt: Oftmals gibt es für Frauen grundsätzlich weniger Arbeitsmöglichkeiten, trotz oder manchmal auch gerade mit höherer Bildung, was wiederum ihre Einschulungsquoten negativ beeinflusst (Brinton et al. 1995; Buchmann 2000; Buchmann/Brakewood 2000).

Insgesamt lässt sich also festhalten, dass die Nachfrage nach der Bildung der Tochter deutlich elastischer reagiert als die des Sohnes. Dies bietet jedoch für den Staat auch vielfältige Möglichkeiten, mit einer gezielten Bildungspolitik insbesondere die Bildungschancen von Mädchen zu verbessern.

Schultz (2004) untersucht beispielweise die Auswirkungen des mexikanischen CCT-Programms *Progresá* auf die Wahrscheinlichkeit von Jungen und Mädchen, eingeschult zu werden. Dabei ergeben sich für die primären Einschulungsquoten nur kleine, aber signifikant positive Effekte, während *Progresá* die Wahrscheinlichkeit auf sekundäre Einschulung bei Mädchen um 9,2 Prozentpunkte erhöht im Gegensatz zu 6,2 Prozentpunkten bei Jungen. Der Autor kommt zu dem Schluss, dass diese Form von nachfrageorientierter Bildungspolitik deutlich effektiver sei als das Bildungsangebot weiter in Form von neuen Schulen und mehr Lehrern zu vergrößern (Schultz 2004: 218-219). Eine andere Studie für Nordindien zeigt, dass dort durch das Angebot von kostenlosen Mittagessen der Anteil der Mädchen, die bisher nicht zur Schule gegangen sind, halbiert werden konnte (Drèze/Kingdon 2001).

Direkt kann der Staat außerdem die Nachfrage nach Bildung beeinflussen, indem er bestimmte Mindestschulzeiten festlegt und dafür die Schulgebühren abschafft. Verschiedene Studien zu den Bildungsexpansionen in Taiwan und Hong Kong zeigen, dass diese Maßnahmen Einschulungsquoten und durchschnittlich absolvierte Schuljahre signifikant erhöht haben und dieser Effekt für Mädchen größer ausgefallen ist als für Jungen (Luo/Chen 2018; Ou 2013; Post 1994). Derselbe Zusammenhang lässt sich auch für eine Verbesserung des Zugangs zu Schulen nachweisen (Alderman et al. 1995; King/Lillard 1987; Rankin/Aytac 2006). Für die Bildungsausgaben trifft dies hingegen nicht zu: Auch wenn höhere Bildungsausgaben zu besseren Bildungsergebnissen führen, ist der Effekt hier für Jungen größer als für Mädchen. Es ergibt sich ein *Insider-Outsider-Problem*: Aufgrund der geringeren Einschulungsquoten von

Mädchen gehen mehr Jungen zu Schule, die dann von den Bildungsausgaben auch profitieren können (Post 1994; Selden/Wasylenko 1995). Passend dazu weisen Banerjee et al. (2007) darauf hin, dass Inputs allein wenig Verbesserungen in Bezug auf tatsächlichen Lernerfolg bringen, wenn sie nicht gezielt benachteiligte Schüler ansprechen. Dazu untersuchen die Autoren ein Projekt in Indien, bei dem zusätzliche weibliche Lehrer speziell mit den schlechteren Schülern gearbeitet haben, was positive Effekte auf den Lernerfolg zur Folge hatte. Dabei gab es jedoch keinen Unterschied zwischen den Ergebnissen von Jungen und Mädchen. Sommer et al. (2017) befassen sich hingegen mit der Frage, wie Schulen mädchenfreundlicher gestaltet werden können und untersuchen im Rahmen einer Inhaltsanalyse die Bildungspolitiken von Entwicklungsstaaten danach, inwiefern diese das Thema Menstruationshygiene angehen. Sanitäre Anlagen und aufgeklärte Lehrer seien eine zentrale Voraussetzung dafür, dass sich Mädchen zu jeder Zeit in der Schule wohlfühlen können.

2.3.2 Effekt von Bildungsergebnissen auf Geschlechtergleichheit

Nachdem erläutert wurde, wie sich Bildungspolitik möglicherweise auf die Bildungsergebnisse von Jungen und Mädchen auswirkt, soll nun im Vordergrund stehen, welchen Effekt diese wiederum auf Geschlechtergleichheit im Allgemeinen haben.

Bildung verändert das Leben von Mädchen in vielfältiger Weise: Während ihre (Groß-) Mütter nicht zur Schule gegangen sind oder dort aufgrund der schlechten Qualität nichts gelernt haben, erzählen junge Mädchen in Bangladesch, dass ihnen ihre gelegentliche Rolle als Ratgeber in der Familie Respekt und Selbstbewusstsein verschaffe und sie gleichzeitig hoffen, später mehr verdienen zu können, wodurch auch der Druck des „Verheiratens“ sinken würde. Trotzdem mussten sie auch Widerstände aus Schule und Familie erfahren: Manche seien belästigt worden, anderen sei von ihren Lehrern von Naturwissenschaften abgeraten worden und wieder andere dürften im Gegensatz zu ihren Brüdern nur eine schlechtere, dafür weniger weit entfernte Schule besuchen (Raynor 2008).

Eine abgeschlossene Schulbildung hat vielfältige Auswirkungen auf das Leben von Frauen: Sie führt mehr als bei Männern zu egalitäreren Ansichten (Shu 2004), einer späteren Heirat und weniger Kindern (Borkotoky/Unisa 2015). In Südmexiko wählen gebildete Frauen nun „eher Männer, die ihre Rolle als erwerbstätige Ehefrau akzeptieren“ und trennen „sich von Männern, die sie nicht respektieren“ (Howell 1999: 123; eigene Übers.). In einer Interviewstudie in Nepal gaben gebildete junge Frauen hingegen an, aus Angst vor sozialer Ächtung weiterhin nicht unverheiratet bleiben oder sich scheiden lassen zu können. Ihre Erwerbstätigkeit sei für sie auch

ein Weg, ihre Familie finanziell zu unterstützen und ihnen somit ihre Investition „zurück-zuzahlen“; einen Beitrag zu ihrer eigenen Autonomie stellt dies jedoch kaum dar (Guinée 2014).

Ebenfalls in Nepal haben Frauen durch das Führen von Zeittagebüchern (wofür sie über ein Grundniveau an Bildung verfügen mussten), ihre Haus- und Familienarbeit sichtbar gemacht und sich so in der Öffentlichkeit eine Stimme verschafft. Allerdings hatte dies ohne einen gleichzeitigen gesellschaftlichen Wandel keine Auswirkung auf die tatsächliche Verteilung der unbezahlten Arbeit (Marphatia/Moussié 2013). Dies bestätigt auch eine Studie aus Pakistan, in der gebildete, erwerbstätige Frauen einerseits in den Genuss des „Zugangs zu Jobs, öffentlicher Mobilität und einer verbesserten Stellung im familiären Entscheidungsprozess“ (Khurshid 2016: 47; eigene Übers.) kämen, die ihnen Agency und Selbstbewusstsein verleihen würden. Andererseits führe dies aber auch zu einer massiven Doppelbelastung in Kombination mit der Haus- und Familienarbeit, die sie sogar besser als andere reine Hausfrauen zu erledigen hätten, um nicht als „Rabenmütter“ oder überheblich zu gelten. Darüber hinaus komme es aufgrund ihrer herausgehobenen Stellung innerhalb der Familie oft zu Spannungen mit den weniger gebildeten weiblichen Familienmitgliedern. Bildung wird hier somit einerseits als ermächtigende, andererseits als disziplinierende bzw. belastende Kraft wahrgenommen (Khurshid 2016). Jedoch zeigt Nkwake (2015), dass zumindest in Uganda eine gleichere Verteilung von Care-Arbeit mit einer gleicheren Verteilung des Einkommens bzw. Vermögens zwischen den Ehepartnern korreliert. Bildung und eine anschließende Erwerbstätigkeit der Frau können somit in manchen Fällen doch einen direkten Einfluss auf die Verteilung von unbezahlter Arbeit nehmen.

Bildung gibt Mädchen und Frauen daher mehr Agency innerhalb der Gemeinschaft bzw. Familie, auch wenn sie sich gegen erschwerte Bedingungen in der Schule durchsetzen müssen und oft mit der Doppelbelastung von bezahlter und unbezahlter Arbeit sowie mit traditionellen Normen zu kämpfen haben. Insgesamt ist Bildung ist also nur ein erster Schritt, aber dennoch ein notwendiger.

3 Theorie

3.1. Effekt von Bildungspolitik auf Bildungsergebnisse

Als theoretische Grundlage für diesen Zusammenhang fungiert die Entscheidung der Eltern über die Einschulung bzw. den täglichen Schulbesuch ihres Kindes, wobei sie dazu die Kosten

und Nutzen gegeneinander abwägen (Glewwe/Muralidharan 2016: 674; Selden/Wasylenko 1995: 155)².

Zu den direkten Kosten des Schulbesuches gehören Schulgebühren, die Ausstattung und die Fahrtkosten, wobei die letzten beiden für Mädchen höher ausfallen als für Jungen. Dazu kommen die Opportunitätskosten der Arbeitskraft des Kindes, für Jungen meistens eine Erwerbstätigkeit außer Haus und für Mädchen die Haus- und Familienarbeit. Diese Faktoren wiegen gerade für ärmere Familien schwerer (Psacharopoulos/Woodhall 1985: 113-114).

Auf der anderen Seite steht der private Nutzen von Bildung im voraussichtlich höheren Verdienst aufgrund der höheren Produktivität (Psacharopoulos/Woodhall 1985: 118). Aber auch hier sorgen ökonomische und kulturelle Faktoren für eine systematische Verzerrung der Kosten-Nutzen-Abwägung zu Ungunsten der Mädchen: Zunächst gibt es grundsätzlich weniger Arbeitsmöglichkeiten für Frauen (Buchmann/Hannum 2001: 91-92), andererseits kommt der Verdienst der gebildeten Tochter in einem System der Patrilokalität nur der Familie des Bräutigams zugute, weshalb lieber in die Bildung des Sohnes investiert wird, der seine Eltern im Alter versorgen wird (Appleton/Collier 1995: 569).

Dabei bietet gerade die Bildung von Mädchen/Frauen sehr viele positive Externalitäten für die Gesellschaft: Die Bildung der Mutter korreliert positiv mit der Gesundheit und Lebenserwartung ihrer Kinder (Hadden/London 1996) sowie deren Bildungsergebnissen, insbesondere mit denen ihrer Töchter. Gerade arme Familien unterschätzen jenen sozialen Nutzen und treffen daher eine sozial suboptimale Entscheidung bezüglich der Einschulung ihrer Kinder bzw. ihrer Tochter (Appleton/Collier 1995: 568, 573; Glewwe/Muralidharan 2016: 674). Aber wie kann der Staat für eine sozial optimale Entscheidung der Eltern sorgen?

Der Staat ist der zentrale Akteur in der Bereitstellung von Bildung, auch wenn er sich diese Aufgabe je nach Land mit weiteren privaten, religiösen oder internationalen Akteuren teilt (Fennell 2008: 43-44). Er beeinflusst durch das Festlegen von Mindestschulzeiten, durch monetäre Leistungen wie CCTs oder eine Abschaffung der Schulgebühren die Nachfrage nach Bildung insbesondere der Tochter positiv, in dem er die Kosten der Bildung senkt. Dazu kann er für eine bereits bestehende Nachfrage den Zugang zu Schulen erleichtern verbessern, indem er neue Schulen baut oder mehr Lehrer einstellt. Diese sogenannte angebotsorientierte Politik besitzt in Bezug auf Geschlechtergleichheit das Problem, dass sie im Sinne eines *Insider-*

² Diese Idee entstammt im weitesten Sinne dem Humankapitalansatz, auf den sich die erste Welle an *Economics of Education*-Forschung bezieht (Fennell 2008: 36-39).

Outsider-Problems vor allem denjenigen nutzt, die bereits zur Schule gehen, also vornehmlich Jungen (Post 1994; Selden/Wasylenko 1995). Eine reine Inputausweitung ist zudem wenig effektiv auch mit Blick auf die Qualität der Bildung; stattdessen kommt es auf den Kontext sowie das gezielte Ansprechen benachteiligter Gruppen an (Buchmann/Hannum 2001: 86; Glewwe/Kremer 2006: 949; Glewwe/Muralidharan 2016: 702).

Es ist von vornherein also nicht klar, welche Maßnahme die Bildungsergebnisse von Mädchen „nur“ verbessert oder sogar mehr als die von Jungen und damit die Lücke zwischen den Geschlechtern verringert. Dies wird für jede Maßnahme im Einzelnen sowie für die Bildungspolitik als Ganzes zu klären sein. Aber auch der erste Fall stellt keine Hürde für meine Ausgangshypothese vom positiven Einfluss von Bildungspolitik auf Geschlechtergleichheit dar, da höhere Bildung allein schon viele der genannten Verbesserungen für Mädchen und daraus resultierende Multiplikatoreffekte für langfristige Geschlechtergleichheit bewirkt, unabhängig von den Bildungsergebnissen von Jungen. Dennoch wäre es intuitiver, wenn Bildungspolitik bereits direkt für mehr Geschlechtergleichheit in der Bildung sorgt, bevor sie sich langfristig auf Geschlechtergleichheit im Allgemeinen auswirken kann. Ich teste daher für alle Bildungsmaßnahmen folgende Thesen:

These 1a: Mindestens eine bildungspolitische Maßnahme hat einen positiven Einfluss auf die Bildungsergebnisse von Mädchen.

These 1b: Mindestens eine bildungspolitische Maßnahme hat einen positiven Einfluss auf die Bildungsergebnisse von Mädchen, welcher größer ist als der für Jungen.

3.2 Effekt von Bildungsergebnissen auf Geschlechtergleichheit

Für diesen zweiten Zusammenhang muss Bildungspolitik zunächst einen positiven Einfluss auf die Bildungsergebnisse von Mädchen bzw. Geschlechtergleichheit in der Bildung haben, welche als Zwischenstation auf dem Weg hin zu mehr allgemeiner Geschlechtergleichheit fungiert (Post 2004: 1241). Zwar handelt es sich bei mehr Gleichheit in den Bildungsergebnissen schon um eine Facette von Geschlechtergleichheit, diese kann aber wiederum langfristig auch Ungleichheiten in anderen gesellschaftlichen Bereichen erodieren lassen.

Als Grundlage für diesen Spillover-Effekt auf andere Aspekte von Geschlechtergleichheit dient der *Capabilities*-Ansatz. Bei den sogenannten *Capabilities* handelt es sich um Facetten von Emanzipation, wie beispielsweise körperliche Gesundheit und Unversehrtheit, emotionale Offenheit, Empathie, Spaß etc.; diese bilden ab, was eine Frau im Rahmen von Wirtschaft, Gesellschaft und Traditionen sein und tun kann (Raynor 2008: 119-120). Im Vordergrund steht

hier die umfassende Agency der Frau und der intrinsische Wert von Bildung zur Transformation gesellschaftlicher Prozesse (Fennell 2008: 41; Oduro/van Staveren 2015: 6)³.

Inwiefern sorgt nun also eine bessere Bildung von Frauen für eine Erweiterung ihrer individuellen *Capabilities*? Wie die in Kapitel 2.3.2 erläuterten Studien zeigen, resultiert mehr Bildung zunächst in einem höheren Verdienst, der für eine Frau größere Autonomie bedeutet. Sie kommt in Kontakt mit progressiveren Werten und kann bei der Wahl des Ehemannes, dem Zeitpunkt sowie der Zahl der Kinder unabhängiger entscheiden. Gebildete Frauen genießen darüber hinaus größere Mobilität und eine höhere Stellung innerhalb der Familie, werden in Entscheidungen miteinbezogen und haben dadurch ein größeres Selbstvertrauen. Sie haben eine Vorbildfunktion für andere Mädchen und beeinflussen die Bildung ihrer eigenen Kinder, insbesondere die ihrer Töchter positiv (Appleton/Collier 1995: 565-569, 573).

Zu den möglichen negativen Folgen gehören Spannungen innerhalb der Familie, erhöhter Druck durch Erwartungen der Familie und vor allem die Doppelbelastung von bezahlter und unbezahlter Arbeit. Gerade letztere sehe ich auf Basis der geschilderten Studien als größte Einschränkung möglicher positiver Auswirkungen auf Geschlechtergleichheit.

All die in Kapitel 2.3.2 vorgestellten Studien untersuchen den Effekt der Bildungsergebnisse von Frauen, nicht den einer größeren Geschlechtergleichheit in den Bildungsergebnissen. Da sich aber die positiven Effekte bei letzterer eher verstärken als verringern sollten, erwarte ich keine umfassend anderen Ergebnisse. Ich werde dennoch testen, inwiefern Geschlechtergleichheit einerseits durch die Bildungsergebnisse von Mädchen und andererseits durch Geschlechtergleichheit in den Bildungsergebnissen beeinflusst wird. Trotz möglicher negativer Auswirkungen von Bildung etwa in Bezug auf die Doppelbelastung gehe ich nicht davon aus, dass diese insgesamt für eine Verschlimmerung der Geschlechtergleichheit sorgen könnte.⁴

These 2a: Die Bildungsergebnisse von Frauen haben einen positiven Einfluss auf allgemeine Geschlechtergleichheit.

These 2b: Geschlechtergleichheit in den Bildungsergebnissen hat einen positiven Einfluss auf allgemeine Geschlechtergleichheit.

³ Im Gegensatz zum bereits erwähnten Humankapitalansatz, der in der Bildung von Frauen vor allem einen instrumentellen Wert für bessere wirtschaftliche Entwicklung sieht (Fennell 2008: 36-37).

⁴ Auf der anderen Seite ist es natürlich eine normative Frage, ob die Situation einer gebildeten, erwerbstätigen Frau mit Doppelbelastung eine Verschlimmerung oder eine Verbesserung im Vergleich zum Alltag einer ungebildeten Hausfrau darstellt.

Darauf aufbauend werde ich schlussendlich meinen eigentlichen Zusammenhang testen, der auf der erfolgreichen Bestätigung mindestens einer der Varianten von These 1 und These 2 beruht:

These 3: Mindestens eine bildungspolitische Maßnahme hat einen positiven Einfluss auf allgemeine Geschlechtergleichheit.

4 Forschungsdesign

4.1 Fallauswahl

Der Fokus dieser Analyse liegt auf Entwicklungsländern. Bei diesen handelt es sich jedoch um eine sehr umfangreiche und diverse Gruppe, sodass weitere Einschränkungen zur Fallauswahl getroffen werden müssen. Eine der wohl wichtigsten Länder-Klassifizierungen wird von der Weltbank erstellt, die damit die Förderbarkeit von bzw. die Kreditbedingungen für einzelne Länder beurteilt. Als Kriterium wird dabei das Bruttonationaleinkommen pro Kopf verwendet, bereinigt um die Inflation und Wechselkursschwankungen.⁵ Daraus ergeben sich folgende Länderkategorien: niedriges, niedrig-mittleres, hoch-mittleres und hohes Einkommen (Alonso et al. 2014: 13-14; Nielsen 2011: 9-14).

Gegen die Länder mit niedrigem Einkommen als Fallauswahl sprechen eine Reihe von Faktoren: Der Großteil dieser Länder befindet sich in Subsahara-Afrika und Südasien, wo teilweise weder Staatlichkeit noch Wohlfahrt nach einem europäischen Verständnis gegeben sind. Die vorhandenen wohlfahrtsstaatlichen Politiken sind jedoch auch kaum als eigenständig zu betrachten aufgrund des großen Einflusses internationaler Geldgeber. Zusätzlich gestaltet sich auch die Datenlage deutlich dürftiger als in anderen Entwicklungsländern (Erdmann 2004: 299-300).

Doch auch die Verwendung der Länder mittleren Einkommens ist nicht frei von Problemen: Laut der Weltbank handelt es sich um äußerst „diverse“ Länder, sei es in Bezug auf „Größe, Bevölkerung und Einkommenslevel“ (World Bank 2019; eigene Übers.). Diese große Heterogenität könnte möglicherweise die Vergleichbarkeit einschränken. Für eine solche Fallauswahl spricht jedoch die Tatsache, dass in diesen Schwellen- und Entwicklungsländern in mehr oder weniger ausgeprägter Form bereits ein umfassender und selbstständiger Wohlfahrtsstaat gegeben ist.

⁵ Dieses Kriterium ist nicht unbestritten, etwa weil die Kaufkraft systematisch unterschätzt oder keine Verteilungsaspekte berücksichtigt werden (Alonso et al. 2014: 14-17; Ottersen et al. 2018: 32)

4.2 Operationalisierung

Der folgende Abschnitt befasst sich mit der Frage, wie die zentralen Begriffe der Bildungspolitik, der Bildungsergebnisse und der Geschlechtergleichheit genau definiert und gemessen werden sollen. Deskriptive Statistiken wie Mittel-, Minimal- und Maximalwerte sowie Standardabweichungen von allen verwendeten erklärenden und abhängigen Variablen, welche bei der Interpretation in Kapitel 5 immer wieder eine Rolle spielen werden, sind im Anhang in Tabelle A0 zu finden.

4.2.1 Bildungspolitik

Als erste Facette der Bildungspolitik messe ich die Bildungsausgaben als Anteil vom BIP (*Ausgaben*). Dies stellt den rein monetären Input in das Bildungssystem dar und beeinflusst etwa durch den Bau von Schulen direkt das Angebot, aber auch die Bildungsnachfrage zum Beispiel durch die Bereitstellung kostenloser Mahlzeiten. Diese Variable wird nicht pro Schüler gemessen oder nach Bildungslevel aufgeschlüsselt, da dies die Datenmenge zu stark reduzieren würde und darüber hinaus die Gesamtausgaben möglicherweise auch besser geeignet sind, um den „Einsatz der Regierung zur Erhöhung der Schülerzahl“ (Post 1994: 128; eigene Übers.) zu messen. Wie im Literaturteil bereits erläutert wurde, sind die Bildungsausgaben allein jedoch wenig aussagekräftig (Banerjee et al. 2007: 1236; Glewwe/Muralidharan 2016: 702). Darüber hinaus erzielt die Erhöhung materieller Ressourcen mit zunehmendem Entwicklungsstand des Landes einen immer geringeren Effekt (Buchmann/Hannum 2001: 86).

Für regulative Maßnahmen verwende ich das *Einschulungsalter*, bei dem ich für eine marginale Erhöhung einen negativen Einfluss auf die Bildungsergebnisse erwarte, und die Anzahl der verpflichtenden Schuljahre (*Mindestschulzeit*), welche einen positiven Effekt haben sollte. Beide Maßnahmen haben den Nachteil, dass die Nachfrage dennoch nicht steigen könnte, wenn die Kosten der Bildung weiterhin hoch sind.

Darüber hinaus sollen zwei Variablen zur Erfassung des Geschlechterbewusstseins in der Bildungspolitik dienen. Viele Studien haben bereits den Einfluss der CEDAW-Konvention getestet, jedoch wurde diese Konvention bereits von fast allen Staaten unterzeichnet, weshalb stattdessen die Ratifizierung der UNESCO-Konvention gegen Diskriminierung in der Bildung (*Ratifizierung*) als Maß für den Willen einer Regierung zu einer bewussteren Ressourcenverteilung dienen soll. Auch wenn sich Konventionen schon vielfach als wirkungsvoll erwiesen haben, gibt es auch mögliche Probleme: Sogenannte *window dresser* nutzen das Ratifizieren einer Konvention nur dafür, sich Legitimität zu verschaffen und von ihrem Versagen bei

Gleichberechtigung abzulenken. Diese würden den Einfluss der Ratifizierungsvariable negativ verzerren. Eine positive Verzerrung bewirken hingegen möglicherweise die *least-cost complier*: Diese Staaten erfüllen den Inhalt der Konventionen bereits und unterschreiben solche für sie mit keinerlei Konsequenzen behafteten Konventionen tendenziell eher (Cole 2013: 234). Die Variable wird bivariat gemessen und nicht wie potenziell möglich als stetige Variable, die die Jahre seit der Ratifizierung misst. Dadurch würde indirekt auch ein allgemeiner Zeittrend erfasst werden, welcher viel Varianz absorbiert ohne diese theoretisch sinnvoll zu erklären (Plümper et al. 2005: 335; Post 1994: 130).

Darüber hinaus ist der Anteil der Lehrerinnen je nach Bildungslevel (*Lehrer prim./sek./tert.*) als Indikator für auf Mädchen ausgerichtete Bildungspolitik Teil der Analyse. Mehr weibliche Lehrer dienen Mädchen als Vorbilder und machen die Schulumgebung insgesamt mädchenfreundlicher. Das größte Problem dieser Variable besteht in der möglichen Simultanität: Wenn mehr Mädchen bessere Bildungsergebnisse erlangen, können auch mehr Frauen Lehrerinnen werden (Glewwe/Kremer 2006: 981-982). Dieses Problem soll mit einem Lag des Anteils der Lehrerinnen zumindest abgeschwächt werden, was in Kapitel 4.3 noch genauer erläutert wird.

4.2.2 Bildungsergebnisse

Der Zugang zu Bildung wird in erster Linie durch die Einschulungsquoten operationalisiert: Diese werden nach den einzelnen Bildungsleveln (primär, sekundär und tertiär) unterschieden und entweder als Brutto- oder als Nettoeinschulungsquoten gemessen. Letztere beziehen nur die eingeschulten Kinder, die auch im richtigen Alter sind, in die Berechnung mit ein. Sie sind in viel geringerer Fallzahl vorhanden und darüber hinaus bei einer großen Anzahl eingeschulter Kinder außerhalb des gesetzlich vorgesehenen Alters mit vielen Messfehlern behaftet (Lee/Lee 2016: 148), weshalb diese Arbeit Bruttoeinschulungsquoten verwenden wird.

Die Abschlussquoten messen den Anteil der Kinder im entsprechenden Alter, die das jeweilige Bildungslevel abgeschlossen haben. Dadurch wird zumindest eingeschränkt auch die Bildungsqualität erfasst, allerdings ist die Schulqualität in vielen Entwicklungsländern so niedrig, dass selbst Kinder, die jahrelang zur Schule gegangen sind, nicht angemessen lesen oder schreiben können (Banerjee et al. 2007: 1235-1236). Jedoch ist die Datenlage zu den Alphabetisierungsraten, die noch am ehesten als länderübergreifend vergleichbares Maß für Bildungsqualität dienen könnten, so schlecht, dass eine Regression mit Kontrollvariablen praktisch unmöglich ist. Aus diesem Grund beschränkt sich diese Analyse auf rein quantitative Bildungsergebnisse.

In der Analyse werden zwei Maße für die Einschulungsquoten und eines für die Abschlussquoten verwendet. Bei ersterem sind dies die sekundären und tertiären Brutto-Einschulungsquoten (*Sek. Eins.* und *tert. Eins.*), da in fast allen Ländern für das primäre Bildungslevel Volleinschulung herrscht. In Bezug auf die Abschlussquoten sind nur für das primäre Bildungslevel überhaupt Daten in verwendbarem Umfang vorhanden (*Prim. Abs.*).

Diese Maße werden sowohl ausschließlich für Mädchen als auch als Geschlechterparitätsindex (GPI) gemessen. Bei einem Wert des GPIs von 1 würde vollständige Geschlechtergleichheit herrschen, darunter werden Mädchen benachteiligt und darüber Jungen.

4.2.3 Geschlechtergleichheit

In meiner Analyse werde ich nur Indikatoren für Geschlechtergleichheit verwenden anstelle von traditionellen Indizes wie etwa dem *Gender Inequality Index* (GII) der UN. Dieser enthält nämlich bereits Indikatoren wie die sekundären Abschlussquoten und die Erwerbsquoten von Frauen (UN Human Development Reports 2019), die in dieser Analyse unter anderem als unabhängige Variable bzw. als Kontrollvariablen fungieren. Außerdem erschweren solche Indizes die Trennung zwischen Ursache und Wirkung und ermöglichen nur eine äußerst unpräzise Interpretation (Gray et al. 2006: 302).

Zuerst sollte der Anteil der Frauen zwischen 15 und 49 Jahren, die verhüten, als Maß für die Selbstständigkeit der Frau dienen. Geburtenkontrolle senkt die Fruchtbarkeit und verbessert damit die Selbstständigkeit der Frau; außerdem misst sie auch indirekt die Verteilung der Entscheidungsgewalt innerhalb einer Beziehung oder Ehe, da Frauen oft weniger Kinder wollen, als sie dann schlussendlich bekommen.⁶ Jedoch gibt es für diese Variable zu wenig Datenpunkte und auch die Verlässlichkeit der Angaben ist eher zweifelhaft. Stattdessen verwende ich eine Proxy-Variable für dieselben Aspekte von Geschlechtergleichheit. Der Datensatz der Weltbank enthält ein Maß für die Anzahl der Geburten durch Frauen zwischen 15 und 19 Jahren pro 1000 Geburten. Da dieses Maß jedoch negativ mit Geschlechtergleichheit korreliert ist, erheben sich für die spätere Interpretation insbesondere mit Interaktionseffekten wenig intuitive Effekte. Deshalb verwende ich die Variable in ihrer umgekehrten Form und messe stattdessen die Anzahl der Geburten, bei denen die Mutter nicht zwischen 15 und 19 Jahren alt ist, welche ich im weiteren Verlauf als Erwachsenen Geburten (*Geburten*) bezeichnen werde. Diese sollte ebenfalls positiv durch Bildung beeinflusst werden, da gebildete Frauen später heiraten und dann auch weniger Kinder haben (Borkotoky/Unisa 2015 zu Indien), was

⁶ Siehe hierzu die Differenz zwischen der tatsächlichen und der gewollten Anzahl der Kinder (World Bank 2017b)

ihnen mehr Zeit gibt, ihre Ausbildung abzuschließen und evtl. einer Berufstätigkeit nachzugehen.

Die Erwachsenenengeburtensollten auch positiv mit Verhütung zusammenhängen, da Geburtenkontrolle in der Regel ungewollte und/oder zu frühe Schwangerschaften verhindert. Der Korrelationskoeffizient in meinem Datensatz beträgt $r=0,47$, was als ausreichend angesehen werden kann. Gegenüber dem nächsten Indikator haben die Erwachsenenengeburtens auch den Vorteil, dass sich der Einfluss von Bildung relativ schnell zeigen sollte, da die Variable der Teenager-Geburtens schon ab einem Alter von 15 Jahren gemessen wird.

Als zweiter Indikator soll der Anteil der weiblich besetzten Parlamentsmandate (*Mandate*) dienen. Dieser misst die politische Mitbestimmung von Frauen und indirekt auch die allgemeine Rolle der Frau in der Öffentlichkeit. Dabei ergeben sich zwei Probleme: Einerseits sind die meisten Länder in der Fallauswahl keine Demokratien, weshalb ich bei der Analyse eine Kontrollvariable für das Regime verwende. Andererseits nehmen die Datenpunkte erst ab 1990 deutlich zu, weshalb kein Lag von 20 bis 30 Jahren möglich ist, welcher aber aus theoretischer Sicht angemessen wäre, da die meisten Abgeordneten nicht schon mit 20 Jahren ins Parlament einziehen.⁷

Beide Indikatoren sind Teil des GII (UN Human Development Reports 2019), aber ihre Trennung in separate Indikatoren ermöglicht mehr Datenpunkte und eine sinnvollere Interpretation.

4.2.4 Kontrollvariablen

4 Kontrollvariablen sind in allen Regressionen enthalten: Die Erwerbsquote der Frauen, Urbanisierung, das BIP/Kopf und die Regionen-Dummyvariablen. Auf letztere werde ich in Kapitel 4.3 noch näher eingehen.

Die Erwerbsquote der Frauen (*Erwerbsquote*) wird durch die Bildungsergebnisse von Mädchen positiv beeinflusst, aber gleichzeitig beeinflusst sie auch selbst die Einschulung von Mädchen durch den potenziellen Nutzen der Bildung (Brinton et al. 1995; Buchmann 2000; Buchmann/Brakewood 2000). *Urbanisierung* ist positiv mit Bildung korreliert (Kabubo-Mariara/Mwabu 2007) und gleichzeitig auch ein Maß für den Entwicklungsstand eines Landes, da es in Städten mehr Schulen, mehr hochqualifizierte Arbeitsplätze und auch progressivere

⁷ Wenn das Einschulungsalter bei ca. 5 Jahren liegt und die Wirkung der Bildungspolitik höchstens um 15 Jahre gelaggt werden kann, ist die erste von einer potenziellen Änderung der Bildungspolitik betroffene Kohorte am Ende 20 Jahre alt.

Werte gibt (Rankin/Aytac 2006). Als weiteres Maß für den Entwicklungsstand geht das logarithmierte *BIP/Kopf* gemessen in konstanten 2005 US-Dollar in die Analyse mit ein. Dieses ist wie im Literaturteil bereits erläutert positiv mit Geschlechtergleichheit korreliert und beeinflusst auch den Stand und die Auswirkungen der Bildungspolitik, etwa in Bezug auf den Einfluss der Schulfaktoren im Vergleich zu Familienfaktoren sowie die Wirksamkeit zusätzlicher materieller Ressourcen (Buchmann/Hannum 2001: 82, 86). Es hat außerdem einen positiven Einfluss auf Einschulungs- und Abschlussquoten (Glewwe/Muralidharan 2016: 658-660).

Für die Analyse des Einflusses von Bildungspolitik auf Bildungsergebnisse verwende ich außerdem den Anteil der erwerbstätigen Frauen, der in der Landwirtschaft arbeitet (*Landwirtschaft*). Dieser bildet die Wirtschaftsstruktur des Landes ab, wobei er die Bildung von Frauen negativ beeinflussen sollte, da für diese Arbeit von Arbeit keine umfassende Qualifikation benötigt wird.

In den Regressionen zu Erwachsenengeburten kontrolliere ich für das Geschlechterverhältnis bei der Geburt (*Sex Ratio*), wobei gilt: Je größer der Wert, desto mehr männliche Geburten. Dies erfasst eine größere kulturelle Wertschätzung von Jungen, wenn Mädchen vermehrt abgetrieben werden und beeinflusst deren Bildungschancen oder Geschlechtergleichheit im Allgemeinen negativ.

Bei den Parlamentsmandaten kommt noch der *Polity2*-Indikator hinzu, welcher auf einer Skala von -10 bis +10 der Grad der Demokratie misst. In einer Demokratie würde der Frauenanteil im Parlament deren gesellschaftliche Mitbestimmung widerspiegeln, in einer Autokratie eher die Geschlechtervorstellungen des Regimes. Jedoch ist die Wirkung nicht von vornherein festgelegt: Der Effekt von Demokratie auf Geschlechtergleichheit ist umstritten (siehe Kapitel 2.1) und z.B. viele sowjetische Staaten hatten eine sehr hohe Einbindung von Frauen ins Arbeitsleben und in die Politik (Gray et al. 2006: 305, 306, 309).

Die Teenager-Geburtenrate (*Geburten jung*) als das Maß, auf dem der Indikator Erwachsenengeburten ursprünglich basiert, beeinflusst den Anteil der weiblich besetzten Parlamentsmandate vermutlich negativ, da Frauen, die früh Kinder bekommen und danach im Haushalt eingespannt sind, nur schwierig am politischen Leben teilnehmen können. Derselbe Aspekt wird auch durch die Variable *Jugendabhängigkeit* erfasst, welche das Verhältnis zwischen den unter 15-Jährigen und der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter (15-64 Jahre) angibt. Dies dient als Maß für die potenzielle Belastung von Frauen durch Care-Arbeit (Wotipka et al. 2018: 219).

Zu den verworfenen Kontrollvariablen gehören der Anteil religiöser Menschen (Maoz/Hendersen 2013), welche nur in zu geringer Fallzahl verfügbar war und stattdessen durch die Regionen-Dummies eingefangen wird, sowie die Höhe der Entwicklungshilfe für Bildung (OECD 2019a), da diese Gelder bereits in den Bildungsausgaben enthalten sind (UIS 2019).

4.2.5 Messung

Der Großteil meiner Daten stammt von der Weltbank (World Bank 2017a, 2017b). Der Polity2-Indikator gehört zum Polity IV Projekt (Center for Systemic Peace 2017) und Angaben zur Ratifizierung der Konvention gegen Diskriminierung in der Bildung sowie die Einteilung der Regionen-Dummies stammen vom UNESCO Observatory on the Right to Education (UNESCO 2019). Bei letzterem habe ich nur geringfügige Anpassungen vorgenommen und den Iran und die Türkei aus der Asien- bzw. Europa-Kategorie in die Kategorie der arabischen Länder verschoben, um die kulturellen Unterschiede gerade in Bezug auf Religion besser einzufangen.

4.3 Methodik

Um meine Thesen zu testen, werde ich für alle Regressionen folgende Formel verwenden:

$$y_{it} - y_{i,t-l} = \alpha + \beta y_{i,t-l} + \sum_{j=1}^J \gamma_j x_{j,i,t-l} + \sum_{j=1}^J \delta_j x_{j,i,t-l} y_{i,t-l} + \sum_{k=1}^K \pi_k z_{k,it} + \sum_{r=1}^R \mu_r D_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Dabei steht der Ausdruck links des Gleichheitszeichens für die Entwicklung der abhängigen Variablen über die Dauer des Lags l . Diese wird beeinflusst von der um l gelaggtten abhängigen Variablen $y_{i,t-l}$, welche in der Analyse als *Ausgangslevel* bezeichnet wird. Die Vermutung liegt nahe, dass β negativ sein wird und somit die Veränderung der abhängigen Variablen immer geringer wird, je höher das Ausgangslevel ist. Der dritte Term erfasst die Summe der Effekte der ebenfalls um l Jahre gelaggtten erklärenden Variablen. Diese werden im vierten Term mit dem Ausgangslevel interagiert, da zu erwarten ist, dass der Einfluss der erklärenden Variablen vom Ausgangslevel der abhängigen Variablen abhängt, d.h. beispielsweise zusätzliche Ausgaben einen immer geringeren Effekt erzielen, je höher die Einschulungsquoten bereits sind. Um diesem vermutlich konkaven Verlauf noch zusätzlich Rechnung zu tragen, werden die Bildungsausgaben und der Anteil der Lehrerinnen logarithmiert. Theoretisch ist jedoch auch ein konvexer Verlauf möglich: So könnte große Ungleichheit die Wirksamkeit oder die

vollständige Umsetzung von Reformen eher behindern, wodurch die Effekte der Bildungspolitik erst mit abnehmenden Ungleichheitswerten größer werden (Post 2004: 1241). Der fünfte Term fasst die Effekte der Kontrollvariablen zusammen und der sechste Term die Effekte der Regionen-Dummies, welche zeitinvariant sind.

Die Größe des Lags geht auf Plausibilitätsüberlegungen zurück. Beim Einfluss der Bildungspolitik auf Abschlussquoten besteht der Lag aus der durchschnittlichen Dauer des Schulabschnittes sowie einem Aufschlag für die Trägheit der Bürokratie, beim Einfluss auf Geschlechtergleichheit sind eher die Beständigkeit alter Traditionen und Rollenbilder zu bedenken. Ein Effekt könnte jedoch auch früher eintreten, wenn eine geänderte Politik einem geänderten Bewusstsein für Geschlechtergleichheit Ausdruck verleiht, welches sich dann auf alle Lebensbereiche von Frauen überträgt. Diese Wirkung würde sich dann jedoch nicht direkt durch die Bildung entfalten, entspricht nicht meinem theoretischen Zusammenhang und soll deshalb in der Analyse nicht im Vordergrund stehen.

Beim Einfluss von Bildungspolitik auf primäre Abschlussquoten verwende ich einen Lag von 10 Jahren, um bei einer durchschnittlichen Dauer der Grundschule von 5,5 Jahren mit einem Höchstwert von 8 Jahren einem potenziellen Effekt auf die Bildungsergebnisse in allen Ländern genug Zeit zur Entfaltung zu geben. Der Effekt auf die Einschulungsquoten sollte tendenziell viel schneller eintreten, aber um eine angemessene Differenz zwischen den abhängigen Variablen messen zu können, verwende ich hier einen Lag von 5 Jahren. Bei den Erwachsenenengeburten soll ein Lag von 5 Jahren für die Wirkung des Grundschulabschlusses die Zeitspanne zwischen dem Abschluss und der Erfassungszeit für Teenager-Geburten widerspiegeln. Bei der Bildungspolitik als erklärende Variable wird entsprechend auf 10 Jahre erhöht. Schwieriger gestaltet sich hingegen der Lag bei den Mandaten: Hier müsste allein für die Bildungsergebnisse als erklärende Variablen schon ein Lag von mindestens 20 Jahren verwendet werden und für Bildungspolitik entsprechend noch länger, was allerdings mit den Daten der Weltbank nicht möglich ist. Deshalb verwende ich mit 15 Jahren den höchstmöglichen Lag, mit dem das Modell noch geschätzt werden kann.

Wie aus der Formel ersichtlich wird, wird die unabhängige Variable als Level und die abhängige Variable als Differenz gemessen, da im Zentrum der Analyse die Frage steht, wie der Stand der Bildungspolitik die Bildungsergebnisse und Geschlechtergleichheit *verändern* kann. Deswegen wird die Analyse mit OLS und nicht wie üblich bei Paneldaten mit einem *Fixed-Effects*-Modell durchgeführt, da letztere im Rahmen von Länder-Dummies alle potenziellen Leveleffekte und damit die für mich interessante Varianz absorbieren. Allerdings

entfällt damit auch der größte Vorteil von FE-Modellen, nämlich das Erfassen von unbeobachteten aber wichtigen Variablen wie Kultur. Deswegen werden Regionen-Dummies in die Analyse miteinbezogen, welche die spezifischen kulturellen Unterschiede, etwa in Bezug auf Religion, aber auch in Bezug auf ein Grundlevel an geschlechterspezifischen Bildungsergebnissen und Geschlechterungleichheit, abbilden sollen. Die Regionen-Dummies bestehen aus den Kategorien Europa, Asien, Lateinamerika, arabische Länder und Afrika, wobei letztere als Referenzkategorie in der Konstante enthalten ist.

In jeder Regression wird mithilfe von robusten Standardfehlern auf Heteroskedastizität kontrolliert.⁸ Ein häufiges Problem bei Paneldaten stellt die Autokorrelation dar: Dabei korrelieren die aufeinanderfolgenden Residuen miteinander, wodurch die Standardfehler unterschätzt und die Signifikanz der Ergebnisse entsprechend überschätzt werden. Zur Lösung dieses Problems werden alle OLS-Regressionen zusätzlich mit der Prais-Winston-Transformation durchgeführt, welche die Korrelation zwischen den Residuen schätzt und die Ergebnisse entsprechend anpasst. Allerdings können manche Regressionen aufgrund der zu häufigen Lücken im Datensatz nur mit der *twostep*-Option berechnet werden. Hierbei wird nur die Korrelation der ersten beiden Residuen als Grundlage für die Berechnung verwendet, weshalb die Ergebnisse mit Vorsicht zu betrachten sind. Die Prais-Winston-Transformation berechnet zusätzlich zur Regression die originale und die transformierte Durbin-Watson-Statistik, welche den Grad an Autokorrelation angibt. Dabei steht 0 für vollständige positive Autokorrelation, was auf viele meiner OLS-Regressionen zutrifft, und 2 für keine Autokorrelation. Die meisten der Prais-Regressionen befreien meine Modelle von Autokorrelation und werden im Anhang aufgeführt.

⁸ Beim Großteil der Regressionen liegt gemäß dem Breusch-Pagan-Test Heteroskedastizität vor. In den wenigen Fällen mit Homoskedastizität führt eine Verwendung normaler Standardfehler fast immer zu denselben Ergebnissen wie die Verwendung von robusten Standardfehlern oder resultiert in geringfügig höheren Signifikanzwerten, die nichts an der in Kapitel 5 präsentierten Interpretation ändern. Die einzige Ausnahme stellt der bivariate Effekt des Einschulungsalters auf die sekundären Einschulungsquoten von Mädchen dar (siehe Tab. A1.4), bei dem Homoskedastizität vorliegt und normale Standardfehler zu einem auf dem 10%-Niveau signifikanten negativen Interaktionseffekt mit dem Ausgangslevel der Einschulungsquoten führen (während bei robusten Standardfehlern kein signifikanter Zusammenhang bestand). Dieser Effekt verschwindet allerdings, wenn man für Autokorrelation kontrolliert.

5 Ergebnisse

5.1 Effekt von Bildungspolitik auf Bildungsergebnisse

Anhand der Datenanalyse, die in diesem Abschnitt präsentiert wird, soll geklärt werden, ob Bildungspolitik einen positiven Einfluss auf die Bildungsergebnisse von Mädchen einerseits und die Geschlechtergleichheit in den Bildungsergebnissen andererseits hat.

Tabelle 1: Einfluss der Bildungspolitik auf die Ergebnisse der Mädchen und den GPI für primäre Abschlussquoten (OLS, Lag 10)

VARIABLEN	(1) Mädchen bivariat	(2) Mädchen multivariat	(3) GPI bivariat	(4) GPI multivariat
Ausgangslevel		2.235*** (0.855)		1.013 (1.095)
Ausgaben (log)	-9.549 (5.860)	31.89*** (10.08)	-0.149** (0.0711)	0.0233 (0.127)
A.Interaktion	0.0967 (0.0652)	-0.325*** (0.110)	0.152** (0.0703)	-0.0153 (0.126)
Einschulungsalter	4.420 (6.522)	17.42* (9.741)	-0.0167 (0.0627)	0.0220 (0.125)
E.Interaktion	-0.0589 (0.0690)	-0.199* (0.102)	0.0232 (0.0608)	-0.0207 (0.123)
Mindestschulzeit	-0.743 (2.112)	-0.0265 (2.560)	0.0112 (0.0195)	-0.0177 (0.0307)
M.Interaktion	0.00988 (0.0233)	-0.00207 (0.0273)	-0.0122 (0.0196)	0.0192 (0.0312)
Ratifizierung	-13.86*** (4.962)	-18.38** (8.541)	-0.0911** (0.0426)	0.174 (0.110)
R.Interaktion	0.132** (0.0557)	0.201** (0.0921)	0.0792* (0.0421)	-0.162 (0.109)
Lehrer prim. (log)	33.02*** (3.246)	23.86*** (9.103)	0.144*** (0.0383)	0.331*** (0.112)
L.Interaktion	-0.421*** (0.0513)	-0.343*** (0.106)	-0.190*** (0.0394)	-0.374*** (0.119)
N	-	197	-	197
Gruppen	-	47	-	47
Korrigiertes R ²	-	0.648	-	0.723

Robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1. Das Ausgangslevel ist die primäre Abschlussquote von Mädchen für Spalte 1 und 2 sowie der GPI der primären Abschlussquoten in Spalte 3 und 4 (beide vor 10 Jahren). Die Koeffizienten der Kontrollvariablen, der Regionen-Dummies sowie die Fallzahl und die Bestimmtheitsmaße für die bivariaten Analysen sind im Anhang in den Tabellen A1.1 und A1.2 zu finden. Die für Autokorrelation kontrollierten multivariaten Analysen sind in Tabelle A1.3 aufgelistet.

Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurden die Ergebnisse für die bivariate Analyse jeweils in Spalte 1 und 3 zusammengefasst, sodass jedoch keine Fallzahlen, Anzahlen der Länder und

Bestimmtheitsmaße für die einzelnen bivariaten Regressionen mehr angegeben werden konnten; diese sind ebenso wie die Koeffizienten der Kontrollvariablen und Regionen-Dummies im Anhang zu finden. Diese Vorgehensweise habe ich für den gesamten Analyseteil übernommen.

5.1.1 Bildungsergebnisse der Mädchen

In der bivariaten Analyse der Differenz in den weiblichen primären Abschlussquoten über 10 Jahre erweisen sich nur zwei Maßnahmen als signifikant: Das Ratifizieren der Konvention gegen Diskriminierung in der Bildung hat zunächst einen negativen Effekt, der dann mit zunehmendem Ausgangslevel der primären Abschlussquoten abnimmt, allerdings erst bei einer Abschlussquote von etwa 105% ins Positive umschlagen würde. Der Effekt des Anteils weiblicher Lehrer in Grundschulen ist signifikant positiv, würde jedoch schon ab einer Abschlussquote von 78%⁹ negativ werden, was knapp unter dem Durchschnitt von 81% liegt.

In der multivariaten Analyse bleiben die genannten Effekte signifikant, während die Effekte für Ausgaben nun auch auf dem 1%-Niveau und die für das Einschulungsalter auf dem 10%-Niveau signifikant werden. Letzterer wirkt jedoch entgegen seiner vermuteten Richtung, da ein hohes Einschulungsalter zunächst einen positiven Effekt hat, der erst ab einer Abschlussquote von 88% ins Positive umschlagen würde. Allerdings hält dieser Effekt einer Kontrolle auf Autokorrelation nicht stand (siehe Tab. A1.3).

Die Ausgaben haben nun ebenfalls einen signifikanten und bis zu einer Abschlussquote von 98% positiven Einfluss. In Anbetracht der erläuterten Literatur überrascht es nicht, dass die Ausgaben erst dann einen Einfluss auf Bildungsergebnisse haben, wenn man für andere Bildungsmaßnahmen kontrolliert. Insgesamt haben in der für Autokorrelation kontrollierten Regression von den bisherigen vier Effekten Ausgaben, Einschulungsalter, Ratifizierung und Lehrer nur noch die Ausgaben und die Lehrer einen signifikanten Effekt, welche beide weiterhin positiv sind (siehe Tab. A1.3).

Dieselbe Analyse wurde auch für die Entwicklung der sekundären Einschulungsquoten über 5 Jahre durchgeführt (siehe Tab. A1.4-A1.5). Dabei bleibt der Anteil der weiblichen Lehrer in sekundären Bildungseinrichtungen als einzige Variable in beiden Analysen signifikant positiv, schlägt jedoch schon sehr früh bei einer Einschulungsquote von 64%¹⁰ in der multivariaten Analyse ins Negative um. Die Ausgaben sind nur bivariat, das Einschulungsalter nur multivariat abnehmend positiv signifikant. Diese Effekte verschwinden jedoch, wenn man die Regression

⁹ Sogar nur 70% im multivariaten Modell und 72%, wenn man für Autokorrelation kontrolliert (siehe Tab. A1.3).

¹⁰ Allerdings 83%, wenn man für Autokorrelation kontrolliert (siehe Tab. A1.6)

auf Autokorrelation kontrolliert (siehe Tab. A1.3). Dann bleibt nur noch ein auf dem 1%-Niveau signifikanter positiver Effekt für Lehrer mit einem auf dem 10%-Niveau signifikanten Interaktionseffekt übrig.¹¹

Zusammenfassend lässt sich in Anbetracht von These 1a daher feststellen, dass nur der Anteil der weiblichen Lehrer im jeweiligen Bildungslevel einen signifikant positiven Effekt in allen Modellen aufweist, während die Ausgaben zumindest für die primären Abschlussquoten in multivariaten Modellen signifikant sind. Bei beiden Maßnahmen ist zu bedenken, dass sie aufgrund des negativen Interaktionseffekts ab einem bestimmten Niveau ins Negative umschlagen. Es gibt daher Bildungsmaßnahmen, die für bestimmte Ausgangslevel der Bildungsergebnissen von Mädchen einen positiven Effekt auf diese haben, wodurch die These 1a als bestätigt angesehen werden kann.

5.1.2 Geschlechtergleichheit in den Bildungsergebnissen

Darauf aufbauend soll nun die Frage behandelt werden, ob diese Bildungsmaßnahmen die Ergebnisse der Mädchen auch mehr verbessern als die der Jungen, sodass die Geschlechtergleichheit in den Bildungsergebnissen steigt.

In der bivariaten Analyse für die Differenz des GPIs auf 10 Jahre ergibt sich zunächst ein negativ abnehmender Effekt für die Bildungsausgaben, der erst ab einem GPI knapp über dem Durchschnitt von 0,97 ins Positive umschlagen würde. Ohne eine Kontrollvariable für ihre Verwendung scheinen die Bildungsausgaben bei Geschlechterungleichheit Jungen mehr als Mädchen zu nützen. Auch für die Ratifizierung ergibt sich solch ein negativ abnehmender Effekt: Das Unterzeichnen einer Konvention gegen Diskriminierung in der Bildung korreliert in Ländern mit hoher Geschlechterungleichheit mit einer Verschlimmerung eben dieser. In der multivariaten Analyse verschwinden jedoch beide Effekte und wie auch in der bivariaten Analyse bleibt nur der Anteil der weiblichen Lehrer signifikant positiv. Für einen Ausgangswert des GPIs der primären Abschlussquote von 0,31 (niedrigster Wert im Sample) würde eine Erhöhung des logarithmierten Anteils der weiblichen Lehrer vor zehn Jahren um eine Standardabweichung die Differenz des GPIs der primären Abschlussquote zwischen heute und vor 10 Jahren um ganze 0,94 Standardabweichungen erhöhen. Beim Mittelwert der primären Abschlussquoten würde sich jedoch für dieselbe Erhöhung bereits eine Verringerung der

¹¹ Es muss jedoch betont werden, dass die Prais-Winston-Transformation dieser multivariaten Analyse zu einem transformierten Durbin-Watson-Wert von 1,06 führt, welcher noch weit unterhalb des Toleranzintervalls zwischen 1,5 und 2,5 liegt. Die gemessenen Standardfehler und t-Statistiken der Regression in Spalte 3 von Tabelle A1.3 im Anhang sind also weiterhin durch positive Autokorrelation verzerrt und deshalb nur begrenzt aussagekräftig.

Differenz um 0,14 Standardabweichungen ergeben. Der Effekt des Anteils weiblicher Lehrer würde also auf lange Sicht auf ein Einpendeln des GPIs etwas unter seinem Idealwert von 1 hinwirken. An den Effekten dieser Regression ändert sich nichts durch die Kontrolle auf Autokorrelation (siehe Tab. A1.3).¹²

Für die sekundären Einschulungsquoten ergibt sich für den Anteil weiblicher Lehrer multivariat aber nicht bei Kontrolle auf Autokorrelation ein signifikanter Effekt, womit sich diese Maßnahme im Vergleich trotzdem noch am besten schlägt. Interessant ist auch der Effekt der Mindestschulzeit im multivariaten OLS-Modell, welcher bis zu einem GPI von 1,01 positiv ist. Es ist insofern sinnvoll, dass diese Maßnahme keinen Einfluss auf die primären Abschlussquoten hat, da die Grundschuleinschulungsquoten von Mädchen im Durchschnitt 97,8% für die Fallauswahl betragen und eine Mindestschulzeit keinen direkten Einfluss auf den Lernerfolg haben sollte. Die sekundären Einschulungsquoten von Mädchen liegen hingegen nur noch bei durchschnittlich 59,1%, sodass eine Mindestschulzeit vorzeitige Schulabbrüche verringern könnte. Allerdings verschwindet dieser Effekt, sobald man für Autokorrelation kontrolliert.¹³

Es ist daher schwer zu sagen, ob Bildungspolitik insgesamt die Geschlechterungleichheit in den Bildungsergebnissen verringert. Der Anteil weiblicher Lehrer senkt nur bei primären Einschulungsquoten robust die Geschlechterungleichheit und auch dort nur bis zu einem GPI von 0,89¹⁴, welcher noch weit unter vollständiger Gleichheit liegt. Bei den sekundären Einschulungsquoten habe ich jedoch den Anteil der Lehrerinnen in sekundären Bildungseinrichtungen verwendet; man könnte also zu dem Schluss kommen, dass Lehrerinnen vor allem dann die Geschlechterungleichheit verringern, wenn sie die Kinder auch unterrichten und weniger, wenn sie nur als Anreizfaktor zur Einschulung dienen sollen.

Es ist außerdem wichtig festzuhalten, dass die multivariate Regression zu den primären Abschlussquoten nur 197 Beobachtungen für 47 Länder enthält, wodurch nicht einmal die Hälfte der Fallauswahl abgedeckt wird. Etwas besser sieht es für die sekundären Einschulungsquoten aus, hier gibt es für 53 Länder zumindest 335 Beobachtungen. Da die Ergebnisse für die sekundären Einschulungsquoten trotz der zusätzlichen Datenpunkte aber eher weniger robust sind als die für die primären Abschlussquoten, vermute ich nicht, dass ich

¹² Der transformierte Durbin-Watson-Wert liegt für diese Regression bei 0,73 (siehe Tab. A1.3, Spalte 2), daher sind die Standardfehler weiterhin durch positive Autokorrelation verzerrt.

¹³ Auch hier belegt ein transformierter Durbin-Watson-Wert von 1,06, dass die positive Autokorrelation nicht behoben werden konnte (siehe Tab. A1.3, Spalte 4).

¹⁴ Im Prais-Modell würde dieser Wert nur geringfügig höher bei 0,90 liegen.

vorhandene Effekte aufgrund der geringen Fallzahl nicht finden konnte. Vielmehr könnte es hingegen zu Verzerrungen auf Basis der Länderauswahl gekommen sein.

Mit diesen Einschränkungen kann die These 1b daher vorsichtig bestätigt werden, was wie bei These 1a erneut vor allem auf den Einfluss des Anteils weiblicher Lehrer zurückgeht, auch wenn dieser nur bis zu einem gewissen Niveau an Ungleichheit und für Abschlussquoten mehr als für Einschulungsquoten einen positiven Effekt hat.

5.2 Effekt von Bildungsergebnissen auf Geschlechtergleichheit

Nun soll getestet werden, inwiefern die Bildungsergebnisse von Mädchen bzw. Geschlechtergleichheit in den Bildungsergebnissen einen positiven Einfluss auf andere Facetten von Geschlechtergleichheit haben. Dazu verwende ich den Anteil der Geburten, der nicht auf Mädchen zwischen 15 und 19 Jahren zurückgeht, und den Anteil weiblich besetzter Parlamentsmandate als Indikatoren für Geschlechtergleichheit.

Tabelle 2: Einfluss von Bildungsergebnissen der Mädchen und des GPIs in den Bildungsergebnissen auf Erwachsenenengeburt und weiblich besetzte Parlamentsmandate (OLS)

VARIABLEN	(1) Geburten Mädchen	(2) Geburten GPI	(3) Mandate Mädchen	(4) Mandate GPI
Ausgangslevel	-0.0652*** (0.0192)	0.0137 (0.0542)	-1.455*** (0.356)	-2.298*** (0.604)
Prim. Abs. Mädchen	0.515* (0.275)		-0.0426 (0.0446)	
M.Interaktion Geburten	-0.000500* (0.000288)			
M.Interaktion Mandate			0.0155*** (0.00431)	
Prim. Abs. GPI		75.38 (51.69)		3.682 (4.979)
G.Interaktion Geburten		-0.0903 (0.0562)		
G.Interaktion Mandate				2.243*** (0.597)
N	789	788	214	214
Gruppen	88	88	63	63
Korrigiertes R ²	0.325	0.327	0.209	0.231
Lag	5	5	15	15

Robuste Standardfehler in Klammern; ***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1. Das Ausgangslevel ist die Anzahl der Erwachsenenengeburt vor 5 Jahren in Spalte 1 und 2 sowie der Anteil weiblich besetzter Parlamentsmandate vor 15 Jahren in Spalte 3 und 4. Die Koeffizienten der Kontrollvariablen und der Regionen-Dummies sind im Anhang in Tabelle A2.1 zu finden, die für Autokorrelation kontrollierten Regressionen in Tabelle A2.2.

5.2.1 Bildungsergebnisse der Mädchen

Die primäre Abschlussquote von Mädchen hat einen positiven Einfluss auf die Entwicklung des Anteils der Geburten von Frauen, die älter als 19 Jahre sind. Dieser ist für einen hohen Anteil von Jugendgeburten positiv und nimmt dann immer weiter ab, würde aber erst ab einem Level von 1030¹⁵ Erwachsenengeburten pro 1000 Geburten negativ werden, was außerhalb des Definitionsbereichs der Variable liegt. Die Stärke des Effekts hält sich jedoch in Grenzen: Für einen Wert der Erwachsenengeburten, der eine Standardabweichung unter dem Mittelwert liegt, ergibt sich für eine Erhöhung der primären Abschlussquoten von Mädchen um eine Standardabweichung eine Erhöhung der Differenz in den Erwachsenengeburten um 0,22 Standardabweichungen; am Durchschnitt wären es immerhin noch 0,16 Standardabweichungen. Dieser Effekt bleibt erhalten, wann man für Autokorrelation kontrolliert (siehe Tab. A2.2) oder andere Maße wie die sekundäre Einschulungsquote von Mädchen verwendet (siehe Tab A2.3). Die Länge des Lags beeinflusst die Effektstärke positiv (siehe Tab. A2.3), d.h. die Auswirkungen auf diesen Aspekt von Geschlechtergleichheit nehmen im Laufe der Zeit zu.

Deutlich weniger ermutigend sind die Ergebnisse für den Anteil weiblich besetzter Mandate: Hier ist nur der Interaktionseffekt zwischen den primären Abschlussquoten und den Parlamentsmandaten signifikant positiv. Damit haben Abschlussquoten nur in Verbindung mit einem hohen Frauenanteil im Parlament einen positiven Effekt, können dessen Entwicklung aber nicht allein beeinflussen. Dieser Effekt verschwindet außerdem, sobald für Autokorrelation kontrolliert wird (siehe Tab. A2.2). Auch andere Maße für weibliche Bildungsergebnissen wie sekundäre und tertiäre Einschulungsquoten erzielen keine signifikanten Ergebnisse (siehe Tab. A2.4).

Insgesamt fällt bei dieser Analyse der Trade-Off zwischen einem angemessenen Lag und einer ausreichenden Fallgröße wieder ins Gewicht: Mit 214 Beobachtungen für 63 Länder ist die Fallzahl bereits für einen Lag von 15 Jahren sehr niedrig, gleichzeitig liegt die Vermutung nahe, dass Grundschulabschlussquoten deutlich länger als 15 Jahre brauchen, um eine potenzielle Wirkung auf den Frauenanteil in Parlamenten zu entfalten. Jedoch fällt die Fallzahl bereits für einen Lag von 20 Jahren auf unter 100 Beobachtungen, womit sich das Modell nicht mehr seriös schätzen lässt. Es könnte daher durchaus sein, dass Bildungsergebnisse von Mädchen auf lange

¹⁵ Allerdings schon bei 967 Geburten, wenn man für Autokorrelation kontrolliert, siehe Tabelle A2.2.

Sicht auch auf die politische Gleichberechtigung von Frauen einen positiven Effekt haben, diesen kann jedoch mit den Daten dieser Analyse nicht nachgewiesen werden.

Die These 2a kann daher in Bezug auf eine private bzw. gesundheitliche Geschlechtergleichheit in Form von weniger Geburten bei Frauen zwischen 15 und 19 Jahren bestätigt werden, nicht jedoch bezüglich Gleichheit in der politischen Repräsentation.

5.2.2 Geschlechtergleichheit in den Bildungsergebnissen

Beim Einfluss auf die Erwachsenenengeburtenerweist sich auch der GPI der primären Abschlussquoten für 5 Jahre nur dann als signifikant, wenn man auf Autokorrelation kontrolliert (siehe Tab. A2.2) oder zumindest auf einen Lag von 10 Jahren erhöht (siehe Tab. A2.5). Für den 10-Jahreslag schlägt der Effekt schlägt der Effekt dann bei 857¹⁶ Erwachsenenengeburtener pro 1000 Geburten ins Negative um, was noch deutlich unter dem Durchschnitt von 924 Geburten liegt. Selbst beim Minimalwert in der Fallauswahl von 772 Erwachsenenengeburtener würde eine Erhöhung des GPIs um eine Standardabweichung die Differenz der Erwachsenenengeburtener um nur 0,27 Standardabweichungen erhöhen. Der Effekt bleibt auch bei einer Kontrolle für Autokorrelation erhalten (siehe Tab. A2.5).

Wie auch beim Einfluss der Bildungsergebnisse von Mädchen hat der GPI einen signifikant positiven Interaktionseffekt mit dem Ausgangslevel des Frauenanteils im Parlament, der jedoch verschwindet, sobald man für Autokorrelation kontrolliert (siehe Tab. A2.2).¹⁷ Auch für den GPI der sekundären Einschulungsquoten vor 15 Jahren und der tertiären Einschulungsquoten vor 10 Jahren ergibt sich kein signifikanter Effekt (siehe Tab. A2.6).

Das Fazit bezüglich der These 2b fällt somit sehr ähnlich zum These 2a aus: Geschlechtergleichheit in der Bildung beeinflusst zumindest einen privaten Aspekt von allgemeiner Geschlechtergleichheit positiv. Ein höherer Bildungsgrad verringert den Anteil an Geburten von Minderjährigen, sodass diese im besten Fall länger ihrer Ausbildung oder einer Erwerbstätigkeit nachgehen können. Auf ihre politische Repräsentation hat dies jedoch keinen Einfluss, jedenfalls nicht innerhalb eines Zeitintervalls von 15 Jahren.

¹⁶ Bei 888 Geburten, wenn man für Autokorrelation kontrolliert, siehe Tabelle A2.5.

¹⁷ Die transformierte Durbin-Watson-Statistik beträgt hier 1,1, die Residuen also weiterhin positiv korreliert. Da die Effekte der Bildungsergebnisse aber ohnehin nicht signifikant sind, besteht die Gefahr falscher Interpretationen aufgrund überschätzter t-Statistiken nicht.

5.3 Effekt von Bildungspolitik auf Geschlechtergleichheit

Insgesamt beeinflusst genderbewusste Bildungspolitik die Bildungsergebnisse von Mädchen positiv und manchmal auch mehr als die von Jungen; diese wiederum haben einen positiven Effekt auf die Erwachsenenengeburt im Vergleich zu Geburten von Teenagern, der aber relativ früh ins Negative umschlägt. Auf die politische Repräsentation von Frauen haben Bildungsergebnisse und Geschlechtergleichheit in der Bildung zumindest in dem gemessenen Zeitintervall von 15 Jahren keinen Einfluss.

Mit all diesen Einschränkungen im Hinterkopf soll nun überprüft werden, ob sich daraus ein signifikant positiver Einfluss von Bildungspolitik auf die beiden ausgewählten Facetten von nicht bildungsspezifischer Geschlechtergleichheit ergibt.

Tabelle 3: Einfluss der Bildungspolitik auf die Erwachsenenengeburt und den Anteil weiblich besetzter Parlamentsmandate (OLS)

VARIABLEN	(1) Geburten bivariat	(2) Geburten multivariat	(3) Mandate bivariat	(4) Mandate multivariat
Ausgangslevel		0.243 (0.178)		0.184 (3.409)
Ausgaben (log)	-26.90 (21.17)	-61.28** (25.59)	-1.974 (2.237)	-2.919 (6.148)
A.Interaktion	0.0306 (0.0223)	0.0614** (0.0269)	0.183 (0.169)	0.180 (0.287)
Einschulungsalter	15.20 (11.99)	-2.887 (26.20)	1.212 (1.757)	-1.083 (3.151)
E.Interaktion	-0.0157 (0.0128)	0.00287 (0.0280)	-0.0703 (0.126)	0.113 (0.196)
Mindestschulzeit	-4.267 (3.337)	1.261 (6.928)	-0.801 (0.639)	-1.479 (1.269)
M.Interaktion	0.00461 (0.00352)	-0.00157 (0.00734)	0.0427 (0.0409)	0.0836 (0.101)
Ratifizierung	-15.12 (18.38)	-84.76** (33.26)	-3.624** (1.475)	-0.253 (5.528)
R.Interaktion	0.0152 (0.0198)	0.0875** (0.0358)	0.381*** (0.125)	0.0841 (0.444)
Lehrer prim. (log)	77.88*** (25.99)	109.7*** (22.54)	-0.320 (2.922)	9.298 (9.405)
L.Interaktion	-0.0853*** (0.0280)	-0.113*** (0.0246)	0.236 (0.268)	-0.440 (0.879)
N		330		119
Gruppen		61		43
Korrigiertes R ²		0.617		0.302
Lag	10	10	15	15

Robuste Standardfehler in Klammern; ***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1. Das Ausgangslevel sind die Erwachsenenengeburt vor 10 Jahren in Spalte 1 und 2 sowie der Anteil der weiblich besetzten Parlamentsmandate vor 15 Jahren.

Die Koeffizienten der Kontrollvariablen, der Regionen-Dummies sowie die Fallzahl und die Bestimmtheitsmaße für die bivariaten Analysen sind im Anhang in den Tabellen A3.1 und A3.2 zu finden. Die für Autokorrelation kontrollierten Analysen sind in den Tabellen A3.3 und A3.4 aufgelistet.

Zumindest in Bezug auf die Erwachsenenengeburt sehen die Ergebnisse recht vielversprechend aus: In der bivariaten und multivariaten OLS- und Prais-Winston-Analyse erweist sich wie schon in den bisherigen Kapiteln der Anteil der Lehrerinnen in primären Bildungseinrichtungen als signifikant positiv (siehe auch Tab. A3.3). Der Einfluss schlägt multivariat erst bei 971¹⁸ Erwachsenenengeburt ins Negative um, was deutlich über dem Durchschnitt von 924 liegt. Multivariat sind nun auch die Ausgaben negativ abnehmend und werden auch nur knapp innerhalb des Definitionsbereichs bei 998 Erwachsenenengeburt positiv. Die Richtung dieses Effekts entspricht nicht dem theoretischen Zusammenhang, verschwindet aber sobald man für Autokorrelation kontrolliert (siehe Tab. A3.3). Dies gilt nicht für den Effekt der Ratifizierung, der sowohl bei OLS als auch bei der Prais-Winston-Transformation multivariat signifikant ist. Der Einfluss ist negativ und würde erst bei 969 Geburten ins Positive umschlagen. Das Ratifizieren einer Konvention gegen Diskriminierung in der Bildung ist also bei einem hohen Anteil an Teenager-Geburten mit einer Verschlimmerung dieses Zustandes korreliert und würde nur Verbesserungen bringen, wenn dieser Anteil bereits sehr gering ist.

Der Einfluss der Lehrerinnen bleibt damit wieder die beste Bildungsmaßnahme, um Geschlechtergleichheit zu erreichen. Dies gilt auch für den Anteil von Lehrerinnen in sekundären Bildungseinrichtungen, der für die Lags 10 und 15 sowie mit OLS und mit der Prais-Winston-Transformation getestet wurde (siehe Tab. A3.5). Dabei ist der Einfluss immer signifikant (und auch höher als der in der entsprechenden bivariaten Analyse für den primären Anteil), nimmt mit der Größe des Lags und für die Kontrolle für Autokorrelation zu. Der tertiäre Lehrerinnenanteil wurde hingegen nicht getestet, weil Frauen in der Regel schon nicht mehr im Teenageralter sind, wenn sie in einer tertiären Bildungseinrichtung eingeschult werden, dies also keinen direkten Einfluss auf eine mögliche Geburt im Alter zwischen 15 und 19 Jahren haben sollte.

Ein völlig anderes Bild ergibt sich für den Anteil weiblich besetzter Parlamentsmandate. Die aufgeführten Regressionen wurden mit einem Lag von 15 Jahren erstellt, was immer noch nicht als ausreichend großes Zeitintervall für solch tiefeschürfende Entwicklungen erscheint, aber das größtmögliche Intervall ist, in dem das Modell noch geschätzt werden kann. In der bivariaten Analyse ergibt sich nur für die Ratifizierung ein negativer Effekt, der einer Kontrolle für Autokorrelation aber nicht standhält (siehe Tab. A3.4). Für das Einschulungsalter ergibt sich

¹⁸ Allerdings schon bei 949 Geburten, wenn man für Autokorrelation kontrolliert, siehe Tabelle A3.3.

hingegen erst mit der Prais-Winston-Transformation ein bivariat signifikantes Ergebnis (siehe Tab. A3.4). Der Einfluss ist allerdings positiv, d.h. ein hohes Einschulungsalter beeinflusst für einen niedrigen Frauenanteil im Parlament dessen Entwicklung positiv. Dieser Effekt war bisher in keiner Analyse robust und kann deshalb nicht durch die hier untersuchten Bildungsergebnisse wirken. Er verschwindet darüber hinaus in der multivariaten Analyse (siehe Tab. A3.4).

Der Anteil weiblicher Lehrer hat bisher immer die besten Ergebnisse erzielt, bleibt hier aber in allen Analysen insignifikant. Auch die sekundären und tertiären Anteile der Lehrerinnen wurden getestet (siehe Tab. A3.6). Der tertiäre Lehrerinnen-Anteil hat als einziger einen robusten positiven Einzeleffekt, welcher allerdings nicht multivariat getestet werden kann, da die Fallzahl dann weit unter 100 Beobachtungen fallen würde. Dennoch gibt es eine Möglichkeit, zumindest die sekundären Lehrervariable in Verbindung mit anderen Bildungsmaßnahmen zu testen: Die Variablen Mindestschulzeit und Einschulungsalter sind untereinander relativ stark korreliert ($r=-0,53$) und die dadurch entstehende Multikollinearität könnte die durch die geringe Fallzahl bereits großen Standardfehler noch weiter aufblähen. Beide Variablen weisen nur eine geringe Korrelation mit anderen Bildungsvariablen auf, weshalb ihr Entfernen aus dem Modell zu keiner allzu starken Verzerrung der Koeffizienten führen sollte. Im multivariaten Modell mit dem sekundären Lehreranteil beträgt die Fallzahl nur knapp über 108 Beobachtungen, die Ergebnisse sind also weiterhin skeptisch zu sehen. Mit OLS und auch mit der Prais-Winston-Transformation bleibt der sekundäre Anteil der Lehrerinnen insignifikant, es ergeben sich stattdessen für beide Modelle signifikant positive Einzeleffekte für die Ratifizierungsvariable sowie für die Ausgaben (siehe Tab. A3.7). Da diese beiden Variablen jedoch wie im Fall der Ausgaben sonst nie signifikant und wie im Fall der Ratifizierung ihre Richtung je nach Modellspezifikation wechseln, kann man nicht wirklich von robusten Effekten sprechen. Selbst wenn sie den Anteil der Frauen im Parlament beeinflussen würden, käme dieser Einfluss höchstwahrscheinlich nicht durch die Bildungsergebnisse zustande, da die Variablen sich in den bisherigen Kapiteln nicht kontinuierlich als signifikant erwiesen haben.

Mit Blick auf These 3 lässt sich ebenso wie für die Thesen 2a und 2b feststellen, dass zumindest Bildungsmaßnahmen wie ein hoher Anteil weiblicher Lehrer möglicherweise eine Verbesserung privater, mit der eigenen Gesundheit und Entscheidungskraft verbundener Aspekte von Geschlechtergleichheit bewirken. Es weist jedoch nichts auf einen kurzfristigen robusten Effekt auf die politische Repräsentation von Frauen hin. Auf lange Sicht ist er vorstellbar, aber mit den verfügbaren Daten nicht nachweisbar.

6 Diskussion

Die Analyse ist zu dem Schluss gekommen, dass Bildungspolitik zwar einen positiven Einfluss auf die private Entscheidungsgewalt von Frauen hat, aber zumindest innerhalb von 15 Jahren nicht auf ihre politische Mitbestimmung. Es gibt jedoch eine Reihe von Faktoren, die die Validität dieser Ergebnisse potenziell einschränken.

Ein Standardproblem bei fast jeder Regressionsanalyse stellt die Verzerrung durch ausgelassene Variablen dar, welche dann eintritt, wenn eben jene Variable sowohl eine unabhängige als auch die abhängige Variable beeinflusst. Hier dürfte dies am ehesten durch die eventuell unvollständige Erfassung von Kultur durch die Regionen-Dummies zutreffen, denn eine Einteilung in 5 Kategorien lässt noch sehr große kulturelle Heterogenität innerhalb der Kategorien zu. Mehr Kategorien erhöhen jedoch das Risiko, dass keine Levelleffekte zur Interpretation mehr übrigbleiben. Kultur als ausgelassene Variable könnte den gemessenen Effekt positiv verzerren: Traditionelle Kultur hat einen negativen Einfluss auf Bildungspolitik, die sich speziell an Mädchen richtet, aber genauso auf die Bildungsergebnisse von Mädchen und die allgemeine Geschlechtergleichheit, wodurch die Analyse den tatsächlichen Effekt von Bildungspolitik überschätzt.

Jedoch sind auch Szenarien denkbar, in denen der Effekt von Bildungspolitik unterschätzt wird: Bildungspolitik könnte ihre Wirkung erst in Verbindung mit anderen Sozialpolitiken entfalten, was durch zusätzliche Interaktionseffekte gemessen werden müsste. Plausibel erscheint zum Beispiel die Idee, dass eine geschlechterbewusste Bildungspolitik nur in Verbindung mit defamiliarisierender Familienpolitik die Geschlechtergleichheit verbessert. Leider scheitert auch dieser Ansatz wieder an der länderübergreifend vergleichbaren Messung von Sozialpolitik.¹⁹

Besonders der Anteil der Lehrerinnen hat sich in dieser Analyse als signifikant erwiesen. Jedoch besteht hier das Problem der Simultanität: Ein hoher Anteil von Lehrerinnen verbessert die Bildungsergebnisse von Mädchen, aber diese wiederum ermöglichen auch einen höheren Anteil von Lehrerinnen (Glewwe/Kremer 2006: 981-982). Ich versuche dieses Problem durch die Einführung eines Lags zu beheben, aber trotzdem ist eine Paneldatenanalyse evtl. nicht das geeignete Mittel, um diesen Zusammenhang einwandfrei nachzuweisen.

¹⁹ Kleider (2015) konstruiert einen Defamiliarisierungsindex für westliche Wohlfahrtsstaaten, aber für Entwicklungsländer gibt es nichts Vergleichbares.

Was mögliche Messfehler betrifft, könnten die Daten zu den Bildungsergebnissen darunter leiden, dass sie oft lange nach der eigentlichen Einschulung rückwirkend erhoben werden (Glewwe/Kremer 2006: 974). Außerdem ist ein dezentralisiertes Bildungssystem möglicherweise positiv mit besseren Bildungsergebnissen korreliert (Glewwe/Kremer 2006: 1000), jedoch werden die Bildungsausgaben in der Regel nur bei der Zentralregierung abgefragt. Auch fließen bei dieser Befragung oft nur die Angaben des Bildungsministeriums in die Daten ein, während mögliche bildungsrelevanten Ausgaben anderer Ministerien unter den Tisch fallen (Ortiz-Ospina/Roser 2019; UIS 2019). Dies könnte den Effekt der Bildungsausgaben negativ verzerren.

Ein weiteres Problem könnte eine Verzerrung durch die Länderauswahl darstellen: Bei manchen multivariaten Regressionen sind nicht einmal mehr die Hälfte aller Entwicklungsländer mit mindestens einer Beobachtung vertreten, manche hingegen gleich mit mehreren. Dabei erscheint es plausibel, dass Länder mit einer besseren Datenlage insgesamt über einen effizienteren Staatsapparat oder bessere Ergebnisse für den Bericht verfügen (Wotipka et al. 2018: 222). Dadurch wäre die Fallauswahl nicht mehr zufällig und für diese systematische Auswahl würde sich eine positive Verzerrung des Zusammenhangs ergeben.

Zusammengefasst könnten die unvollständige Erfassung des Einflusses von Kultur, mögliche Simultanität beim Effekt des Anteils der Lehrerinnen und eine systematische Länderauswahl die gefundenen Effekte positiv verzerren. Eine Unterschätzung dieser Effekte könnte hingegen durch nicht gemessene Wechselwirkungen mit anderen Sozialpolitiken und Messfehler bewirkt werden.

7 Fazit

Mit Blick auf die genannten Einschränkungen lässt sich also nicht mit Sicherheit sagen, ob selbst die gefundenen Effekte von Bildungspolitik auf Geschlechtergleichheit einen tatsächlichen Zusammenhang in der Realität abbilden.

Die Analyse hat gezeigt, dass Bildungspolitik vor allem in Form eines hohen Anteils von Lehrerinnen die Bildungsergebnisse von Mädchen verbessert und dieser Effekt zumindest für die Abschlussquoten größer ist als der für Jungen. Allerdings schlägt der Effekt bereits für einen GPI deutlich unter dem Idealwert von 1 ins Negative um. Auch höhere Ausgaben scheinen die Abschlussquoten von Mädchen zu verbessern, aber nicht die Geschlechtergleichheit in der Bildung. Je größer der zeitliche Abstand, desto mehr verringern die Bildungsergebnisse von Mädchen und die Geschlechtergleichheit in der Bildung die Zahl der Teenager-Geburten, sie

haben jedoch innerhalb von 15 Jahren keinen Einfluss auf die Entwicklung des Frauenanteils in nationalen Parlamenten. Bildungspolitik hat zunächst einen ambivalenten Effekt auf Erwachsenenengeburt: Der Lehrerinnen-Anteil erweist sich auch hier wieder als robust positiv und schlägt auch erst für einen Anteil an Erwachsenenengeburt deutlich über dem Durchschnitt ins Negative um. Die Ratifizierung einer Konvention gegen Diskriminierung in der Bildung ist hingegen mit einer Verschlimmerung der Teenager-Geburt über die nächsten 10 Jahre korreliert. Bildungspolitik hat außerdem innerhalb von 15 Jahren keinen Effekt auf die Entwicklung des Frauenanteils in Parlamenten. Es ist durchaus denkbar, dass Bildungspolitik eine Verbesserung der politischen Repräsentation von Frauen nur auf lange Sicht innerhalb von 20 bis 30 Jahren bewirken kann. Da die Datenlage der Weltbank aber erst ab den 1990er-Jahren deutlich umfangreicher wird, ist eine Analyse mit einem angemessenen Lag erst in einigen Jahren möglich.

Es bieten sich zahlreiche Anknüpfungspunkte an diese Analyse an: Wie mit Bezug auf den Anteil weiblicher Lehrer erwähnt wurde, kann der Staat durch seine Bildungspolitik auch direkt für mehr Geschlechtergleichheit sorgen, ohne dass dies über den Effekt der Bildung zustande kommt. Darüber hinaus könnte man, wenn in Zukunft bessere Daten zu qualitativer Bildungspolitik zur Verfügung stehen, deren Einfluss auf Bildungsergebnisse und Geschlechtergleichheit ebenfalls quantitativ untersuchen. Ein aufgrund der Datenlage vollständig ausgeklammerter Aspekt von Bildung war in dieser Analyse die Bildungsqualität, welche im Rahmen von PISA und Co. in den OECD-Ländern schon länderübergreifend vergleichbar gemacht wird. Sollte dies irgendwann auch für Entwicklungsländer in diesem Ausmaß der Fall sein, könnte man die Analyse mit Blick auf qualitative Bildungsergebnisse wiederholen. Zuletzt bietet es sich auch an, zur Ausgangsüberlegung zurückzukehren, und die Einflüsse anderer Sozialpolitiken auf Geschlechtergleichheit zu untersuchen, nachdem sich Bildungspolitik in Entwicklungsländern schon als wirksam auf zumindest manche Facetten von Geschlechtergleichheit erwiesen hat.

8 Literaturverzeichnis

- Agénor, Pierre-Richard/Canuto, Otaviano/da Silva, Luiz P.* 2010: On Gender and Growth: The Role of Intergenerational Health Externalities and Women's Occupational Constraints, in: World Bank Policy Research Working Paper: 5492, 1-49.
- Alderman, Harold/Behrman, Jere R./Khan, Shahrukh/Ross, David R./Sabot, Richard* 1995: Public Schooling Expenditures in Rural Pakistan: Efficiently Targeting Girls and a Lagging Region, in: van de Walle, Dominique/Nead, Kimberly (Hrsg.): Public Spending and the Poor: Theory and Evidence, Washington, DC, 187-222.
- Alonso, José A./Cortez, Ana L./Klasen Stephan* 2014: LDC and Other Country Groupings: How Useful Are Current Approaches to Classify Countries in a More Heterogeneous Developing World?, in: CDP Background Paper: 21, 1-35.
- Appleton, Simon/Collier, Paul* 1995: On Gender Targeting of Public Transfers, in: van de Walle, Dominique/Nead, Kimberly (Hrsg.): Public Spending and the Poor: Theory and Evidence, Washington, DC, 555-581.
- Baliamoune-Lutz, Mina* 2007: Globalisation and Gender Inequality: Is Africa Different?, in: Journal of African Economies 16: 2, 301-348.
- Banerjee, Abhijit V./Cole, Shawn/Duflo, Esther/Linden, Leigh* 2007: Remedying Education: Evidence from Two Randomized Experiments in India, in: The Quarterly Journal of Economics 122: 3, 1235-1264.
- Borkotoky, Kakoli/Unisa, Sayeed* 2015: Female Education and its Association with Changes in Socio-Demographic Behaviour: Evidence from India, in: Journal of Biosocial Science 47: 5, 687-706.
- Bradshaw, Anna/Viquez, Anna Q.* 2008: Women Beneficiaries or Women Bearing the Cost? A Gendered Analysis of the Red de Protección Social in Nicaragua, in: Development and Change 39: 5, 823-844.
- Branisa, Boris/Klasen, Stephan/Ziegler, Maria* 2013: Gender Inequality in Social Institutions and Gendered Development Outcomes, in: World Development 45, 252-268.
- Brinton, Mary C./Lee, Yean-Ju/Parish, William L.* 1995: Married Women's Employment in Rapidly Industrializing Societies: Examples from East Asia, in: American Journal of Sociology 100: 5, 1099-1130.

- Buchmann, Claudia* 2000: Family Structure, Parental Perceptions, and Child Labor in Kenya: What Factors Determine Who is Enrolled in School?, in: *Social Forces* 78: 4, 1349-1378.
- Buchmann, Claudia/Brakewood, Dan* 2000: Labor Structures and School Enrollments in Developing Societies: Thailand and Kenya Compared, in: *Comparative Education Review* 44: 2, 175-204.
- Buchmann, Claudia/Hannum, Emily* 2001: Education and Stratification in Developing Countries: A Review of Theories and Research, in: *Annual Review of Sociology* 27, 77-102.
- Capraro, Chiara* 2016: Women's Rights and Fiscal Justice: Why Tax Policy Must Be Dealt with by the Feminist Movement, in: *Sur: International Journal on Human Rights* 13: 24, 17-26.
- Center for Systemic Peace* 2017: Polity IV Annual Time-Series, 1800-2017, in: <http://www.systemicpeace.org/inscrdata.html>; heruntergeladen am 31.5.2019.
- Colclough, Christopher/Rose, Pauline/Tembon, Mercy* 2000: Gender Inequalities in Primary Schooling: The Roles of Poverty and Adverse Cultural Practice, in: *International Journal of Educational Development* 20: 1, 5-27.
- Cole, Wade M.* 2013: Government Respect for Gendered Rights: The Effect of the Convention on the Elimination of Discrimination against Women on Women's Rights Outcomes, 1981–2004, in: *International Studies Quarterly* 57: 2, 233-249.
- Cooray, Arusha/Potrafke, Niklas* 2011: Gender Inequality in Education: Political Institutions or Culture and Religion?, in: *European Journal of Political Economy* 27: 2, 268-280.
- Drèze, Jean/Kingdon, Geeta G.* 2001: School Participation in Rural India, in: *Review of Development Economics* 5: 1, 1-24.
- Erdmann, Gero* 2004: Wohlfahrtsstaatliche Politik in Malawi und Zambia - demokratische Forderung oder Geberpolitik?, in: Croissant, Aurel/Erdmann, Gero/Rüb, Friedbert W. (Hrsg.): *Wohlfahrtsstaatliche Politik in jungen Demokratien*, Wiesbaden, 299-324.
- Fennell, Shailaja* 2008: Contested Gender Frameworks: Economic Models and Provider Perspectives on Education, in: Fennell, Shailaja/Arnot, Madeleine (Hrsg.): *Gender Education and Equality in a Global Context: Conceptual Frameworks and Policy Perspectives*, London, 35-50.

- Genschel, Philipp/Seelkopf, Laura* 2016: Did They Learn to Tax? Taxation Trends outside the OECD, in: *Review of International Political Economy* 23: 2, 316-344.
- Gevrek, Deniz/Middleton, Karen* 2016: Globalization and Women's and Girls' Health in 192 UN-Member Countries: Convention on the Elimination of All Forms of Discrimination against Women, in: *International Journal of Social Economics* 43: 7, 692-721.
- Glewwe, Paul/Kremer, Michael* 2006: Chapter 16 Schools, Teachers, and Education Outcomes in Developing Countries, in: *Handbook of the Economics of Education* 2, 945-1017.
- Glewwe, Paul/Muralidharan, Karthik* 2016: Improving Education Outcomes in Developing Countries, in: *Handbook of the Economics of Education* 5, 653-743.
- Gray, Mark M./Kittilson, Miki C./Sandholtz Wayne* 2006: Women and Globalization: A Study of 180 Countries, 1975-2000, in: *International Organization* 60: 2, 293-333.
- Guinée, Nerine* 2014: Empowering Women through Education: Experiences from Dalit Women in Nepal, in: *International Journal of Educational Development* 39, 173-180.
- Hadden, Kenneth/London, Bruce* 1996: Educating Girls in the Third World: The Demographic, Basic Needs, and Economic Benefits, in: *International Journal of Comparative Sociology* 37: 1-2, 31-46.
- Howell, Jayne* 1999: Expanding Women's Roles in Southern Mexico: Educated, Employed Oaxaqueñas, in: *Journal of Anthropological Research* 55: 1, 99-127.
- Kabubo-Mariara, Jane/Mwabu, Domisiano K.* 2007: Determinants of School Enrolment and Education Attainment: Empirical Evidence from Kenya, in: *South African Journal of Economics* 75: 3, 572-593.
- Khurshid, Ayesha* 2016: Domesticated Gender (In) Equality: Women's Education & Gender Relations among Rural Communities in Pakistan, in: *International Journal of Educational Development* 51, 43-50.
- King, Elizabeth M./Lillard, Lee A.* 1987: Education Policy and Schooling Attainment in Malaysia and the Philippines, in: *Economics of Education Review* 6: 2, 167-181.
- Kleider, Hanna* 2015: Paid and Unpaid Work: The Impact of Social Policies on the Gender Division of Labour, in: *Journal of European Social Policy* 25: 5, 505-520.

- Kumar, Neha/Quisumbing, Agnes R.* 2015: Policy Reform toward Gender Equality in Ethiopia: Little by Little the Egg Begins to Walk, in: *World Development* 67, 406-423.
- Lee, Jong-Wha/Lee, Hanol* 2016: Human Capital in the Long Run, in: *Journal of Development Economics* 122, 147-169.
- Lillard, Lee A./Willis, Robert J.* 1994: Intergenerational Educational Mobility: Effects of Family and State in Malaysia, in: *The Journal of Human Resources* 29: 4, 1126-1166.
- Lincove, Jane A.* 2015: Improving Identification of Demand-Side Obstacles to Schooling: Findings from Revealed and Stated Preference Models in Two SSA Countries, in: *World Development* 66, 69-83.
- Lockheed, Marlaine E./Fuller, Bruce/Nyirongo, Ronald* 1989: Family Effects on Students' Achievement in Thailand and Malawi, in: *Sociology of Education* 62: 4, 239-256.
- Luo, Ya-Hui/Chen, Kuang-Hui* 2018: Education Expansion and its Effects on Gender Gaps in Educational Attainment and Political Knowledge in Taiwan from 1992 to 2012, in: *International Journal of Educational Development* 60, 88-99.
- Maoz, Zeev/Hendersen, Errol A.* 2013: The World Religion Dataset, 1945-2010: Logic, Estimates and Trends, in: *International Interactions* 39, 265-291.
- Marphatia, Akanksha A./Moussié, Rachel* 2013: A Question of Gender Justice: Exploring the Linkages between Women's Unpaid Care Work, Education, and Gender Equality, in: *International Journal of Educational Development* 33: 6, 585-594.
- Mollaeva, Elza A.* 2018: Gender Stereotypes and the Role of Women in Higher Education (Azerbaijan Case Study), in: *Education and Urban Society* 50: 8, 747-763.
- Nielsen, Lynge* 2011: Classifications of Countries Based on Their Level of Development: How it is Done and How it Could be Done, in: *IMF Working Paper*: 31, 1-45.
- Nkwake, Apollo M.* 2015: Spousal Wealth and Fathers' Involvement in Childcare in Uganda, in: *Feminist Economics* 21: 3, 114-141.
- Oduro, Abena D./van Staveren, Irene* 2015: Engendering Economic Policy in Africa, in: *Feminist Economics* 21: 3, 1-22.
- OECD* 2019a: Creditor Reporting System, in:
<https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=CRS1>; 01.7.2019.

- OECD* 2019b: Social Institutions and Gender Index: Country Profiles, in:
<https://www.genderindex.org/countries/>; 22.6.2019.
- Ortiz-Ospina, Esteban/Roser, Max* 2019: Government Spending, in:
<https://ourworldindata.org/government-spending>; 23.5.2019.
- Ottersen, Trygve/Grépin, Karen A./Henderson, Klara/Pinkstaff, Crossley B./Norheim, Ole F./Røttingen, John-Arne* 2018: New Approaches to Ranking Countries for the Allocation of Development Assistance for Health: Choices, Indicators and Implications, in: *Health Policy and Planning* 33: 1, 31-46.
- Ou, Dongshu* 2013: Education for All: Quasi-Experimental Estimates of the Impacts of Compulsory Primary Education in Hong Kong, in: *Asia Pacific Education Review* 14: 3, 267-283.
- Parish, William L./Willis, Robert J.* 1993: Daughters, Education, and Family Budgets Taiwan Experiences, in: *The Journal of Human Resources* 28: 4, 863-898.
- Plümper, Thomas/Troeger, Vera E./Manow, Philip* 2005: Panel Data Analysis in Comparative Politics: Linking Method to Theory, in: *European Journal of Political Research* 44, 327-354.
- Posso, Alberto/Feeny, Simon* 2016: Beyond Enrolments: The Determinants of Primary-School Attendance in Melanesia, in: *Journal of the Asia Pacific Economy* 21: 4, 531-548.
- Post, David* 1994: Educational Stratification, School Expansion, and Public Policy in Hong Kong, in: *Sociology of Education* 67: 2, 121-138.
- Post, David* 2004: Family Resources, Gender, and Immigration: Changing Sources of Hong Kong Educational Inequality, 1971-2001, in: *Social Science Quarterly* 85: 5, 1238-1258.
- Psacharopoulos, George/Woodhall, Maureen* 1985: *Education for Development: An Analysis of Investment Choices*, Washington, DC.
- Rankin, Bruce H./Aytac, Isik A.* 2006: Gender Inequality in Schooling: The Case of Turkey, in: *Sociology of Education* 79: 1, 25-43.
- Raynor, Janet* 2008: *Schooling Girls: An Inter-generational Study of Women's Burdens in Rural Bangladesh*, in: Fennell, Shailaja/Arnot, Madeleine (Hrsg.): *Gender Education and Equality in a Global Context: Conceptual Frameworks and Policy Perspectives*, London, 117-130.

- Schultz, T. P.* 2004: School Subsidies for the Poor: Evaluating the Mexican Progresa Poverty Program, in: *Journal of Development Economics* 74: 1, 199-250.
- Selden, Thomas M./Wasylenko, Michael J.* 1995: Measuring the Distributional Effects of Public Education, in: van de Walle, Dominique/Nead, Kimberly (Hrsg.): *Public Spending and the Poor: Theory and Evidence*, Washington, DC, 154-186.
- Shu, Xiaoling* 2004: Education and Gender Egalitarianism: The Case of China, in: *Sociology of Education* 77: 4, 311-336.
- Sommer, Marni/Figueroa, Chantal/Kwauk, Christina/Jones, Meredith/Fyles, Nora* 2017: Attention to Menstrual Hygiene Management in Schools: An Analysis of Education Policy Documents in Low- and Middle-Income Countries, in: *International Journal of Educational Development* 57, 73-82.
- Tansel, Aysit* 1997: Schooling Attainment, Parental Education, and Gender in Côte d'Ivoire and Ghana, in: *Economic Development and Cultural Change* 45: 4, 825-856.
- Tansel, Aysit* 2002: Determinants of School Attainment of Boys and Girls in Turkey: Individual, Household and Community Factors, in: *Economics of Education Review* 21, 455-470.
- UIS* 2019: Glossary: Government Expenditure on Education as % of GDP, in: <http://uis.unesco.org/en/glossary>; 17.6.2019.
- UN Human Development Reports* 2019: Gender Inequality Index (GII), in: <http://hdr.undp.org/en/content/gender-inequality-index-gii>; 17.6.2019.
- UNESCO* 2019: Observatory on the Right to Education, in: <http://www.unesco.org/education/edurights/index.php?action=countries&lng=en>; 31.5.2019.
- Wamboye, Evelyn F./Seguino, Stephanie* 2015: Gender Effects of Trade Openness in Sub-Saharan Africa, in: *Feminist Economics* 21: 3, 82-113.
- World Bank* 2017a: Education Statistics, in: <https://databank.worldbank.org/source/education-statistics-%5E-all-indicators>; heruntergeladen am 22.6.2019.
- World Bank* 2017b: World Development Indicators, in: <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>; heruntergeladen am 22.6.2019.

World Bank 2019: The World Bank in Middle Income Countries: Overview, in:
<http://www.worldbank.org/en/country/mic/overview>; 17.6.2019.

Wotipka, Christine M./Nakagawa, Mana/Svec, Joseph 2018: Global Linkages, the Higher Education Pipeline, and National Contexts: The Worldwide Growth of Women Faculty, 1970-2012, in: *International Journal of Comparative Sociology* 59: 3, 212-238.

9 Anhang

Tabelle A0: Deskriptive Statistiken zu allen erklärenden und abhängigen Variablen

VARIABLEN	(1) N	(2) Mittel	(3) Sd	(4) Min	(5) Max
<i>Bildungspolitik</i>					
Bildungsausgaben als % des BIPs	1,621	4.396	1.976	0	14.63
Bildungsausgaben als % des BIPs (log)	1,620	1.380	0.464	-0.256	2.683
Einschulungsalter	1,714	5.851	0.901	1	8
Mindestschulzeit	1,715	9.057	2.218	4	16
Ratifizierung (0=nein, 1=ja)	4,944	0.524	0.499	0	1
Anteil weiblicher Lehrer primär	2,441	62.43	22.56	2.167	99.68
Anteil weiblicher Lehrer sekundär	1,684	47.46	17.23	4.362	95.07
Anteil weiblicher Lehrer tertiär	1,249	34.72	15.24	2.058	84.58
Anteil weiblicher Lehrer primär (log)	2,441	4.043	0.480	0.773	4.602
Anteil weiblicher Lehrer sekundär (log)	1,684	3.776	0.447	1.473	4.555
Anteil weiblicher Lehrer tertiär (log)	1,249	3.423	0.545	0.722	4.438
<i>Bildungsergebnisse</i>					
Primäre Abschlussquote Mädchen	2,034	81.44	24.00	4.235	188.7
Primäre Abschlussquote GPI	2,030	0.973	0.179	0.311	2.193
Sekundäre Einschulungsquote Mädchen	2,634	59.14	30.50	0.159	161.1
Sekundäre Einschulungsquote GPI	2,634	0.940	0.236	0.0356	3.022
Tertiäre Einschulungsquote Mädchen	1,957	21.13	22.30	0.0171	148.4
Tertiäre Einschulungsquote GPI	1,957	0.944	0.504	0.00927	6.899
<i>Geschlechtergleichheit</i>					
Erwachsenengeburtensrate pro 1000 Geburten	4,656	923.9	46.12	772	994.3
Anteil der Frauen in nationalen Parlamenten	2,026	14.04	9.949	0	53.10
<i>Differenzen</i>					
10-Jahres-Differenz prim. Abs. Mädchen	925	8.055	14.03	-53.52	77.97
10-Jahres-Differenz prim. Abs. GPI	925	0.0234	0.112	-0.690	0.585
5-Jahres-Differenz sek. Eins. Mädchen	1,723	6.210	8.721	-29.94	47.33
5-Jahres-Differenz sek. Eins. GPI	1,723	0.0268	0.120	-2.152	1.979
5-Jahres-Differenz tert. Eins. Mädchen	1,153	5.266	10.56	-86.85	110.9
5-Jahres-Differenz tert. Eins. GPI	1,153	0.0500	0.212	-3.568	0.703
5-Jahres-Differenz Erwachsenengeburtensrate	4,171	5.949	8.215	-27.89	68.74
10-Jahres-Differenz Erwachsenengeburtensrate	3,686	12.22	15.11	-32.17	123.1
15-Jahres-Differenz Erwachsenengeburtensrate	3,201	18.81	20.72	-39.27	160.7
10-Jahres-Differenz Parlamentsmandate	1,019	5.696	7.814	-32.50	36.20
15-Jahres-Differenz Parlamentsmandate	556	8.571	9.200	-30.30	41.60

Anmerkung: Sd=Standardabweichung

Tabelle A1.1: Einfluss der Bildungspolitik auf die Ergebnisse der Mädchen für primäre Abschlussquoten (OLS, Lag 10)

VARIABLEN	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6) Multivariat
Ausgangslevel	-0.611*** (0.0852)	-0.305 (0.400)	-0.736*** (0.222)	-0.511*** (0.0508)	1.153*** (0.207)	2.235*** (0.855)
Ausgaben (log)	-9.549 (5.860)					31.89*** (10.08)
A.Interaktion	0.0967 (0.0652)					-0.325*** (0.110)
Einschulungsalter		4.420 (6.522)				17.42* (9.741)
E.Interaktion		-0.0589 (0.0690)				-0.199* (0.102)
Mindestschulzeit			-0.743 (2.112)			-0.0265 (2.560)
M.Interaktion			0.00988 (0.0233)			-0.00207 (0.0273)
Ratifizierung				-13.86*** (4.962)		-18.38** (8.541)
R.Interaktion				0.132** (0.0557)		0.201** (0.0921)
Lehrer prim. (log)					33.02*** (3.246)	23.86*** (9.103)
L.Interaktion					-0.421*** (0.0513)	-0.343*** (0.106)
Landwirtschaft	-0.0508 (0.0333)	-0.0821** (0.0415)	-0.0687 (0.0425)	-0.105*** (0.0317)	-0.0718** (0.0359)	-0.0589 (0.0463)
Erwerbsquote	0.259** (0.126)	0.359** (0.149)	0.300* (0.157)	0.180* (0.0959)	0.466*** (0.115)	0.389** (0.161)
Urbanisierung	0.0398 (0.0427)	-0.0922** (0.0392)	-0.102** (0.0413)	0.0314 (0.0334)	0.0285 (0.0379)	-0.0961** (0.0415)
BIP/Kopf (log)	-0.00797 (0.947)	-0.176 (1.256)	0.405 (1.185)	-0.0565 (0.848)	0.955 (0.872)	1.652 (1.057)
Arabische Länder	3.391 (3.422)	12.46*** (4.167)	10.81** (4.306)	7.209** (2.814)	13.96*** (2.637)	7.200* (3.684)
Asien	8.656*** (1.730)	9.703*** (1.693)	8.562*** (1.773)	9.793*** (1.311)	12.60*** (1.405)	14.57*** (1.973)
Lateinamerika	3.750** (1.843)	8.953*** (1.781)	8.953*** (2.007)	6.713*** (1.374)	8.631*** (1.470)	8.759*** (1.929)
Europa	0.930 (1.710)	5.518*** (1.774)	4.266** (1.751)	3.528** (1.477)	4.780*** (1.580)	6.800** (2.620)
Konstante	46.00*** (12.08)	25.20 (41.19)	56.04*** (20.66)	39.98*** (7.862)	-111.8*** (13.79)	-194.1** (84.80)
N	387	335	335	733	585	197
Gruppen	67	60	60	79	78	47
Korrigiertes R ²	0.477	0.603	0.600	0.428	0.481	0.648

Robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Tabelle A1.2: Einfluss der Bildungspolitik auf den GPI für primäre Abschlussquoten (OLS, Lag 10); Fortsetzung auf der nächsten Seite

VARIABLEN	(1)	(2)	(3)
Ausgangslevel	-0.673*** (0.131)	-0.736** (0.368)	-0.496*** (0.178)
Ausgaben (log)	-0.149** (0.0711)		
A.Interaktion	0.152** (0.0703)		
Einschulungsalter		-0.0167 (0.0627)	
E.Interaktion		0.0232 (0.0608)	
Mindestschulzeit			0.0112 (0.0195)
M.Interaktion			-0.0122 (0.0196)
Ratifizierung			
R.Interaktion			
Lehrer prim. (log)			
L.Interaktion			
Landwirtschaft	-0.000153 (0.000220)	0.000122 (0.000172)	7.88e-05 (0.000168)
Erwerbsquote	0.000266 (0.000616)	0.000495 (0.000635)	0.000783 (0.000649)
Urbanisierung	-0.000384* (0.000202)	-0.000478*** (0.000172)	-0.000448*** (0.000171)
BIP/Kopf (log)	-0.00465 (0.00453)	0.00797* (0.00462)	0.00511 (0.00399)
Arabische Länder	0.0273 (0.0181)	0.00974 (0.0178)	0.0176 (0.0184)
Asien	0.0189** (0.00879)	-0.0109 (0.00880)	-0.00726 (0.00938)
Lateinamerika	0.0164* (0.00910)	0.0108 (0.00885)	0.00991 (0.0101)
Europa	0.00482 (0.00865)	-0.0142 (0.00920)	-0.00949 (0.00945)
Konstante	0.713*** (0.139)	0.642* (0.384)	0.458** (0.189)
N	387	335	335
Gruppen	67	60	60
Korrigiertes R ²	0.704	0.638	0.631

VARIABLEN	(4)	(5)	(6) Multivariat
Ausgangslevel	-0.425*** (0.0309)	0.412** (0.159)	1.013 (1.095)
Ausgaben (log)			0.0233 (0.127)
A.Interaktion			-0.0153 (0.126)
Einschulungsalter			0.0220 (0.125)
E.Interaktion			-0.0207 (0.123)
Mindestschulzeit			-0.0177 (0.0307)
M.Interaktion			0.0192 (0.0312)
Ratifizierung	-0.0911** (0.0426)		0.174 (0.110)
R.Interaktion	0.0792* (0.0421)		-0.162 (0.109)
Lehrer prim. (log)		0.144*** (0.0383)	0.331*** (0.112)
L.Interaktion		-0.190*** (0.0394)	-0.374*** (0.119)
Landwirtschaft	0.000212 (0.000170)	0.000172 (0.000204)	0.000185 (0.000166)
Erwerbsquote	0.000131 (0.000487)	0.000405 (0.000587)	0.000308 (0.000652)
Urbanisierung	-0.000357* (0.000184)	-0.000439** (0.000216)	-0.000102 (0.000204)
BIP/Kopf (log)	-0.00365 (0.00427)	-0.00820 (0.00566)	-0.000228 (0.00450)
Arabische Länder	0.0382** (0.0150)	0.0404** (0.0172)	-0.0109 (0.0198)
Asien	0.00864 (0.00703)	0.0136 (0.00884)	0.00120 (0.0114)
Lateinamerika	0.0124* (0.00716)	0.0193** (0.00907)	-0.00184 (0.0109)
Europa	0.00346 (0.00714)	0.0167* (0.00982)	-0.00700 (0.0116)
Konstante	0.468*** (0.0460)	-0.152 (0.145)	-0.866 (1.082)
N	733	585	197
Gruppen	79	78	47
Korrigiertes R ²	0.696	0.709	0.723

Robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Tabelle A1.3: Multivariater Einfluss der Bildungspolitik auf die Ergebnisse der Mädchen und auf den GPI für primäre Abschlussquoten und sekundäre Einschulungsquoten (Prais-Winston-Transformation), Fortsetzung auf der nächsten Seite

VARIABLEN	(1) Prim. Abschluss Mädchen	(2) Prim. Abschluss GPI	(3) Sek. Einschulung Mädchen	(4) Sek. Einschulung GPI
Ausgangslevel	1.802** (0.901)	1.174 (1.144)	0.00942 (0.442)	-0.0168 (0.721)
Ausgaben (log)	19.81** (9.869)	0.0462 (0.123)	-4.764 (4.807)	0.0134 (0.101)
A.Interaktion	-0.205* (0.105)	-0.0404 (0.122)	0.108* (0.0634)	-0.00652 (0.107)
Einschulungsalter	8.125 (10.50)	0.0243 (0.125)	-0.318 (2.359)	-0.0569 (0.0559)
E.Interaktion	-0.0970 (0.110)	-0.0226 (0.123)	0.00270 (0.0301)	0.0568 (0.0543)
Mindestschulzeit	-1.247 (2.469)	-0.0115 (0.0309)	-0.105 (1.628)	0.0278 (0.0207)
M.Interaktion	0.0108 (0.0252)	0.0127 (0.0315)	0.00408 (0.0189)	-0.0270 (0.0202)
Ratifizierung	-4.618 (9.657)	0.181 (0.114)	-3.471 (8.071)	-0.211* (0.122)
R.Interaktion	0.0416 (0.109)	-0.169 (0.114)	0.0796 (0.110)	0.189 (0.121)
Lehrer prim./sek. (log)	31.70*** (8.244)	0.352*** (0.123)	16.94*** (6.234)	0.222* (0.134)
L.Interaktion	-0.439*** (0.105)	-0.392*** (0.132)	-0.205* (0.106)	-0.203 (0.145)
Landwirtschaft	-0.0570 (0.0603)	0.000144 (0.000200)	-0.0866 (0.0537)	-0.000471 (0.000513)
Erwerbsquote	0.619*** (0.199)	0.000496 (0.000755)	0.0134 (0.200)	-0.00333*** (0.000947)
Urbanisierung	-0.113 (0.0708)	-0.000138 (0.000240)	0.118** (0.0567)	0.000468 (0.000334)
BIP/Kopf (log)	2.063 (1.744)	-0.00170 (0.00539)	4.367*** (1.450)	0.00804 (0.00921)
Arabische Länder	14.16*** (5.029)	-0.00539 (0.0232)	-11.07** (5.453)	-0.0708** (0.0282)
Asien	13.91*** (3.134)	0.000823 (0.0136)	6.068 (3.757)	0.00198 (0.0187)
Lateinamerika	11.02*** (3.480)	-0.000431 (0.0128)	-2.296 (2.831)	-0.0228 (0.0171)
Europa	7.805* (4.236)	-0.00968 (0.0142)	0.492 (3.165)	-0.0196 (0.0186)
Konstante	-161.5* (86.60)	-1.033 (1.133)	-47.99 (29.37)	0.0253 (0.742)
N	197	197	335	335
Gruppen	47	47	53	53

Korrigiertes R ²	0.550	0.680	0.373	0.427
DW original	0.223	0.651	0.205	0.459
DW transformiert	1.381	0.732	1.056	1.056
Twostep	NEIN	NEIN	NEIN	NEIN
Lag	5	5	10	10

Semirobuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Table A1.4: Einfluss der Bildungspolitik auf die Ergebnisse der Mädchen für sekundäre Einschulungsquoten (OLS, Lag 5)

VARIABLEN	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6) Multivariat
Ausgangslevel	-0.111*** (0.0427)	0.0194 (0.146)	-0.303*** (0.0761)	-0.152*** (0.0232)	0.629*** (0.130)	0.916** (0.366)
Ausgaben (log)	7.694*** (1.765)					4.748 (3.883)
A.Interaktion	-0.0703** (0.0274)					-0.000124 (0.0496)
Einschulungs.		2.659 (1.938)				6.146** (2.717)
E.Interaktion		-0.0400 (0.0246)				-0.0970*** (0.0355)
Mindestschulzeit			-0.449 (0.580)			0.511 (1.079)
M.Interaktion			0.00934 (0.00791)			-0.000439 (0.0145)
Ratifizierung				2.840* (1.690)		-4.893 (5.266)
R.Interaktion				-0.0381 (0.0259)		0.0987 (0.0705)
Lehrer sek. (log)					9.255*** (1.399)	12.35*** (3.203)
L.Interaktion					-0.216*** (0.0324)	-0.192*** (0.0568)
Landwirtschaft	-0.0189 (0.0232)	0.00862 (0.0241)	0.00556 (0.0242)	-0.0183 (0.0194)	-0.0491** (0.0244)	-0.0350 (0.0368)
Erwerbsquote	0.0352 (0.0535)	0.0413 (0.0601)	0.0204 (0.0627)	0.0204 (0.0422)	0.0815 (0.0599)	0.0485 (0.0937)
Urbanisierung	0.0483* (0.0272)	0.0673*** (0.0245)	0.0542** (0.0243)	0.0530** (0.0217)	0.0290 (0.0256)	0.0670** (0.0331)
BIP/Kopf (log)	2.419*** (0.644)	2.955*** (0.677)	3.247*** (0.655)	2.624*** (0.540)	2.586*** (0.547)	2.344*** (0.763)
Arab. Länder	-2.646 (1.718)	-5.185*** (1.891)	-5.392*** (1.888)	-3.105** (1.330)	-2.373 (1.767)	-12.37*** (2.915)
Asien	3.793*** (1.251)	1.486 (1.167)	1.245 (1.160)	1.380 (0.902)	1.896* (1.036)	3.729** (1.682)
Lateinamerika	-0.0613 (1.022)	-1.888* (1.112)	-1.740* (1.048)	-1.795** (0.881)	0.0368 (0.956)	-2.526* (1.375)
Europa	-2.194** (1.073)	-2.793*** (1.010)	-3.336*** (1.001)	-4.468*** (0.876)	0.140 (1.121)	2.074 (1.504)
Konstante	-12.75** (6.324)	-22.23* (13.19)	-3.026 (8.478)	-6.831 (4.774)	-38.74*** (7.524)	-83.56*** (24.94)
N	637	699	699	1,136	728	335
Gruppen	73	76	76	87	75	53
Korrigiertes R ²	0.2162	0.227	0.226	0.200	0.248	0.418

Robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Tabelle A1.5: Einfluss der Bildungspolitik auf den GPI für sekundäre Einschulungsquoten (OLS, Lag 5), Fortsetzung auf der nächsten Seite

VARIABLEN	(1)	(2)	(3)
Ausgangslevel	-0.301*** (0.0580)	-0.436** (0.174)	-0.204** (0.0848)
Ausgaben (log)	-0.0298 (0.0384)		
A.Interaktion	0.0392 (0.0387)		
Einschulungsalter		-0.0168 (0.0304)	
E.Interaktion		0.0210 (0.0289)	
Mindestschulzeit			0.00969 (0.00933)
M.Interaktion			-0.0142 (0.00912)
Ratifizierung			
R.Interaktion			
Lehrer sek. (log)			
L.Interaktion			
Landwirtschaft	0.000128 (0.000202)	-7.65e-05 (0.000210)	-0.000152 (0.000206)
Erwerbsquote	-0.000626 (0.000423)	-0.00130*** (0.000451)	-0.00101** (0.000421)
Urbanisierung	0.000314 (0.000210)	0.000210 (0.000175)	0.000337* (0.000176)
BIP/Kopf (log)	-0.00107 (0.00371)	0.00281 (0.00337)	0.00238 (0.00305)
Arabische Länder	-0.0179 (0.0131)	-0.0355*** (0.0131)	-0.0285** (0.0124)
Asien	-0.00557 (0.00836)	-0.00600 (0.00790)	-0.00138 (0.00749)
Lateinamerika	-0.0191*** (0.00701)	-0.00845 (0.00622)	-0.00414 (0.00571)
Europa	-0.0230*** (0.00635)	-0.0203*** (0.00664)	-0.0153*** (0.00564)
Konstante	0.322*** (0.0749)	0.449** (0.189)	0.265*** (0.102)
N	637	699	699
Gruppen	73	76	76
Korrigiertes R ²	0.394	0.374	0.395

VARIABLEN	(4)	(5)	(6) Multivariat
Ausgangslevel	-0.201*** (0.0200)	-0.160 (0.247)	0.772 (0.599)
Ausgaben (log)			-0.0276 (0.0789)
A.Interaktion			0.0289 (0.0791)
Einschulungsalter			0.00380 (0.0529)
E.Interaktion			-0.00797 (0.0514)
Mindestschulzeit			0.0384* (0.0207)
M.Interaktion			-0.0380* (0.0204)
Ratifizierung	0.0733*** (0.0264)		-0.172* (0.101)
R.Interaktion	-0.0888*** (0.0263)		0.157 (0.0983)
Lehrer (log)		0.00546 (0.0619)	0.256*** (0.0921)
L.Interaktion		-0.0169 (0.0647)	-0.243*** (0.0904)
Landwirtschaft	-0.000209 (0.000152)	-8.78e-05 (0.000210)	4.91e-06 (0.000459)
Erwerbsquote	-0.000616* (0.000315)	-0.00113** (0.000543)	-0.00194*** (0.000585)
Urbanisierung	0.000260 (0.000158)	0.000234 (0.000217)	0.000541** (0.000222)
BIP/Kopf (log)	-0.00710** (0.00305)	-0.00727** (0.00351)	-0.00130 (0.00438)
Arabische Länder	-0.00212 (0.0111)	-0.0227 (0.0184)	-0.0539*** (0.0200)
Asien	0.00822 (0.00697)	0.00409 (0.00977)	-0.00469 (0.0166)
Lateinamerika	-0.00422 (0.00638)	-0.0144* (0.00807)	-0.0202** (0.00872)
Europa	-0.00149 (0.00620)	-0.0131* (0.00782)	-0.0152 (0.0128)
Konstante	0.294*** (0.0341)	0.316 (0.241)	-0.712 (0.636)
N	1,136	728	335
Gruppen	87	75	53
Korrigiertes R ²	0.388	0.392	0.443

Robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Table A2.1: Einfluss von Bildungsergebnissen der Mädchen und des GPIs in den Bildungsergebnissen auf Erwachsenengeburtensraten und weiblich besetzte Parlamentsmandate (OLS, Lag 5 für Spalten 1-2 und Lag 15 für Spalten 3-4)

VARIABLEN	(1) Geburten Mädchen	(2) Geburten GPI	(3) Mandate Mädchen	(4) Mandate GPI
Ausgangslevel	-0.0652*** (0.0192)	0.0137 (0.0542)	-1.455*** (0.356)	-2.298*** (0.604)
Prim. Abs. Mädchen	0.515* (0.275)		-0.0426 (0.0446)	
M.Interaktion Geburten	-0.000500* (0.000288)			
M.Interaktion Mandate			0.0155*** (0.00431)	
Prim. Abs. GPI		75.38 (51.69)		3.682 (4.979)
G.Interaktion Geburten		-0.0903 (0.0562)		
G.Interaktion Mandate				2.243*** (0.597)
Polity2			-0.190 (0.133)	-0.254* (0.145)
Geburtenrate jung			0.00692 (0.0444)	-0.00718 (0.0451)
Jugendabhängigkeit			0.0246 (0.0880)	0.0209 (0.0897)
Sex Ratio	-37.48*** (10.28)	-44.47*** (10.07)	-147.1*** (31.70)	-125.5*** (29.00)
Urbanisierung	-0.0132 (0.0121)	-0.00962 (0.0114)	-0.0257 (0.0457)	-0.0434 (0.0415)
BIP/Kopf (log)	0.616* (0.331)	0.787** (0.331)	-3.742** (1.454)	-3.763*** (1.437)
Erwerbsquote	-0.133*** (0.0326)	-0.124*** (0.0335)	-0.249** (0.112)	-0.279** (0.109)
Arabische Länder	0.0695 (0.926)	-1.837* (0.987)	1.012 (3.487)	1.315 (3.480)
Asien	1.237 (0.809)	0.132 (0.764)	-1.228 (2.005)	-0.670 (1.896)
Lateinamerika	-1.055 (0.647)	-0.557 (0.595)	7.866*** (1.990)	8.549*** (1.964)
Europa	1.489* (0.822)	0.402 (0.792)	9.305*** (2.960)	10.33*** (2.772)
Konstante	102.1*** (20.97)	47.13 (51.69)	209.1*** (39.55)	181.9*** (38.53)
N	789	788	214	214
Gruppen	88	88	63	63
Korrigiertes R ²	0.325	0.327	0.209	0.231

Robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Tabelle A2.2: Einfluss von Bildungsergebnissen der Mädchen und des GPIs in den Bildungsergebnissen auf Erwachsenengeburtensraten und weiblich besetzte Parlamentsmandate (Prais-Winston-Transformation), Fortsetzung auf der nächsten Seite

VARIABLEN	Geburten Mädchen	Geburten GPI	Mandate Mädchen	Mandate GPI
Ausgangslevel	-0.0611*** (0.0210)	-0.0385 (0.0410)	-0.997*** (0.158)	-1.371*** (0.412)
Prim. Abs. Mädchen	0.967*** (0.291)		-0.0127 (0.0271)	
M.Interaktion Geburten	-0.000999*** (0.000304)			
M.Interaktion Mandate			0.00182 (0.00198)	
Prim. Abs. GPI		69.79* (38.52)		0.480 (4.784)
G.Interaktion Geburten		-0.0764* (0.0413)		
G.Interaktion Mandate				0.542 (0.441)
Polity2			-0.0392 (0.172)	-0.0437 (0.171)
Geburtenrate jung			0.0139 (0.0572)	0.0126 (0.0555)
Jugendabhängigkeit			-0.194 (0.138)	-0.179 (0.138)
Sex Ratio	-24.57 (18.20)	-28.14 (18.01)	-79.25** (37.38)	-72.19* (38.06)
Urbanisierung	-0.0164 (0.0259)	-0.0102 (0.0254)	0.0355 (0.0717)	0.0302 (0.0707)
BIP/Kopf (log)	1.216** (0.589)	1.347** (0.663)	-2.294 (2.292)	-2.327 (2.220)
Erwerbsquote	-0.123** (0.0522)	-0.121** (0.0538)	0.0786 (0.166)	0.0660 (0.166)
Arabische Länder	3.706** (1.578)	2.719 (1.673)	0.256 (5.892)	0.310 (5.914)
Asien	4.674*** (1.529)	4.055*** (1.520)	-3.760 (4.165)	-3.587 (4.085)
Lateinamerika	-1.634 (1.257)	-0.993 (1.270)	7.188** (3.402)	7.193** (3.383)
Europa	5.351*** (1.647)	4.573*** (1.657)	-0.160 (5.436)	0.109 (5.420)
Konstante	79.60*** (25.87)	65.08 (42.54)	124.6** (49.15)	115.9** (49.92)
N	789	788	214	214
Gruppen	88	88	63	63
Korrigiertes R ²	0.432	0.413	0.572	0.582
DW original	0.026	0.030	0.098	0.090
DW transformiert	1.659	1.499	1.173	1.192
Twostep	NEIN	NEIN	NEIN	NEIN

Lag	5	5	15	15
-----	---	---	----	----

Semirobuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Tabelle A2.3: Einfluss der primären Abschlussquoten und sekundären Einschulungsquoten von Mädchen auf die Erwachsenen Geburten, Fortsetzung auf der nächsten Seite

VARIABLEN	(1)	(2)	(3)	(4)
Ausgangslevel	-0.106*** (0.0397)	-0.139*** (0.0340)	-0.187*** (0.0581)	-0.428*** (0.0422)
Prim. Abs. Mädchen	1.317** (0.512)	1.687*** (0.397)	2.009*** (0.762)	1.460*** (0.436)
P.Interaktion	-0.00136** (0.000543)	-0.00177*** (0.000417)	-0.00210*** (0.000812)	-0.00154*** (0.000454)
Sek. Eins. Mädchen				
S.Interaktion				
Sex Ratio	-68.34*** (19.85)	-35.53 (30.29)	-90.99*** (30.27)	71.07 (53.53)
Urbanisierung	-0.0182 (0.0200)	-0.0446 (0.0383)	-0.0129 (0.0372)	0.0540 (0.0576)
BIP/Kopf (log)	1.563** (0.692)	2.303** (1.074)	3.770*** (1.293)	2.642* (1.467)
Erwerbsquote	-0.241*** (0.0747)	-0.0778 (0.0939)	-0.376*** (0.123)	0.121 (0.103)
Arabische Länder	1.675 (2.064)	13.83*** (3.239)	8.915** (3.523)	35.55*** (4.984)
Asien	4.601*** (1.636)	11.92*** (2.827)	14.25*** (2.400)	31.93*** (4.175)
Lateinamerika	-0.677 (1.199)	0.568 (2.084)	1.636 (2.098)	9.043*** (3.358)
Europa	4.270*** (1.648)	13.12*** (2.992)	13.17*** (2.639)	30.73*** (4.363)
Konstante	172.3*** (41.77)	154.3*** (43.39)	258.8*** (60.59)	285.8*** (65.99)
N	695	695	556	556
Gruppen	84	84	80	80
Korrigiertes R ²	0.366	0.552	0.393	0.668
OLS	JA	NEIN	JA	NEIN
Prais	NEIN	JA	NEIN	JA
Twostep	NEIN	JA	NEIN	JA
DW original	-	0.013	-	0.005
DW transformiert	-	1.853	-	1.443
Lag	10	10	15	15

VARIABLEN	(5)	(6)
Ausgangslevel	-0.136*** (0.0199)	-0.142*** (0.0232)
Prim. Abs. Mädchen		
P.Interaktion		
Sek. Eins. Mädchen	1.495*** (0.315)	2.824*** (0.406)
S.Interaktion	-0.00156*** (0.000333)	-0.00296*** (0.000427)
Sex Ratio	-3.629 (15.31)	-5.842 (19.88)
Urbanisierung	-0.103*** (0.0230)	-0.107** (0.0482)
BIP/Kopf (log)	1.849*** (0.617)	2.220** (1.008)
Erwerbsquote	-0.206*** (0.0566)	-0.102 (0.0785)
Arabische Länder	3.936** (1.931)	13.57*** (3.020)
Asien	3.539** (1.427)	10.97*** (2.595)
Lateinamerika	-0.0444 (1.156)	-0.125 (2.301)
Europa	4.750*** (1.394)	13.05*** (2.642)
Konstante	136.3*** (23.14)	132.2*** (27.73)
N	841	841
Gruppen	92	92
Korrigiertes R ²	0.368	0.599
OLS	JA	NEIN
Prais	NEIN	JA
Twostep	NEIN	JA
DW original	-	0.012
DW transformiert	-	1.387
Lag	10	10

Robuste (Spalte 1,3,5) und semirobuste (Spalte 2,4,6) Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Tabelle A2.4: Einfluss der sekundären und tertiären Einschulungsquoten von Mädchen auf den Anteil weiblich besetzter Parlamentsmandate

VARIABLEN	(1)	(2)	(3)	(4)
Ausgangslevel	-0.180 (0.202)	-0.932*** (0.144)	-0.312*** (0.0694)	-0.907*** (0.0843)
Sek. Eins. Mädchen	-0.00807 (0.0400)	-0.00333 (0.0446)		
S.Interaktion	0.00283 (0.00298)	0.000543 (0.00184)		
Tert. Eins. Mädchen			-0.0490 (0.0336)	0.0456 (0.0519)
T.Interaktion			0.00252 (0.00186)	-0.000400 (0.00153)
Polity2	-0.195 (0.126)	-0.207 (0.146)	-0.202*** (0.0755)	0.205 (0.171)
Geburtenrate jung	0.0363 (0.0393)	0.0133 (0.0617)	-0.0234 (0.0226)	-0.0921 (0.100)
Jugendabhängigkeit	0.0320 (0.0732)	-0.119 (0.124)	0.0369 (0.0417)	-0.109 (0.168)
Sex Ratio	-130.8*** (35.38)	-82.92* (46.25)	-79.63*** (16.95)	-133.2** (61.41)
Urbanisierung	0.0201 (0.0485)	0.0115 (0.0706)	-0.0427 (0.0320)	-0.0189 (0.137)
BIP/Kopf (log)	-3.838*** (1.177)	-1.842 (1.761)	-2.062*** (0.716)	3.128 (3.286)
Erwerbsquote	-0.199* (0.105)	0.0552 (0.127)	-0.104* (0.0564)	0.395* (0.235)
Arabische Länder	1.284 (3.179)	-1.705 (5.241)	0.142 (1.949)	3.322 (9.000)
Asien	-1.968 (1.921)	-4.262 (3.999)	-0.535 (1.471)	-1.169 (6.662)
Lateinamerika	7.057*** (2.175)	7.445* (3.863)	5.635*** (1.398)	-1.282 (4.688)
Europa	7.495** (3.065)	-2.702 (5.181)	5.892*** (1.879)	-7.570 (7.413)
Konstante	183.3*** (40.96)	125.1** (53.91)	117.1*** (21.59)	127.9* (76.52)
N	253	253	454	454
Gruppen	69	69	73	73
Korrigiertes R ²	0.214	0.515	0.173	0.621
OLS	JA	NEIN	JA	NEIN
Prais	NEIN	JA	NEIN	JA
Twostep	NEIN	NEIN	NEIN	NEIN
DW original	-	0.117	-	0.168
DW transformiert	-	1.431	-	1.878
Lag	15	15	10	10

Robuste (Spalte 1,3) und semirobuste (Spalte 2,4) Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Tabelle A2.5: Einfluss des GPIs der primären Abschlussquoten und sekundären Einschulungsquoten auf die Erwachsenenengeburt, Fortsetzung auf der nächsten Seite

VARIABLEN	(1)	(2)	(3)	(4)
Ausgangslevel	0.104 (0.103)	-0.0841 (0.0786)	0.104 (0.124)	-0.255*** (0.0706)
Prim. Abs. GPI	236.4** (101.6)	130.6* (77.30)	365.1*** (115.7)	152.5** (60.26)
P.Interaktion	-0.276** (0.110)	-0.147* (0.0832)	-0.415*** (0.127)	-0.169** (0.0654)
Sek. Eins. GPI				
S.Interaktion				
Sex Ratio	-86.46*** (19.50)	-53.52* (30.96)	-111.7*** (29.17)	26.48 (50.94)
Urbanisierung	-0.0112 (0.0193)	-0.0483 (0.0376)	-0.00686 (0.0366)	-0.0297 (0.0547)
BIP/Kopf (log)	1.979*** (0.684)	2.858** (1.167)	4.501*** (1.278)	3.924** (1.638)
Erwerbsquote	-0.220*** (0.0719)	-0.0658 (0.0995)	-0.334*** (0.115)	-0.0109 (0.125)
Arabische Länder	-2.595 (2.157)	11.03*** (3.384)	3.992 (3.653)	25.79*** (5.159)
Asien	1.635 (1.574)	9.385*** (2.751)	10.61*** (2.449)	21.40*** (3.961)
Lateinamerika	-0.600 (1.171)	0.777 (2.121)	1.259 (1.981)	5.618* (3.090)
Europa	1.616 (1.604)	10.27*** (3.066)	10.20*** (2.657)	22.09*** (4.244)
Konstante	16.74 (97.75)	127.2 (80.37)	28.30 (114.6)	184.0** (78.50)
N	695	695	556	556
Gruppen	84	84	80	80
Korrigiertes R ²	0.390	0.541	0.406	0.640
OLS	JA	NEIN	JA	NEIN
Prais	NEIN	JA	NEIN	JA
Twostep	NEIN	JA	NEIN	JA
DW original	-	0.018	-	0.008
DW transformiert	-	1.549	-	1.504
Lag	10	10	15	15

VARIABLEN	(5)	(6)
Ausgangslevel	-0.0239 (0.0440)	-0.146*** (0.0354)
Prim. Abs. GPI		
P.Interaktion		
Sek. Eins. GPI	153.8*** (45.00)	135.5*** (36.32)
S.Interaktion	-0.172*** (0.0489)	-0.144*** (0.0387)
Sex Ratio	-23.42 (15.15)	-5.485 (20.25)
Urbanisierung	-0.0891*** (0.0219)	-0.0654 (0.0438)
BIP/Kopf (log)	2.217*** (0.609)	1.984** (0.986)
Erwerbsquote	-0.221*** (0.0576)	-0.0511 (0.0775)
Arabische Länder	1.798 (2.039)	16.42*** (3.234)
Asien	3.043** (1.429)	13.51*** (2.724)
Lateinamerika	1.077 (1.097)	3.188 (2.320)
Europa	3.940*** (1.419)	14.79*** (2.759)
Konstante	58.05 (42.18)	131.7*** (37.49)
N	841	841
Gruppen	92	92
Korrigiertes R ²	0.365	0.567
OLS	JA	NEIN
Prais	NEIN	JA
Twostep	NEIN	NEIN
DW original	-	0.014
DW transformiert	-	1.963
Lag	10	10

Robuste (Spalte 1,3,5) und semirobuste (Spalte 2,4,6) Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Tabelle A2.6: Einfluss des GPIs der sekundären und tertiären Einschulungsquoten auf den Anteil weiblich besetzter Parlamentsmandate

VARIABLEN	(1)	(2)	(3)	(4)
Ausgangslevel	-0.338 (0.424)	-1.161*** (0.272)	-0.175 (0.140)	-1.018*** (0.0930)
Sek. Eins. GPI	0.707 (4.103)	-3.838 (6.279)		
S.Interaktion	0.348 (0.411)	0.268 (0.282)		
Tert. Eins. GPI			2.835 (1.755)	-1.644 (1.580)
T.Interaktion			-0.0700 (0.118)	0.0939 (0.0735)
Polity2	-0.218* (0.132)	-0.206 (0.137)	-0.238*** (0.0754)	0.183 (0.170)
Geburtenrate jung	0.0338 (0.0377)	0.00645 (0.0619)	-0.0136 (0.0228)	-0.0649 (0.0824)
Jugendabhängigkeit	0.0338 (0.0737)	-0.124 (0.122)	0.0394 (0.0416)	-0.103 (0.151)
Sex Ratio	-128.5*** (34.65)	-85.63* (47.14)	-76.24*** (16.14)	-119.9** (51.83)
Urbanisierung	0.0148 (0.0481)	0.0162 (0.0719)	-0.0555* (0.0299)	-0.0289 (0.111)
BIP/Kopf	-3.789*** (1.226)	-1.913 (1.791)	-2.129*** (0.715)	2.919 (2.917)
Erwerbsquote	-0.202* (0.105)	0.0565 (0.126)	-0.130** (0.0606)	0.387* (0.204)
Arabische Länder	1.324 (3.155)	-2.133 (5.435)	-0.310 (1.979)	4.993 (7.626)
Asien	-1.999 (1.862)	-4.402 (4.072)	-1.149 (1.403)	0.434 (5.679)
Lateinamerika	6.998*** (2.159)	7.454* (3.862)	4.936*** (1.397)	0.649 (4.033)
Europa	7.884*** (2.973)	-2.849 (5.152)	5.000*** (1.642)	-4.004 (6.461)
Konstante	179.8*** (41.26)	132.5** (57.31)	111.8*** (20.83)	115.6* (64.57)
N	253	253	454	454
Gruppen	69	69	73	73
Korrigiertes R ²	0.216	0.520	0.176	0.615
OLS	JA	NEIN	JA	NEIN
Prais	NEIN	JA	NEIN	JA
Twostep	JA	JA	NEIN	NEIN
DW original	-	0.115	-	0.162
DW transformiert	-	1.416	-	1.827
Lag	15	15	10	10

Robuste (Spalte 1,3) und semirobuste (Spalte 2,4) Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Table A3.1: Der Einfluss von Bildungspolitik auf die Erwachsenenengeburt (OLS, Lag 10),

Fortsetzung auf der nächsten Seite

VARIABLEN	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Ausgangslevel	-0.253*** (0.0274)	-0.0227 (0.0798)	-0.153*** (0.0242)	-0.196*** (0.0212)	0.142 (0.107)
Ausgaben (log)	-26.90 (21.17)				
A.Interaktion	0.0306 (0.0223)				
Einschulungsalter		15.20 (11.99)			
E.Interaktion		-0.0157 (0.0128)			
Mindestschulzeit			-4.267 (3.337)		
M.Interaktion			0.00461 (0.00352)		
Ratifizierung				-15.12 (18.38)	
R.Interaktion				0.0152 (0.0198)	
Lehrer prim. (log)					77.88*** (25.99)
L.Interaktion					-0.0853*** (0.0280)
Sex Ratio	-8.764 (24.17)	-71.88*** (15.10)	-72.56*** (14.84)	-31.61* (17.03)	-63.34*** (15.60)
Urbanisierung	-0.0658*** (0.0229)	-0.0295 (0.0218)	-0.0331 (0.0205)	-0.0769*** (0.0205)	-0.0165 (0.0222)
BIP/Kopf (log)	1.745** (0.733)	-1.352*** (0.469)	-1.394*** (0.467)	2.116*** (0.675)	1.803*** (0.689)
Erwerbsquote	-0.248*** (0.0629)	0.0297 (0.0569)	0.0247 (0.0510)	-0.222*** (0.0472)	-0.227*** (0.0613)
Arabische Länder	5.961** (2.456)	0.985 (2.121)	0.536 (2.025)	3.222* (1.777)	-0.643 (2.067)
Asien	3.301* (1.932)	-1.313 (1.264)	-1.875 (1.212)	5.234*** (1.539)	4.847*** (1.607)
Lateinamerika	2.228* (1.319)	4.114*** (0.994)	3.619*** (1.028)	2.978*** (1.001)	0.120 (1.185)
Europa	4.044** (1.995)	0.698 (1.276)	0.282 (1.236)	6.086*** (1.497)	5.846*** (1.676)
Konstante	249.6*** (30.19)	114.0 (76.39)	239.7*** (27.03)	218.4*** (19.34)	-55.15 (99.33)
N	613	768	768	1,368	804
Gruppen	83	83	83	94	88
Korrigiertes R ²	0.440	0.475	0.474	0.322	0.387

VARIABLEN	(6)
Ausgangslevel	0.243 (0.178)
Ausgaben (log)	-61.28** (25.59)
A.Interaktion	0.0614** (0.0269)
Einschulungsalter	-2.887 (26.20)
E.Interaktion	0.00287 (0.0280)
Mindestschulzeit	1.261 (6.928)
M.Interaktion	-0.00157 (0.00734)
Ratifizierung	-84.76** (33.26)
R.Interaktion	0.0875** (0.0358)
Lehrer prim. (log)	109.7*** (22.54)
L.Interaktion	-0.113*** (0.0246)
Sex Ratio	-100.3*** (28.93)
Urbanisierung	0.0294 (0.0250)
BIP/Kopf (log)	-1.490** (0.736)
Erwerbsquote	0.00231 (0.0741)
Arabische Länder	-6.580*** (2.231)
Asien	-8.687*** (2.150)
Lateinamerika	-1.097 (1.348)
Europa	-4.369* (2.260)
Konstante	-105.6 (164.0)
N	330
Gruppen	61
Korrigiertes R ²	0.617

Robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Tabelle A3.2: Der Einfluss der Bildungspolitik auf den Anteil der weiblich besetzten Parlamentsmandate (OLS, Lag 15), Fortsetzung auf der nächsten Seite

VARIABLEN	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ausgangslevel	-0.181 (0.268)	0.376 (0.809)	-0.430 (0.342)	-0.208** (0.0832)	-1.075 (1.126)	0.184 (3.409)
Ausgaben (log)	-1.974 (2.237)					-2.919 (6.148)
A.Interaktion	0.183 (0.169)					0.180 (0.287)
Einschulungsalter		1.212 (1.757)				-1.083 (3.151)
E.Interaktion		-0.0703 (0.126)				0.113 (0.196)
Mindestschulzeit			-0.801 (0.639)			-1.479 (1.269)
M.Interaktion			0.0427 (0.0409)			0.0836 (0.101)
Ratifizierung				-3.624** (1.475)		-0.253 (5.528)
R.Interaktion				0.381*** (0.125)		0.0841 (0.444)
Lehrer prim. (log)					-0.320 (2.922)	9.298 (9.405)
L.Interaktion					0.236 (0.268)	-0.440 (0.879)
Polity2	-0.0514 (0.135)	-0.0644 (0.114)	-0.0698 (0.117)	-0.132 (0.0900)	-0.229* (0.119)	-0.253 (0.236)
Geburtenrate jung	-0.0693* (0.0370)	-0.0266 (0.0325)	-0.0392 (0.0351)	0.0170 (0.0246)	-0.0326 (0.0402)	-0.164** (0.0644)
Jugendabhängigkeit	0.177** (0.0793)	0.136* (0.0729)	0.167** (0.0761)	-0.00245 (0.0524)	0.0794 (0.0816)	0.433*** (0.137)
Sex Ratio	-34.89 (23.35)	-41.64** (20.54)	-39.42** (19.89)	-71.09*** (17.70)	-115.5*** (26.75)	-29.46 (45.52)
Urbanisierung	-0.0199 (0.0477)	0.0389 (0.0404)	0.0543 (0.0372)	0.0427 (0.0304)	-0.0544 (0.0445)	-0.0617 (0.0832)
BIP/Kopf (log)	-3.670*** (1.271)	-2.504** (1.203)	-2.730** (1.144)	-4.100*** (0.865)	-2.680** (1.252)	-2.798 (1.784)
Erwerbsquote	0.0685 (0.0994)	-0.144 (0.119)	-0.117 (0.114)	-0.125* (0.0715)	-0.222** (0.107)	-0.405 (0.311)
Arabische Länder	3.630 (3.378)	-1.009 (3.544)	-0.928 (3.303)	3.433 (2.185)	-0.477 (3.187)	-13.68 (9.688)
Asien	-2.310 (2.067)	-2.058 (2.197)	-0.992 (1.964)	-1.608 (1.527)	-2.890 (1.807)	-3.893 (4.180)
Lateinamerika	9.586*** (2.284)	5.435** (2.142)	6.424*** (2.065)	5.472*** (1.563)	9.789*** (2.099)	11.65** (4.596)
Europa	2.541 (2.607)	3.680 (2.359)	4.750** (2.202)	5.927*** (2.209)	6.868*** (2.632)	3.895 (5.157)
Konstante	72.37** (28.40)	66.38** (29.37)	76.89*** (24.89)	121.6*** (21.87)	166.0*** (34.74)	59.29 (65.53)

N	202	264	264	388	250	119
Gruppen	62	63	63	76	68	43
Korrigiertes R ²	0.243	0.133	0.137	0.205	0.216	0.302

Robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Tabelle A3.3: Multivariater Einfluss der Bildungspolitik auf die Erwachsenen geburtenrate (Prais-Winston-Transformation, Lag 10)

VARIABLEN	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ausgangslevel	-0.269*** (0.0294)	-0.335*** (0.0468)	-0.361*** (0.0562)	-0.266*** (0.0325)	0.219* (0.126)	0.616*** (0.215)
Ausgaben (log)	17.20 (14.20)					-23.32 (22.47)
Interaktion	-0.0173 (0.0153)					0.0238 (0.0239)
Einschulungsalter		4.592 (5.360)				36.68 (25.93)
Interaktion		-0.00501 (0.00581)				-0.0393 (0.0278)
Mindestschulzeit			6.092* (3.623)			9.597 (5.878)
Interaktion			-0.00635* (0.00377)			-0.0101 (0.00615)
Ratifizierung				46.62 (28.85)		-106.4*** (38.95)
Interaktion				-0.0493 (0.0314)		0.113*** (0.0419)
Lehrer prim. (log)					114.7*** (30.79)	134.8*** (36.39)
Interaktion					-0.125*** (0.0335)	-0.142*** (0.0401)
Sex Ratio	65.31** (27.76)	-39.58 (37.74)	-39.34 (38.12)	11.28 (33.54)	-39.85* (21.03)	-4.039 (40.46)
Urbanisierung	-0.129*** (0.0399)	0.0318 (0.0561)	0.0627 (0.0593)	-0.0753 (0.0463)	-0.00976 (0.0483)	0.0118 (0.0431)
BIP/Kopf (log)	3.556*** (1.274)	-0.170 (0.857)	-0.00691 (0.733)	4.377*** (1.156)	2.016* (1.164)	0.0678 (1.313)
Erwerbsquote	-0.157** (0.0757)	0.0985 (0.107)	0.105 (0.0994)	-0.160** (0.0739)	-0.154* (0.0912)	0.135 (0.122)
Arabische Länder	14.47*** (3.382)	20.70*** (5.443)	23.55*** (5.772)	14.91*** (3.440)	9.694*** (3.397)	0.185 (3.435)
Asien	7.790*** (2.666)	19.09*** (4.631)	22.88*** (5.075)	14.80*** (2.909)	13.15*** (2.617)	-2.758 (2.661)
Lateinamerika	0.744 (2.386)	10.82*** (3.909)	11.66*** (4.315)	1.904 (2.208)	1.321 (2.328)	-0.880 (1.974)
Europa	8.849*** (3.025)	21.32*** (4.441)	24.69*** (4.848)	13.84*** (3.146)	15.61*** (3.027)	-0.330 (3.309)
Konstante	170.1*** (29.77)	347.7*** (56.36)	364.5*** (61.02)	210.8*** (36.19)	-159.9 (114.8)	-576.4*** (202.3)
N	613	768	768	1,368	804	330
Gruppen	83	83	83	94	88	61
Korrigiertes R ²	0.629	0.476	0.479	0.497	0.597	0.647
DW original	0.015	0.033	0.033	0.013	0.014	0.063
DW transformiert	1.299	1.174	1.777	0.272	1.971	2.032
Twostep	NEIN	NEIN	NEIN	NEIN	JA	JA

Semirobuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Tabelle A3.4: Einfluss der Bildungspolitik auf den Anteil weiblich besetzter Parlamentsmandate (Prais-Winston-Transformation, Lag 15), Fortsetzung nächste Seite

VARIABLEN	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ausgangslevel	-1.106*** (0.400)	-0.464* (0.239)	-1.315** (0.605)	-0.649*** (0.170)	-0.749 (0.844)	2.395 (2.549)
Ausgaben (log)	-0.436 (2.514)					1.910 (5.037)
Interaktion	0.150 (0.226)					-0.0122 (0.309)
Einschulungsalter		1.115** (0.545)				-1.851 (1.881)
Interaktion		-0.0859* (0.0449)				0.0861 (0.108)
Mindestschulzeit			-0.412 (0.499)			0.196 (0.781)
Interaktion			0.0364 (0.0595)			-0.0674 (0.0936)
Ratifizierung				-1.125 (2.537)		5.411 (5.862)
Interaktion				0.0435 (0.192)		0.0182 (0.431)
Lehrer prim (log)					2.876 (3.179)	13.83 (8.956)
Interaktion					-0.00747 (0.198)	-0.627 (0.592)
Polity2	0.371 (0.308)	-0.124 (0.110)	-0.123 (0.111)	-0.0661 (0.175)	-0.236 (0.156)	-0.462 (0.302)
Geburten jung	0.0608 (0.0672)	-0.0607 (0.0522)	-0.0598 (0.0522)	0.0350 (0.0410)	-0.00778 (0.0575)	-0.120 (0.0868)
Jugendabhängigkeit	-0.00361 (0.153)	-0.0262 (0.131)	-0.0418 (0.131)	-0.113 (0.0916)	-0.0512 (0.134)	0.339** (0.149)
Sex Ratio	-10.30 (53.73)	-42.59 (34.00)	-42.49 (32.89)	-56.85* (32.41)	-65.04* (35.65)	-41.08 (56.83)
Urbanisierung	-0.0865 (0.0966)	0.0850 (0.0945)	0.0950 (0.0964)	0.0637 (0.0606)	-0.00144 (0.0715)	-0.0871 (0.0986)
BIP/Kopf (log)	2.720 (2.586)	-1.405 (2.035)	-1.586 (2.046)	-3.419** (1.475)	-1.254 (1.994)	-0.949 (2.365)
Erwerbsquote	0.300* (0.159)	0.143 (0.169)	0.167 (0.168)	0.0292 (0.116)	0.106 (0.166)	-0.0638 (0.401)
Arabische Länder	9.627 (6.809)	-5.576 (7.264)	-5.446 (7.253)	3.197 (4.426)	-0.448 (5.873)	-8.200 (11.80)
Asien	1.942 (4.160)	-3.689 (5.018)	-3.472 (5.027)	-0.947 (3.292)	-4.429 (4.012)	-6.406 (4.863)
Lateinamerika	10.27** (4.783)	5.501 (4.921)	5.588 (4.814)	7.039** (3.421)	8.192* (4.176)	9.337* (5.018)
Europa	-0.774 (5.597)	-6.868 (5.773)	-7.273 (5.823)	1.195 (4.354)	-2.731 (5.104)	-2.530 (5.727)
Konstante	-6.369 (64.00)	66.70 (43.05)	77.70* (42.31)	101.6** (40.31)	85.22* (48.60)	13.73 (83.14)
N	202	264	264	388	250	119

Gruppen	62	63	63	76	68	43
Korrigiertes R ²	0.447	0.531	0.532	0.363	0.541	0.379
DW original	0.108	0.101	0.103	0.124	0.087	0.146
DW transformiert	1.217	1.364	1.410	1.153	1.175	0.797
Twostep	NEIN	NEIN	NEIN	JA	NEIN	JA

Semirobuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Tabelle A3.5: Der Einfluss des Anteils der Lehrerinnen in sekundären Bildungseinrichtungen auf die Erwachsenen geburtenrate

VARIABLEN	(1)	(2)	(3)	(4)
Ausgangslevel	0.212*** (0.0799)	0.169* (0.0921)	0.334*** (0.116)	0.294** (0.148)
Lehrer sek. (log)	86.59*** (20.08)	110.0*** (24.63)	154.2*** (28.60)	162.4*** (37.20)
L.Interaktion	-0.0983*** (0.0221)	-0.120*** (0.0270)	-0.169*** (0.0317)	-0.178*** (0.0411)
Sex Ratio bei Geburt	-32.95* (17.03)	-41.81 (27.39)	-20.87 (23.08)	11.82 (37.90)
Urbanisierung	-0.0183 (0.0227)	0.0226 (0.0499)	0.0334 (0.0401)	0.0304 (0.0645)
BIP/Kopf (log)	0.853 (0.674)	0.329 (1.016)	2.275** (1.060)	2.221 (1.463)
Erwerbsquote Frauen	-0.300*** (0.0689)	-0.103 (0.0950)	-0.309*** (0.0956)	-0.194 (0.125)
Arabische Länder	-5.710*** (2.196)	8.138** (3.595)	-2.319 (2.980)	5.883 (4.171)
Asien	0.0274 (1.503)	10.94*** (2.839)	5.055** (2.305)	9.887*** (3.488)
Lateinamerika	0.0490 (1.204)	2.065 (2.629)	-1.888 (2.147)	-1.089 (3.338)
Europa	3.152** (1.520)	12.59*** (3.191)	6.856*** (2.504)	11.02** (4.333)
Konstante	-126.3* (70.99)	-99.73 (85.71)	-267.8*** (98.39)	-275.2** (131.6)
N	566	566	448	448
Gruppen	82	82	79	79
Korrigiertes R ²	0.387	0.604	0.438	0.690
OLS	JA	NEIN	JA	NEIN
Prais	NEIN	JA	NEIN	JA
Twostep	NEIN	NEIN	NEIN	NEIN
DW original	-	0.018	-	0.011
DW transformiert	-	2.389	-	1.566
Lag	10	10	15	15

Robuste (Spalte 1 und 3) und semirobuste (Spalte 2 und 4) Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Table A3.6: Der Einfluss des Anteils der Lehrerinnen in sekundären und tertiären Bildungseinrichtungen auf den Anteil weiblich besetzter Parlamentsmandate

VARIABLEN	(1)	(2)	(3)	(4)
Ausgangslevel	1.329 (1.193)	-0.0507 (0.791)	-0.752 (1.283)	-0.373 (0.892)
Lehrer sek. (log)	2.532 (2.182)	0.419 (2.286)		
Ls.Interaktion	-0.325 (0.306)	-0.207 (0.188)		
Lehrer tert. (log)			9.618** (3.678)	9.086** (3.605)
Lt.Interaktion			0.151 (0.359)	-0.143 (0.242)
Polity2	-0.140 (0.135)	-0.146 (0.114)	-0.400*** (0.135)	-0.408** (0.196)
Geburtenrate jung	0.0704 (0.0441)	0.0317 (0.0644)	-0.0389 (0.0430)	-0.0151 (0.0605)
Jugendabhängigkeit	-0.0342 (0.0836)	-0.0177 (0.164)	0.235*** (0.0865)	0.147 (0.142)
Sex Ratio bei Geburt	-124.8*** (46.35)	-87.65 (72.90)	-132.2*** (40.33)	-82.15 (62.18)
Urbanisierung	-0.0364 (0.0513)	-0.0158 (0.106)	-0.102 (0.0707)	-0.0842 (0.103)
BIP/Kopf (log)	-3.759*** (1.238)	-0.587 (2.790)	-4.282*** (1.475)	-2.537 (2.228)
Erwerbsquote Frauen	-0.378*** (0.124)	0.0997 (0.247)	-0.363*** (0.126)	-0.175 (0.174)
Arabische Länder	0.0339 (3.575)	0.148 (6.706)	-5.600 (5.012)	-8.608 (7.137)
Asien	-3.032 (1.857)	-1.245 (4.198)	-9.668** (4.424)	-9.271 (5.932)
Lateinamerika	8.645*** (2.211)	15.16*** (5.308)	4.316 (4.390)	3.702 (5.754)
Europa	6.671** (3.111)	2.350 (6.405)	4.443 (5.050)	0.153 (7.170)
Konstante	177.6*** (52.66)	109.2 (82.21)	171.2*** (43.99)	107.6 (70.12)
N	176	176	140	140
Gruppen	58	58	48	48
Korrigiertes R ²	0.353	0.659	0.377	0.575
OLS	JA	NEIN	JA	NEIN
Prais	NEIN	JA	NEIN	JA
Twostep	NEIN	NEIN	NEIN	NEIN
DW original	-	0.116	-	0.143
DW transformiert	-	1.413	-	1.202
Lag	15	15	15	15

Robuste (Spalte 1 und 3) und semirobuste (Spalte 2 und 4) Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Tabelle A3.7: Der Einfluss des Anteils der Lehrerinnen in sekundären Bildungseinrichtungen auf den Anteil weiblich besetzter Parlamentsmandate, Fortsetzung auf der nächsten Seite

VARIABLEN	(1)	(2)
Ausgangslevel	0.326 (1.208)	1.219 (1.716)
Ausgaben (log)	1.093 (3.009)	5.722* (3.075)
A.Interaktion	0.355* (0.193)	-0.0616 (0.224)
Ratifizierung	10.15*** (3.405)	10.50* (5.840)
R.Interaktion	-0.409 (0.251)	-0.112 (0.498)
Lehrer sek. (log)	0.951 (3.328)	1.283 (4.975)
L.Interaktion	-0.147 (0.328)	-0.444 (0.447)
Polity2	-0.235 (0.175)	-0.278 (0.239)
Geburtenrate jung	0.0367 (0.0470)	0.0804 (0.0733)
Jugendabhängigkeit	0.309*** (0.105)	0.200 (0.173)
Sex Ratio bei Geburt	-258.4*** (61.00)	-233.7** (99.13)
Urbanisierung	-0.251*** (0.0694)	-0.286** (0.131)
BIP/Kopf (log)	-0.507 (1.676)	2.249 (3.774)
Erwerbsquote Frauen	-0.603*** (0.161)	-0.319 (0.279)
Arabische Länder	2.697 (4.712)	1.982 (8.205)
Asien	1.340 (2.800)	2.739 (4.494)
Lateinamerika	16.47*** (3.297)	18.01*** (5.502)
Europa	15.16*** (4.147)	12.94 (7.986)
Konstante	295.5*** (70.20)	239.1** (114.6)

N	108	108
Gruppen	41	41
Korrigiertes R ²	0.564	0.580
OLS	JA	NEIN
Prais	NEIN	JA
Twostep	NEIN	NEIN
DW original	-	0.180
DW transformiert	-	1.264
Lag	15	15

Robuste (Spalte 1) und semirobuste (Spalte 2) Standardfehler in Klammern; *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.