

te entfaltet in Deutschland das Bundesverfassungsgericht Schubkraft auf die Familienpolitik, ein eindrucksvolles Beispiel ist das Pflegeurteil (BVerfG 2001).

„Schlussendlich laboriert Deutschlands Sozialpolitik immer noch an einem Generationenungleichgewicht. (...) Allerdings gibt es auch Gegenbewegungen (...). Dafür sprechen die Aufwertung der Familienpolitik in den letzten drei Jahrzehnten und die stärkere Sensibilität der beiden großen Parteien in Deutschland für Fragen der Familienpolitik, der Kindererziehung und – nach Jahrzehntelanger Tabuisierung – des Pronatalismus.“ (Schmidt 2007:309)

„Why did the family languish as an unexamined residual in welfare state research?“ (Esping-Andersen 1999:47)

„Demographic changes have acted over time as major catalysts in the development of family policies.“ (Gauthier 1996b:199)

In den letzten Jahrzehnten ist die Familienpolitik zunehmend in das politische, aber auch in das politikwissenschaftliche Blickfeld gelangt (vgl. Castles 1998, 2004, Esping-Andersen 1999, 2002, Gauthier 1996b, Lewis 2006, Schmidt 2005, 2007). Die Ursachen sind dabei im doppelten Sinne im demografischen Wandel zu verorten: Die Auflösung der traditionellen Ernährerfamilie, die zunehmende Frauenerwerbstätigkeit und der Anstieg Alleinerziehender hat neuen sozialstaatlichen Bedarf geschaffen und die Grenzen einer auf das traditionelle Ernährermodell ausgerichteten Sozialpolitik aufgezeigt. Gleichzeitig hat der Zweite Geburtenrückgang die Altersstruktur derartig verändert, dass die zukünftige Leistungsfähigkeit der wohlfahrtsstaatlichen Kernpfeiler Alterssicherung und Gesundheitssicherung massiv betroffen ist (siehe 1.1.2). Aufgrund dieser demografisch bedingten Nachfrage- und Ressourceneffekte hinsichtlich des Sozialstaats, unterstützt durch Aspekte von Gleichstellung und frühkindlicher Bildung, genießt die Familienpolitik, das „Stieffkind der deutschen Sozialpolitik“ (Deutscher Bundestag 1990:34), zunehmend einen höheren Stellenwert. Im Kontext der Sozialpolitik wird sie vermutlich in den zukünftigen Jahrzehnten aus diesen Gründen und der in diesem Abschnitt aufgezeigten komplementären Zielstruktur vieler Instrumente zunehmend eine Schlüsselrolle einnehmen. Dabei geht es nicht nur (aber auch) um eine quantitative Expansion der Familienpolitik hinsichtlich materieller Transfers und öffentlicher Dienstleistungen, sondern auch um die passgenaue Einbettung familienpolitischer Belange auf der kommunalen Ebene (vgl. Biedenkopf et al. 2009) sowie u. a. in Sozialversicherungen, Bildungssystem und Arbeitsmarkt.

8.3 Die Einflussstärke der Familienpolitik auf die Geburtenrate im internationalen Vergleich

In der Analyse des vorigen Kapitels zu den Determinanten der Geburtenrate in den letzten beiden Jahrzehnten haben sich die familienpolitischen Variablen bei

Niveaudaten- und Veränderungsratenanalysen multivariat über viele Spezifikationen hinweg als hochsignifikant erwiesen. Um die Größenordnung zu verdeutlichen, werden im Folgenden multivariate Modelle für die Jahre 1996, 2001 und 2006 sowie die Veränderungsraten 1986-2006 dargestellt, die ausschließlich familienpolitische Variablen berücksichtigen (siehe Tab. 8-2 bis 8-7).³⁶⁷

Für Modelle mit einer Kombination aus Variablen der Makrofaktoren 12 bis 14, d. h. Transferleistungen, Kinderbetreuung und Arbeitsmarkt, lässt sich ein hochsignifikanter und zunehmender Effekt auf die Geburtenrate nachweisen. Derartige Dreierkombinationen sind nicht nur theoretisch, sondern auch empirisch bei der Generierung eines Best-fit-Modells hilfreich. Dabei sind für jeden Makrofaktor mehrere Variablen zur Auswahl verfügbar. Variablen des weiteren Makrofaktors „familiennormierendes Recht“ implizieren keine zusätzliche Erklärungskraft. Für Basismodelle, die Transferleistungen, Kinderbetreuung und Arbeitsmarkt berücksichtigen, beträgt der Determinationskoeffizient im Jahr 1996 0,485 (Fam-1996-1), er steigt für 2001 auf 0,596 (Fam-2001-1) und erreicht 2006 0,676 (Fam-2006-2). Zieht man für 2006 noch die Variable explizite pronatalistische Regierungspolitik³⁶⁸ hinzu, erhöht er sich auf 0,714. Als krasser Ausreißer erweist sich der Fall USA. Klammert man diesen aus, liegen die Determinationskoeffizienten für die verbleibenden 27 Staaten wesentlich höher: 1996 bei 0,651 (Fam-1996-2), 2001 bei 0,797 (Fam-2001-3) und 2006 sogar bei 0,812 (Fam-2006-4). Zu Beginn des 21. Jahrhunderts kann demnach die Varianz der TFR von 28 Staaten allein durch familienpolitische Variablen bereits zu über siebzig Prozent erklärt werden, ohne die USA sogar zu über achtzig Prozent.

Für den Vergleich der Jahre 1996 bis 2006 ist neben dem Anstieg des bereits Mitte der 1990er Jahre hochsignifikanten familienpolitischen Effekts auf die TFR eine Verschiebung zwischen dem Einfluss von Transferausgaben und Kinderbetreuung zu konstatieren (vgl. auch Abb. 5-31). Während der Generationenkoeffizient für 1996 jeweils die wirkungsstärkste Determinante ist, ist dies 2006 die Kinderbetreuungsquote. Im Jahr 1996 (siehe Tab. 8-2) erweist sich in beiden

367 Hier geht es darum, die Größenordnung des Effektes der Familienpolitik zu verdeutlichen. Aussagekräftiger hinsichtlich der Wirkung der einzelnen Determinanten sind die in den vorigen beiden Kapiteln dargestellten Regressionsanalysen, da diese sämtliche unabhängigen Variablen berücksichtigen und damit den Einfluss der gesellschaftlichen, ökonomischen und demografischen Variablen auf die familienpolitischen kontrollieren.

368 Die Variable explizite pronatalistische Regierungspolitik beruht auf gegenüber den Vereinten Nationen mitgeteilten Regierungseinschätzungen zum jeweiligen Fertilitätsniveau und der Policy-Ausrichtung. Die Klassifizierung der Policy hinsichtlich „Fertilität und Familienplanung“ mit „keine Intervention“ ist mit 0 und die mit „steigern“ mit 1 kodiert (United Nations 2002). Die Inklusion dieser Variablen reduziert die Fallzahl auf 27, da keine Daten für die Slowakei vorliegen. Dies hat keinen Effekt auf die Erklärungskraft des Modells, da die Ausklammerung der Slowakei in Modell Fam-2006-2 einen fast unveränderten Determinationskoeffizienten von 0,677 (statt 0,676) ergibt.

Modellen mit und ohne USA der Generationenkoeffizient als hochsignifikant, die Teilzeitquote als signifikant und die Familiendienstleistungsquote als insignifikant jeweils positiv mit der TFR assoziiert.

Tabelle 8-2: Regressionen zur TFR 1996 – nur familienpolitische Determinanten

Fam-1996	Fam-1996-1 Basismodell	Fam-1996-2 Basismodell ohne USA	
Generationen- koeffizient	0,705** (0,241)	0,505	0,853** (0,195)
Familiendienstleis- tungsquote	0,012 (0,076)	0,026	0,009 (0,060)
Teilzeitquote	0,012* (0,005)	0,333	0,011* (0,004)
Konstante	1,215 (0,092)**		1,164 (0,074)**
N	28		27
R ²	0,485**		0,651**
R ² korrigiert	0,420**		0,606**

Quelle: Eigene Berechnungen, Datenbasis siehe Kapitel 5. Erläuterungen: siehe Text.

Die Ergebnisse für 2006 (siehe Tab. 8-3) sind nicht nur aufgrund der Gegenwartsnähe besonders interessant, sondern ermöglichen infolge der breiteren Datenbasis auch eine befriedigendere Vergleichsmöglichkeit der verschiedenen familienpolitischen Indikatoren. Die Deckungsquote der Kinderbetreuung für unter 3-jährige erweist sich jeweils über sämtliche Spezifikationen hinweg als hochsignifikant. Die Kindergeldhöhe im Verhältnis zum Durchschnittslohn ist signifikant oder hochsignifikant. Die partiellen Koeffizienten der Kinderbetreuungsvariablen sind immens hoch: Die Betawerte liegen oberhalb von 0,6 und die T-Werte zwischen 3,81 und 6,43. Beim Kindergeld liegen die Betawerte um 0,4 und die T-Werte zwischen 2,11 und 3,96. Die anderen beiden Variablen Teilzeitquote und pronatalistische Regierungspolitik sind wie erwartet positiv mit der TFR assoziiert, jedoch nur bei Ausklammerung der USA (Fam-2006-4) sind die Koeffizienten signifikant. Zu betonen ist, dass diesem Befund nach die Kombination aus Kindergeld und Kinderbetreuung von überragender Bedeutung ist; beide Variablen zusammen haben eine Trefferquote von 0,656. Der geringere Wert für den Arbeitsmarktindikator bedeutet nicht zwingend, dass die Dimensionen Geld und Infrastruktur bedeutender sind, vielmehr weisen Operationalisierung sowie Datenlage von Zeit- und Arbeitsmarktpolitik Defizite auf. Modelle mit den anderen familienpolitischen Variablen sind im Anhang ausführlich dargestellt (siehe Tab. A-33), sie bestätigen obigen Befund. Inkludiert man die beiden anderen Kinderbetreuungsindikatoren statt der Deckungsgrad-Variablen, ist

der Befund für diese ebenfalls hochsignifikant. Der Effekt des Elterngelds beruht auf der Reduzierung des Modells um den Ausreißerfall USA.³⁶⁹ Die Effekte von EPL und der akademischen Ausbildungsdauer haben das erwartete Vorzeichen, sind jedoch insignifikant.

Tabelle 8-3: Regressionen zur TFR 2006 – nur familienpolitische Determinanten

Fam-2006	Fam-2006-1 Basismodell		Fam-2006-2 schlankees Basismodell		Fam-2006-3 sehr schlankes Basismodell		Fam-2006-4 Basismodell ohne USA	
Kindergeldhöhe	0,049** (0,016)	0,350	0,055** (0,017)	0,383	0,057** (0,017)	0,399	0,051** (0,013)	0,390
KB-Deckungsquote	0,012** (0,002)	0,656	0,011** (0,002)	0,601	0,012** (0,002)	0,639	0,011** (0,002)	0,649
Teilzeitquote	0,007 (0,005)	0,186	0,005 (0,004)	0,147			0,010* (0,004)	0,263
Regierungspolitik pronatalistisch	0,162 (0,095)	0,222					0,198* (0,075)	0,286
Konstante	0,866 (0,172)**		1,069 (0,096)**		0,132 (0,081)		0,770 (0,137)**	
N	27		28		28		26	
R ²	0,714**		0,676**		0,656**		0,812**	
R ² corr	0,663**		0,635**		0,628**		0,776**	

Quelle: Eigene Berechnungen, Datenbasis siehe Kapitel 5. Erläuterungen: siehe Text.

Die Jackknife-Analysen zum 2006er Basismodell zeigen für das Ausklammern der einzelnen Länder und Ländergruppen (siehe Tab. 8-4, 8-5), dass der Determinationskoeffizient mindestens bei 0,672 liegt und ohne die angelsächsischen Länder sogar bei 0,873. Differenziert sind die Befunde für die partiellen Koeffizienten: Die Kinderbetreuung erweist sich in allen 33 Jackknife-Modellen als hochsignifikant, während das Kindergeldniveau bei Ausklammerung einzelner Länder nur signifikant auf dem 5%-Niveau ist.

Tabelle 8-4: Zusammenfassung Jackknife-Analysen zum Basismodell Fam-2006

Fam-2006	Minim- um	Land	Modell Fam-2006	Maxi- mum	Land	Spann- weite	Relation ½ Spannw. / Modell
b Kindergeldhöhe	0,041*	Südkorea	0,049**	0,055**	Österreich	0,014	0,14
b KB-Deckungsquote	0,011**	USA	0,012**	0,014**	Dänemark	0,003	0,13
b Teilzeitquote	0,006	Südkorea	0,007	0,010*	USA	0,004	0,29
b Regierungspolitik pronat.	0,131	Finnland	0,162	0,205	Luxemb.	0,074	0,23
R ²	0,688**	Island	0,714**	0,812**	USA	0,124	0,09
R ² corr	0,628**	Island	0,663**	0,776**	USA	0,148	0,11

Anmerkungen: Die Tabelle fasst die 28 Jackknife-Modelle derart zusammen, dass die Minimum- und Maximum-Werte für die einzelnen partiellen Koeffizienten (b) und für das Gesamtmodell ersichtlich sind. In der 3. (und 6. Spalte) steht das Land, bei dessen Ausschluss das Minimum (bzw. Maximum) auftritt. Die beiden rechten Spalten beinhalten die Spannweite zwischen Minimum und Maximum.

369 Der T-Wert des Elterngelds beträgt nur 0,02. Bei Ausklammerung der USA bei Modell Fam-2006-6 entspricht der R² mit 0,707 exakt dem Wert von Fam-2006-7.

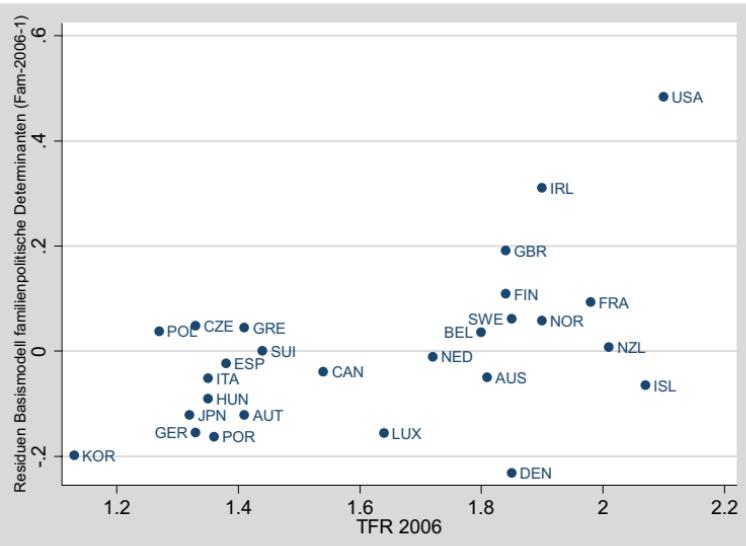
Tabelle 8-5: Robustheit des Modells Fam-2006 gegenüber Einfluss von Ländergruppen

Fam-2006	Modell Fam-2006	ohne angelsächsische Staaten	ohne Nord-europa	ohne Kon.-West-europa	ohne Osteuropa	ohne Süd-europa	ohne Ostasien
N	27	21	22	20	24	23	25
b Kindergeldhöhe	0,049**	0,044**	0,051**	0,063*	0,047*	0,049*	0,036
b KB-Deckungsquote	0,012**	0,012**	0,016**	0,010**	0,012**	0,012**	0,012**
b Teilzeitquote	0,007	0,008*	0,004	0,009	0,008	0,006	0,007
b Regierungspolitik pronat.	0,162	0,227**	0,119	0,172	0,195	0,123	0,148
R ²	0,714**	0,873**	0,703**	0,722**	0,672**	0,689**	0,698**
R ² korrig.	0,663**	0,841**	0,633**	0,648**	0,602**	0,620**	0,637**

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Werte der partiellen Koeffizienten (b) und des Gesamtmodells bei jeweiliger Exkludierung einer der sechs Ländergruppen. (N reduziert sich um zwischen 2 und 7 Fällen.)

Neben der Bestätigung der Homoskedastizitätsannahme ist das Residuenstreudiagramm des familienpolitischen Regressionsmodells sehr aufschlussreich (siehe Abb. 8-1). Zum einen verdeutlicht es die relativ gute Vorhersagekraft dieses Modells, da außer den USA, Irland und Dänemark für alle Länder die Differenz zwischen Modellvorhersage und TFR unterhalb von 0,2 liegt und bei 17 Ländern sogar unterhalb von 0,1. Andererseits verdeutlichen die Residuen auch die Grenzen des Modells und weisen auf die Notwendigkeit der Einbeziehung nichtfamilienpolitischer Variablen (siehe 7.3) und länderspezifischer Faktoren hin. Offensichtlich gilt dies für die USA, wobei die Inklusion föderaler familienpolitischer Instrumente und der Minderheitenfaktor einen Teil der Abweichung erklären können. Auch die beiden anderen angelsächsischen Staaten Irland und Großbritannien haben Geburtenraten oberhalb des Vorhersagewerts des familienpolitischen Modells, was darauf hinweist, dass in diesen liberalen Wohlfahrtsstaaten ein Stück weit privat organisierte funktionale Äquivalente statt staatlicher Familienpolitik wirken. Mindestens genauso interessant ist die Interpretation der Überschätzung der TFR durch das Modell (negative Residuen), da dies Grenzen der Wirkung von Familienpolitik auf die Geburtenrate andeutet. Der Hypothese H-16a entsprechend haben mit Deutschland, Österreich, Japan und Portugal vier Länder mit historischer pronatalistischer Missbrauchserfahrung Residuen unterhalb -0,1. Südkoreas Residuenwert von -0,2 deutet den kulturellen Kontext an, in den die Wirksamkeit familienpolitischer Maßnahmen wie die vergleichsweise hohe Kinderbetreuungsrate (vgl. Abb. 5-32) auf die Geburtenrate eingebettet ist. Mit Dänemark weist auch ein Land mit einer relativ hohen TFR einen hohen negativen Residuenwert auf, dies kann auf eine nachfrageseitige Sättigungsgrenze nach Kindern oder aber auf länderspezifische Faktoren zurückführbar sein. Resümierend verdeutlicht die Residuendiagnostik die Passgenauigkeit des familienpolitischen Modells und weist dabei gleichzeitig auf Effekte weiterer Faktoren hin.

Abbildung 8-1: Residuen des Basismodells familienpolitischer Variablen 2006



Quelle: Eigene Berechnungen der Residuen des Basismodells Fam-2006-1 (siehe Tab. 8-4) bezogen auf die TFR. Datenbasis siehe Kapitel 5. Erläuterungen: siehe Text.

Der Blick auf die Veränderungsraten zwischen 1986 und 2006 zeigt, dass die Kinderbetreuungsausgaben hochsignifikant sind und zusammen mit dem Elterngeld einen beachtlichen Determinationskoeffizienten von 0,626 aufweisen (siehe Tab. 8-6). Dies verdeutlicht die oben aufgestellte These, wonach die Transfers früher als die Dienstleistungen ausgebaut wurden, da viele Länder bereits Mitte der 1980er Jahre erhebliche Transfers an Familien zahlten und die Veränderungsraten seitdem die Generosität der Familienpolitik weniger anzeigen als die Niveaudaten. Grundsätzlich fußt diese Analyse nur auf einer begrenzten Datenbasis, da viele der bei den Querschnittsregressionen des Jahres 2006 verwendeten Indikatoren nicht für 1986 verfügbar sind, insofern ist auch die Aussagekraft hinsichtlich verschiedener familienpolitischer Instrumente für die Veränderungsratenanalyse begrenzt.

Wie sind die Befunde, insbesondere die hohe durch familienpolitische Variablen erklärte Varianz zu interpretieren? Zweifellos unterstützen die Befunde die These des familienpolitischen Einflusses auf die Geburtenrate: Der Effekt der Kleinkindbetreuung ist über verschiedene Indikatoren, über sämtliche Spezifikationen sowie für Niveaudaten 2006 und Veränderungsraten der letzten zwei Jahrzehnte robust hochsignifikant. Seit den 1990er Jahren bis heute in mehreren Querschnittsregressionen statistisch abgesichert sind die Effekte von Transfers wie Kindergeld oder Generationenkoeffizient auf die TFR. Die Erklärungskraft der Kombination beider Indikatoren ist mit 66 Prozent für 2006 enorm hoch. Da-

zu erweist sich die Teilzeitquote in einigen Modellen als (hoch-)signifikant. Dass besonders die Kombination von Geld, Zeit und Infrastruktur eine hohe Varianz erklärt, liegt auch daran, dass ersteres besonders bei Mehrkindfamilien und die anderen beiden beim Übergang zur Elternschaft wirken.

Tabelle 8-6: Regressionen zur TFR-Veränderung 1986-2006 – nur familienpolitische Determinanten

1986-2006	Fam-V-Akk-1 Basismodell	Fam-V-Akk-2 schlankees Basismodell		
Veränderung KB-Ausgaben	0,0018** (0,0005)	0,655	0,0019** (0,0004)	0,742
Veränderung Elterngeldhöhe	0,0005 (0,0005)	0,181	0,0002 (0,0005)	0,080
Veränderung Generationenkoeffizient	-0,003 (0,002)	-0,221		
Konstante	-0,333 (0,079)**		-0,370 (0,073)**	
N	21		22	
R ²	0,677**		0,626**	
R ² korr	0,620**		0,587**	

Quelle: Eigene Berechnungen, Datenbasis siehe Kapitel 5. Erläuterungen: siehe Text.

In Hinblick auf die deutlichen Ergebnisse sind hier aber einige Einschränkungen zu diskutieren: Die erste liegt im Charakter dieser Untersuchung als Makrostudie (vgl. 4.2 und 7.4). Die Rückkopplung der Ergebnisse auf die generative Entscheidungskonstellation der Mikroebene ist theoretischer Natur und bedarf empirischer mikroanalytischer Überprüfung. Insofern ist erheblicher weiterer Forschungsbedarf für diese hochkomplexe Materie zu konstatieren. Auch bleibt die Einschränkung, dass der breite OECD-Länder-Vergleich die Heterogenität der einzelnen Länder nur unzureichend abbilden kann. Dies betrifft Stadt-Land-Differenzen, kommunale Unterschiede und Unterschiede zwischen Bundesländern in föderal organisierten Staaten.

Eine zweite Einschränkung der familienpolitischen Analyse ist der Datenlage geschuldet. Zum einen sind einige Indikatoren für die 1980er und 1990er Jahre nicht für alle 28 OECD-Staaten verfügbar. Zum anderen ist eine größere Differenzierung der familienpolitischen Instrumente wünschenswert, da diese neben Ausgabenquoten in vielen Details Unterschiede aufweisen, für die gewählte große Fallzahl ist dies jedoch nur eingeschränkt möglich. Beispielsweise ist der Vergleich der vier verschiedenen Kinderbetreuungsindikatoren Betreuungsquote, Gebühr, Ausgaben pro Kopf und relativ zum Sozialprodukt, der zumindest für die gegenwartsnahen Jahre möglich ist, für die quantitative Analyse enorm vorteilhaft. Hinsichtlich der familienpolitischen Indikatoren ist die Datenlage unterschiedlich einzuschätzen (vgl. Kap. 5). Für Transferausgaben ist sie relativ gut,

hinsichtlich der Kinderbetreuung ist sie zumindest für die letzten Jahre deutlich besser geworden. Großer Verbesserungsbedarf besteht hinsichtlich von Daten zur ganztägigen Schulbetreuung und der Passung der Urlaubszeiten für Berufstätige mit den Ferienzeiten der Betreuungseinrichtungen von Kleinkindbetreuung, Kindergarten und Schule. Für den Arbeitsmarkt sind zwar bereits wichtige Indikatoren vorhanden, allerdings fehlen Daten, die aus einer Lebenslaufperspektive die Kompatibilität von Berufs-, Ausbildungs- und Familienbiografien quantifizieren. Dazu gehören auch die unterschiedlichen Konsequenzen für die Karriere einzelner durch elternschaftsbedingte Arbeitsunterbrechungen sowie Wechselwirkungen von Arbeitsmarkt- und (Weiter)-Bildungssystem. Die hier relevanten Indikatoren EPL und öffentliche Beschäftigungsquote sind nicht für alle 28 OECD-Länder verfügbar, auch fehlen ausreichende Daten zur akademischen Ausbildungsdauer. In Kombination mit Statistiken zur Arbeitsplatzgarantie in der Elternzeit wären zudem solche Daten hilfreich, die abbilden, wie viele Frauen im Alter von 25, 30 oder 35 Jahren einen unbefristeten Arbeitsplatz haben. Die genannte Kompatibilität von Berufs-, Ausbildungs- und Familienbiografien ist allerdings methodisch weitaus schwieriger zu umfassen als andere Indikatoren, nicht zuletzt da es mit Flexibilisierungs- und Sicherheitsstrategie³⁷⁰ zwei höchst verschiedene Strategien gibt, die Berufsbiografie mit Elternschaft besser zu vereinbaren. Die Datenlage für ex- oder implizite Instrumente, die hier als familiennormierendes Recht bezeichnet werden, ist weitestgehend gut. Für das nicht nur in Deutschland relativ neue Instrument der Vätermonate ist es eine Zeitfrage, bis man den Effekt im breiten OECD-Vergleich messen kann.

Eine dritte Einschränkung liegt darin, dass die Familienpolitik nicht isoliert vom historisch gewachsenen kulturellen Kontext gesehen werden darf. Auf die Doppelwirkung der historisch-kulturellen Determinanten sei hier nochmals hingewiesen: Diese machen nicht nur im Sinne „indirekter familienpolitischer Determinanten“ familienpolitische Maßnahmen wahrscheinlicher, sondern wirken auch auf die Akzeptanz familienpolitischer Instrumente und damit direkt auf das generative Verhalten. Beispielsweise hätte der Ausbau von Kinderbetreuung in einem katholisch geprägten Land eine andere Wirkung als in einem protestantischen Land, da die Vereinbarkeit von Beruf und Familie für die Mutter eines Kleinkindes nicht nur von der Verfügbarkeit einer Kinderbetreuung, sondern auch der Akzeptanz des Umfelds und des Partners, aber auch vom eigenen Ver-

370 Die Sicherheitsstrategie baut auf einen möglichst früh erreichten Status eines sicheren Arbeitsplatzes, auf den nach der Elternzeit zurückgekehrt werden kann. Die Flexibilisierungsstrategie fußt auf flexible Arbeitsmarkt- und Bildungssysteme, bei denen nach einer Unterbrechung durch Elternschaft ein Wiedereinstieg ins Berufsleben oder Weiterbildung leicht ist. Im internationalen Vergleich ist die unterschiedliche Schwerpunktsetzung hinsichtlich beider Strategien im Kontrast zwischen Nordeuropa und den angelsächsischen Staaten deutlich (vgl. 5.13), wobei eine Kombination beider Strategien optimal ist.

ständnis der Mutterrolle abhängt. Moderiert wird die Wirksamkeit von Familienpolitik auf die Geburtenrate auch von den historischen pronatalistischen Erfahrungen, was am Kontrast der Debatten gegenüber besonderer staatlicher Anerkennung von Mehrkindfamilien zwischen Deutschland und Frankreich offensichtlich wird. Die pronatalistisch motivierte besondere politische Unterstützung der Drei-Kind-Familie in Frankreich (vgl. u. a. Höhn & Schubnell 1986) würde in Deutschland nicht die gleiche gesellschaftliche Akzeptanz erfahren und damit nicht die gleiche demografische Wirkung entfalten. Auf der anderen Seite trägt Familienpolitik auch zu einem Wandel von Gesellschaft und Kultur bei.

Ein Blick auf die Empirie zeigt, dass Modelle der drei Determinanten Protestantenquote, Frauenwahlrechalter und Pronatalismuserbe in den letzten 15 Jahren für jedes Jahr hochsignifikant sind (siehe Tab. 8-7). Der Determinationskoeffizient ist 1996 mit 0,553 am höchsten, 2002 mit 0,427 am niedrigsten und ist bis 2006 wieder auf 0,518 angestiegen. Die partiellen T-Werte liegen bei allen drei Determinanten im Zeitverlauf etwa um zwei,³⁷¹ wobei die Koeffizienten von Pronatalismuserbe in diesem Zeitraum immer, die Protestantenquote öfters und das Frauenwahlrechalter nur 2005 signifikant sind. Die Effekte der drei Variablen ergänzen sich. Bei der Analyse dieser drei Determinanten auf die Veränderungsraten der TFR zwischen 1986 und 2006 zeigt sich, dass die Modelle mit Determinationskoeffizienten von 0,246, 0,301 und 0,017 nicht bzw. bei der Veränderung von 1986 bis 1996 nur geringfügig signifikant sind. Der partielle Koeffizient ist nur bei der Protestantenquote signifikant, während die anderen beiden Variablen insignifikant sind und sehr geringe T- und Beta-Werten aufweisen.

Tabelle 8-7: Regressionen TFR 1996-2006 – kulturelle und institutionelle Determinanten

2006	Fam-Ind-1996 Basismodell		Fam-Ind-2001 Basismodell		Fam-Ind-2006 Basismodell	
Protestantenquote	0,003* (0,001)	0,343	0,002 (0,001)	0,264	0,003* (0,001)	0,337
Einführungsjahr Frauenwahlrecht	-0,005 (0,002)	-0,296	-0,005 (0,003)	-0,292	-0,005 (0,003)	-0,294
Pronatalismuserbe	0,221** (0,075)	0,413	0,219* (0,089)	0,386	0,239* (0,090)	0,389
Konstante	10,067 (4,393)*		10,423 (5,201)		11,258 (5,227)*	
N	28		28		28	
R ²	0,553**		0,440**		0,518**	
R ² korrigiert	0,497**		0,370**		0,458**	

Quelle: Eigene Berechnungen, Datenbasis siehe Kapitel 5. Erläuterungen: siehe Text.

371 Der T-Wert der Protestantenquote liegt zwischen 1,49 (2002) und 2,26 (1996), der des Frauenwahlrechts zwischen -1,42 (1999) und -2,21 (2005), der des Pronatalismuserbes zwischen 2,22 (2002) und 2,93 (1996).

Diese Ergebnisse zeigen, dass der Gesamteffekt dieser drei Determinanten zwar groß ist, jedoch deutlich geringer als der der Familienpolitik. Dabei ist dieser Effekt sowohl auf den Ausbau der Familienpolitik als auch auf ihre gesellschaftliche Akzeptanz zurückzuführen. Beide Veränderungsratenanalysen weisen zudem nochmal auf den engen Zusammenhang zwischen Protestantenquote und Ausbau der Kinderbetreuung hin. Die Ergebnisse sind mit der These eines erheblichen Effekts von Familienpolitik auf die Geburtenraten vereinbar, unterstützen jedoch auch die These einer gewissen Relativierung der deutlichen Befunde der familienpolitischen Modelle durch den historisch gewachsenen kulturellen Kontext. Ein simpler Automatismus von familienpolitischer Expansion und TFR-Anstieg ist aus diesem Grund und aufgrund von Wechselwirkungen zwischen verschiedenen familienpolitischen Maßnahmen nicht zu vermuten. Dies ist – kombiniert mit der Residuendiagnostik – auch eine wichtige Erklärung für die aus Sicht mancher Beobachter enttäuschend geringe demografische Reaktion auf familienpolitische Bemühungen in einigen Ländern. Oftmals ist diese jedoch schlicht in der zu geringen Größenordnung der Familienpolitik begründet. Der hier vorgenommene internationale Vergleich, aber auch der Politikfeldvergleich mit der Alterssicherung durch den Generationenindikator, ermöglicht eine bessere Einordnung dieser Größenordnung.

Eine vierte Einschränkung liegt darin, dass der prinzipielle Kinderwunsch, der unter einer imaginären Konstellation der umfassenden Vereinbarkeit von Beruf und Familie sowie fern von finanziellen Restriktionen vorhanden ist, eine obere Grenze darstellt. Diese Grenze ist nicht identisch mit dem demoskopisch erfragten Kinderwunsch, in den implizit die Perzeption der familienpolitischen Rahmenbedingungen fließt (vgl. 2.1). Diese Grenze ist hypothetisch, kann sich im individuellen Lebensverlauf ändern und ist aus beiden Gründen kaum zu quantifizieren. Jedoch besteht diese Einschränkung des prinzipiellen Kinderwunschs, da die Politik keine Motive schaffen, sondern nur Nachteile abbauen kann.

Fragen wirft auch der Ausreißerfall USA auf, wo seit Jahren hohe Geburtenraten mit vergleichsweise gering ausgebauter Familienpolitik zusammen auftreten. Seine Analyse ist eine große Herausforderung für familienpolitische Variablen aufgreifende Erklärungsansätze. Eine Erklärung liegt in den hohen Geburtenraten der wachsenden ethnischen Minderheit der Hispanics (siehe 5.8 und 7.3.1). Eine weitere Erklärung könnte darin liegen, dass das marktorientierte, dem Prinzip der Selbstverantwortung folgenden liberale wohlfahrtsstaatliche Modell³⁷² (vgl. Esping-Andersen 1990, Schmidt 1998) zu einer Flexibilität beigetragen hat, die gleichzeitig die Erwerbstätigkeit von Müttern und den nicht selten zu Mehrkindfamilien führenden Vorstellungen eines großen religiös-konservativen Be-

372 Allerdings sei angemerkt, dass liberale Wohlfahrtsstaaten wie Australien und Neuseeland hohe Kindergeldtransfers und Generationenkoefizienten bei hohen TFR aufweisen.

völkerungsanteils gerecht werden kann. Diese Kombination ist im Ländervergleich einzigartig, ebenso ist dies die kennzeichnende Mischung aus protestantischer Prägung und bis heute auffindbarer hoher Religiosität.

Basierend auf der breiten empirischen Analyse des Abschnitts 7.3, der theoretischen Rückkopplung zur Mikroebene in 7.4 und der Diskussion dieses Abschnitts lässt sich konstatieren, dass ein Einfluss der Familienpolitik auf die Geburtenrate im internationalen Vergleich evident ist. Dieser Einfluss ist erheblich und hat in den letzten zwei Jahrzehnten eine steigende Tendenz. Zentrale Instrumente sind dabei Kinderbetreuung, Kindergeld und Teilzeitarbeit. Die heutige Variation der Länder kann als unterschiedlich gelungene Anpassung der Familienpolitik an die Bedürfnisse in postmodernen Gesellschaften interpretiert werden. Aus einer langfristigen makroskopischen Perspektive könnte die Anpassung der Familienpolitik an den Zweiten Geburtenrückgang als strukturerhaltende Funktion im Sinne der Gleichgewichtsthese der Transitionstheorie interpretiert werden. Die Interpretation der hohen Trefferquoten, beispielsweise von 71 Prozent nur für familienpolitische Variablen im Jahr 2006, unterliegt allerdings erheblichen Einschränkungen hinsichtlich von Grenzen makroanalytischer Studien, der Datenverfügbarkeit und der historisch-kulturellen Traditionen. Auch zeigt diese Makrostudie, dass der breite internationale und zeitliche Vergleich für die Einschätzung der Größenordnung der familienpolitischen Instrumente auch im Kontext gesellschaftlicher und ökonomischer Determinanten gewinnbringend ist. Der Bedarf an weitergehender Forschung sei hier nochmals betont. Diese ist notwendig, um der schwierigen, hochkomplexen Materie von generativer Entscheidung und Familienpolitik im gesellschaftlichen, ökonomischen, technologischen, demografischen und politisch-institutionellen Kontext und ihren Wechselwirkungen gerecht zu werden.

8.4 Politikberatende Konklusionen

„...the issue of the greatest urgency is to take steps to reduce a widespread and massive fertility decline, which threatens the continued viability of populations and societies as well as states.“ (Castles 1998:323)

“Ich sehe in dem allen nur eine Notwendigkeit: das bevölkerungspolitische Argument als Hebel zu ganz weitsichtigen und großangelegten sozialen Reformen zu benutzen. (...) Wenn diese fälligen Reformen nicht durchgeführt werden, werden sich die Menschen durch keine konservative Ethik davon abhalten lassen, in der bisherigen Richtung fortzufahren.“ (Mackenroth 1953:413)

Wissenschaftliche Forderungen nach familienpolitischen Reaktionen auf demografische Ungleichgewichte gibt es mehrfach, als besonders weitsichtig erweist sich aus heutiger Sicht Mackenroths These aus den 1950er Jahren. Tatsächlich hat der Stellenwert der Familienpolitik in der öffentlichen Wahrnehmung in den