Die Jackknife-Analysen und Ländergruppeneffekte (siehe Tab. A-22, A-23) bestätigen die geringe Erklärungskraft des 1986er Modells, bestenfalls steigt R^2 ohne Kanada auf 0,499 bzw. ohne Nordeuropa auf 0,507 (korrigiert 0,366), ein hochsignifikantes Niveau wird auch in keiner dieser Spezifikationen erreicht. Die Residuendiagnostik weist auf eine nicht konstante Variation der Residuen hin, folglich liegt Heteroskedastizität vor (siehe Abb. A-37).[328] Dies ist besonders dem Fall Irlands geschuldet, das Residuenstreudiagramm verdeutlicht, wie weit TFR und Residuum des Ausreißers Irland von den anderen Werten entfernt liegen.

Zusammenfassend ist zu konstatieren, dass multivariate Querschnittsregressionen für das Jahr des Phasenwechsels 1986 keine hochsignifikante oder zumindest robust signifikante Erklärung der Variation der Geburtenraten in den OECD-Ländern aufzeigen. Da dieser Befund erheblich mit den hohen Determinationskoeffizienten und hochsignifikanten robusten Koeffizienten der Querschnitte innerhalb der Diffusions- und Akkomodationsphase kontrastiert, unterstützt er die These des Phasenwechsels und die Berechnung der Jahresdatierung auf 1986.

7.3 Multivariate Erklärungsmodelle der Akkomodationsphase

7.3.1 Multivariate Querschnittsregressionsanalysen mit Niveaudaten

Zur multivariaten Regressionsanalyse der Akkomodationsphase werden zwei Querschnitte für die Jahre 1996 und 2006 betrachtet. Dies entspricht 10 und 20 Jahren Distanz zum Jahr des Phasenwechsels, und gleichzeitig ist 2006 das gegenwartnächste Jahr, für das zum Zeitpunkt dieser Untersuchung die notwendigen Daten vorliegen. Im Unterschied zur Diffusionsphase, in der die Datenbasis für die vier osteuropäischen Länder nicht ausreichend war, ist diese in der Akkomodationsphase seit Anfang der 1990er Jahre weitestgehend vollständig, so dass die Inklusion aller relevanter Variablen mit der kompletten Fallzahl (N=28) möglich sind.

Wie erwartet, zeigen sich für 1996 im Kontrast zu den Ergebnissen für 1986 ein hochsignifikantes Basismodell und mehrere Determinanten mit enorm erklärungskräftigen partiellen Koeffizienten (siehe Tab. 7-3 und A-24).

328 Da die Heteroskedastizitätstests (White-Test, Goldfeld-Quandt Test) binäre Befunde aufweisen, es sich reell aber um diskrete Phänomene handelt, die sich im Residuenstreudiagramm offenbaren, wird hier auf weitere Tests verzichtet.

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

Tabelle 7-3: Querschnittsregressionen zur TFR 1996 – alternative Basismodelle

1996	1996-1 Basismodell		1996-2 schlankes Basismodell		1996-3 Basismodell mit Familienausg. statt Generationenkoef.		1996-4 Basismodell mit Dienstleistungsq. statt Bildungsquote	
Generationen-koeffizient	0,746** (0,176)	0,535	0,838** (0,165)	0,600			0,745** (0,202)	0,534
Tertiäre Bildungs-quote Frauen	0,007* (0,003)	0,333	0,008** (0,003)	0,376	0,010** (0,003)	0,435		
Frauenerwerbsquote	0,004 (0,003)	0,173			0,007 (0,004)	0,279	0,005 (0,003)	0,227
Ethn. Minderheit Herkunftsland 1GR	0,339** (0,112)	0,349	0,360** (0,113)	0,371	0,276* (0,139)	0,286	0,329* (0,131)	0,339
Familienausgaben-quote					0,096 (0,049)	0,294		
Dienstleistungsquote							0,006 (0,005)	0,176
Konstante	0,904 (0,148)**		1,068 (0,087)**		0,784 (0,190)**		0,694 (0,287)*	
N	28		28		27		28	
R^2	0,720**		0,698**		0,571**		0,649**	
R^2_{korr}	0,671**		0,660**		0,414**		0,588**	

1996	1996-5 Basismodell mit Protestantenq. statt Frauenerwerbsq.		1996-6 Basismodell mit BIPPC statt Frauenerwerbsq.		1996-7 Basismodell mit Familiendien. statt Frauenerwerbsq.		1996-8 Basismodell mit Teilzeitquote statt Frauenerwerbsq.	
Generationen-koeffizient	0,735** (0,197)	0,526	0,831** (0,165)	0,596	0,933** (0,186)	0,668	0,790** (0,166)	0,566
Tertiäre Bildungs-quote Frauen	0,007* (0,003)	0,323	0,008* (0,003)	0,338	0,009** (0,003)	0,392	0,007* (0,003)	0,299
Ethn. Minderheit Herkunftsland 1GR	0,373** (0,114)	0,384	0,343** (0,114)	0,352	0,385** (0,114)	0,396	0,364** (0,111)	0,375
Protestantenquote	0,001 (0,001)	0,149						
BIPPC			4,79e-06 (4,81e-06)	0,123				
Familiendienst-leistungsquote					-0,065 (0,060)	-0,143		
Teilzeitquote							0,006 (0,005)	0,172
Konstante	1,100 (0,093)**		1,002 (0,108)**		1,062 (0,087)**		1,048 (0,087)**	
N	28		28		28		28	
R^2	0,709**		0,711**		0,713**		0,719**	
R^2_{korr}	0,659**		0,661**		0,663**		0,670**	

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

1996	1996-9 Basismodell mit EPL statt Frauenerwerbsq.		1996-10 Basismodell mit öff. Beschäft. statt Frauenerwerbsq.		1996-11 Basismodell mit Pronatalismuserbe statt eth. Minderh.		1996-12 Drei indirekte familienpolitische Determinanten	
Generationen-koeffizient	0,623** (0,166)	0,457	1,010** (0.181)	0,715	0,474* (0,201)	0,340		
Tertiäre Bildungs-quote Frauen	0,008** (0,002)	0,368	0,009** (0,003)	0,393	0,008* (0,003)	0,323		
Frauenerwerbsquote					0,005 (0,003)	0,216		
Ethn. Minderheit Herkunftsland 1GR	0,338** (0,100)	0,382	0,390** (0,108)	0,402				
EPL	-0,063 (0,034)	-0,234						
Öffentliche Beschäftigungsquote			-0,007 (0,004)	-0,202				
Pronatalismuserbe					0,137 (0,073)	0,255	0,221** (0,0075)	0,413
Protestantenquote							0,003* (0,001)	0,343
Einführungsjahr Frauenwahlrecht							-0,005 (0,002)	-0,296
Konstante	1,260 (0,130)**		1,091 (0,097)**		0,831 (0,163)**		10,067 (4,393)*	
N	26		26		28		28	
R^2	0,750**		0,756**		0,661**		0,553**	
R^2_{korr}	0,702**		0,710**		0,601**		0,497**	

Quelle: Eigene Berechnungen, Datenbasis siehe Kapitel 5; Daten für Ungarn bei Familiendienstleistungen und Generationenkoeffizient von 1998, bei Polen Familiendienstleistungen 1998 und Teilzeitquote 1997. Erläuterungen: siehe Text.

Das Basismodell kombiniert im Kern das familienpolitische Gewicht innerhalb der Sozialpolitik mit der Frauenemanzipation, zudem ist der Einfluss demografisch abweichender ethnischer Minderheiten inkludiert. Der Determinationskoeffizient beträgt 0,720, der korrigierte Wert 0,671. Das schlanke Basismodell (1996-2) kann mit nur drei Variablen bereits fast 70 Prozent der Varianz erklären. Mit anderen Worten: Je größer das familienpolitische Engagement des Sozialstaates und je größer die tertiäre Bildungsbeteiligung von Frauen, desto höher ist die TFR. Abgesehen vom demografischen Effekt einer bestimmten Minderheitenkonstellation in zwei Ländern erweisen sich für die Akkomodationsphase – den Hypothesen des Zwei-Phasen-Ansatzes entsprechend – Frauenemanzipation und Familienpolitik als entscheidende Determinanten.

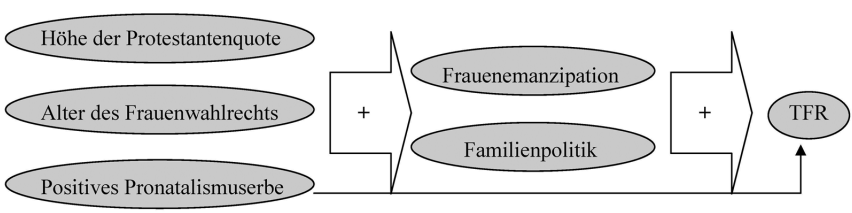
Bei der Generierung des vier erklärende Größen beinhaltenden Basismodells erweisen sich die drei Variablen des schlanken Basismodells (1996-2) als unabdingbar und jeweils hochsignifikant. Bei Austausch einer dieser Variablen geht erhebliche Erklärungskraft verloren. Anders sieht es bei der vierten Variable, der Frauenerwerbsquote aus, sie ist insignifikant und die alternative Berücksichtigung anderer Variablen wie Protestantenquote, BIPPC, Familiendienstleistungsquote und Teilzeitquote führt zu ähnlichen, nur minimal niedrigeren Determinationskoeffizientenniveaus (1996-5 bis 1996-8). Inkludiert man eine der beiden Arbeitsmarktvariablen EPL oder öffentliche Beschäftigungsquote als vierte Va-

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

riable (1996-9, 1996-10), erhöht sich die erklärte Varianz auf etwa drei Viertel. Da bei der Verwendung beider Variablen sich aus Datenverfügbarkeitsgründen jeweils die Fallzahl um zwei Länder reduzieren würde, finden sie sich nicht im Basismodell wieder.[329] Trotz dieses methodisch-pragmatischen Vorgehens bleibt die Erkenntnis, dass zusätzlich zu Generationenkoeffizient, tertiärer Bildungsquote Frauen und Minderheiteneffekt die Arbeitsmarktkonstellation zur Erklärung beiträgt – sei es durch den angelsächsischen Weg eines hochflexiblen Arbeitsmarktes oder den skandinavischen mit einer hohen öffentlichen Beschäftigungsquote (siehe 5.14).

Multivariate Regressionsanalysen sollten nicht ausschließlich auf der Komposition von Basismodellen mit maximalen Determinationskoeffizienten beruhen, da dann möglicherweise wichtige Informationsquellen unzureichend ausgeschöpft werden. Ein Beispiel dafür sind historisch geprägte kulturelle und institutionelle Determinanten. Berücksichtigt man nur diese in einem Modell, zeigen sich ein hochsignifikanter Einfluss des pronatalistischen Politikerbes, ein signifikanter der protestantischen Tradition und ein positiver Effekt durch ein hohes Frauenwahlrechtalter (1996-8, vgl. auch 2006-16). Das Modell ist hochsignifikant bei einem Determinationskoeffizienten von 0,553. Die partiellen Koeffizienten dieser drei Variablen nähern sich gegen Null, sobald sie in einem Modell auf familienpolitische und Frauenemanzipationsvariablen treffen. Der Zusammenhang lässt sich anhand eines Pfadmodells illustrieren (siehe Abb. 7-7):

Abbildung 7-7: Pfadmodell politisch-kulturelle und -institutionelle Determinanten



Das Pfadmodell legt einen intervenierenden Einfluss auf das Wirkungspotenzial der Familienpolitik auf die TFR nahe (vgl. 8.3). Entgegen dem Pfadmodell der

329 Daten zur öffentlichen Beschäftigungsquote 1995 sind für Polen und die Slowakei nicht verfügbar. Klammert man beide Staaten beim Basismodell aus, beträgt der Determinationskoeffizient 0,745. Der Wert ist also minimal größer als bei allen 28 Ländern und minimal kleiner im Vergleich zum Modell 1996-7 mit der Variablen öffentliche Beschäftigungsquote. Dieser minimal über dem Basismodell liegende Wert rechtfertigt nicht den Verzicht auf zwei Fälle bei der Generierung des Basismodells. Ähnliches gilt für die Variable EPL.

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

Akkomodationsphase ist der Zusammenhang dieser drei Variablen in der Diffusionsphase anders.[330]

Nach dieser übergeordneten Ergebnisdarstellung und -interpretation werden im Folgenden die Ergebnisse für die einzelnen unabhängigen Variablen unter unterschiedlichen Spezifikationen beleuchtet. Die größte Erklärungskraft trägt der Generationenkoeffizient bei, er ist abgesehen von einem einfach signifikanten Befund (1996-11) über alle 30 hier dargestellten Modelle hinweg hochsignifikant, wobei die T-Werte mit Ausprägungen meist zwischen vier und fünf außerordentlich hoch sind.[331] Dieser breite familienpolitische Indikator, der die Höhe der familienpolitischen Ausgaben in Relation zum konkurrierenden sozialpolitischen Politikfeld Rentenausgaben misst, birgt den Schlüssel zum Verständnis der unterschiedlichen Fertilitätsniveaus Mitte der 1990er Jahre. Dies bestätigt eine zentrale These dieser Untersuchung, dass der politische – konkret sozialpolitische bzw. familienpolitische – Einfluss auf die Geburtenraten in der Akkomodationsphase gegeben ist. Dabei ist zu betonen, dass der Generationenkoeffizient 1996 weitaus erklärungskräftiger ist als andere familienpolitische Variablen.[332] Dieser Befund korrespondiert mit den Erkenntnissen der bivariaten Analyse, wonach der Einfluss der Familiendienstleistungen wie Kinderbetreuung bis zur Jahrtausendwende schwächer und seitdem stärker ist als die Familienausgabenindikatoren bzw. der Generationenkoeffizient.

Die tertiäre Bildungsbeteiligung der Frauen, die in der Akkomodationsphase den erwartet positiven Einfluss auf die Fertilitätsraten hat, weist unter sämtlichen Spezifikationen einen signifikanten bzw. hochsignifikanten partiellen Koeffizienten auf, wobei die T-Werte zwischen 2 und 3,5 liegen. Die Wirkungsstärke verringert sich durch die Hinzunahme der Frauenerwerbsquote und die des Systembruchs, da sie teilweise überlappende Muster erklären. Aus diesem Grund ist es wenig überraschend, dass nur bei Inklusion aller drei Variablen die Signifikanz der tertiären Bildungsbeteiligung knapp schwindet. Summa summarum ist der Einfluss dieser Größe als robust zu bezeichnen.

330 Während das pronatalistische Erbe auch dort einen direkten positiven Effekt auf die Fertilität hat, haben die anderen beiden einen positiven mit der Frauenemanzipation, die wiederum in der Diffusionsphase den Geburtenrückgang beschleunigt, so dass der Zusammenhang mit der TFR (insignifikant) negativ ist.

331 Für die Modelle 1996-13, 1996-14 und 1996-15 gilt dieses Signifikanzniveau nicht, da die fünfte Variable dort nur für 15 bzw. 16 Länder verfügbar ist und diese Modelle nur bedingt aussagekräftig sind. Diese Einschränkung gilt für mehrere weitere Feststellungen in diesem Abschnitt. In die Darstellung aufgenommen sind sie, um Hinweise zur Wirkungsrichtung der jeweiligen fünften Variablen zu erhalten.

332 Die Familiendienstleistungsquote weist einen insignifikanten Koeffizienten in denjenigen Modellen auf, in denen der Generationenkoeffizient berücksichtigt ist. Der Beta-Wert (T-Wert) von 0,308 (1,65) für diese Variable im bivariaten Befund schrumpft bei Inklusion nur des Generationenkoeffizienten auf 0,021 (0,12).

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

Die Wirkungsstärke des Dummys ist für solche ethnischen Minderheiten hoch, die einen erheblichen Teil der Gesamtbevölkerung ausmachen und deren Herkunftsland noch vom Demografischen Übergang geprägt ist. Der Dummy erweist sich in vielen Spezifikationen als hochsignifikant; einfach signifikant ist er nur bei Exklusion des Generationenkoeffizienten und der tertiären Bildungsquote (1996-3, 1996-4) sowie bei Koinklusion der Variablen parlamentarische Frauenquote und Pronatalismuserbe (1996-25, 1996-31).[333] Die geringeren Ergebnisse für die beiden Variablen leuchten ein, da USA und Frankreich beide im Streudiagramm von parlamentarischer Frauenquote und TFR starke Ausreißer von der Regressionsgeraden sind (vgl. Abb. A-20) und zumindest Frankreich beim Pronatalismuserbe als Sonderfall klassifiziert wird. Die T-Werte dieser Variablen, die in den Tabellen durch den Quotienten aus partiellem Koeffizienten und Standardfehler herleitbar sind, liegen meistens oberhalb von drei. Wie lässt sich diese enorme Erklärungskraft erklären? Von der Regressionslinie eines Modells mit den beiden zentralen erklärenden Größen Generationenkoeffizient und weibliche tertiäre Bildungsbeteiligung weichen die Geburtenraten genau der beiden Länder deutlich nach oben ab, deren Ausprägung des Minderheitendummys Eins betragen: Frankreich und USA. Dieser Effekt lässt sich durch die Einbeziehung des Dummys einbinden, diese Vorgehensweise ist einer Korrektur der abhängigen Variablen um diesen nachweislichen Effekt in den beiden Ländern vorzuziehen[334]. Beide Länder erweisen sich bei sämtlichen Residuendiagnostiken von multivariaten Querschnittsmodellen seit den 1990er Jahren als Ausreißer, und ohne diese erklärende Größe bliebe eine erhebliche Varianz unerklärt.

Die Frauenerwerbsquote ist im Basismodell die Größe mit der geringsten Erklärungskraft. Sie hat ausnahmslos ein positives Vorzeichen und T-Werte meist oberhalb von Eins, ist jedoch nur in einem Modell bei Inklusion der TFR von 1970 als erklärende Variable signifikant (1996-23). Zu ihrer Berücksichtigung im Basismodell gibt es im Gegensatz zu den anderen drei Basismodellvariablen mehrere – jedoch auch nicht überzeugendere – Alternativen.

Betrachtet man die sukzessive Inklusion der anderen 19 unabhängigen Variablen, die nicht von überhohen Interkorrelationen mit Komponenten des Basismodells betroffenen sind, bestätigt sich die außerordentliche Robustheit des Basismodells (siehe Tab. A-24). Sämtliche Determinationskoeffizienten liegen oberhalb von 0,700, der höchste wird, abgesehen von Modellen mit verkleinerten

333 Die fehlende Signifikanz beim Elterngeld (1996-27) ist auf die aufgrund fehlender Daten vorliegende Exklusion der USA zurückzuführen. Ähnliches gilt für die vier Modelle mit Fallzahlen unterhalb von 20.

334 Zu einem ähnlichen Ergebnis käme man, wenn man die abhängige Variable dieser beiden Länder um den eindeutig quantifizierbaren Einfluss der entsprechenden Minderheiten korrigiert. Die TFR läge dann in diesen beiden Ländern etwa 0,3 Prozentpunkte (also etwa 15 Prozent) niedriger (vgl. 5.8).

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

Fallzahlen[335], bei Verwendung der TFR von 1970 als fünfte erklärende Variable mit 0,787 erreicht. Die über viele Spezifikationen hinweg konstant hohe Erklärungskraft der drei partiellen Koeffizienten von Generationenkoeffizient, Bildungsbeteiligung und Minderheitendummy ist oben bereits dargestellt worden. Darüber hinaus weisen nur die Variablen Religiosität (bei einer geringen Fallzahl) und die TFR von 1971 signifikante Werte auf (1996-13, 1996-23). Letzteres widerlegt wie erwartet die Easterlin-Hypothese, die ein gegenteiliges Vorzeichen postuliert. Die Vorzeichen der sukzessive dem Basismodell eingefügten Variablen entsprechen in 16 Fällen den Hypothesen, nur die negativen bei den Variablen Dienstleistungsquote, Elterngeldhöhe und Familiendienstleistungsquote überraschen, lassen sich jedoch mit der überkompensierenden Erklärungskraft des Generationenkoeffizienten theoretisch erklären und statistisch belegen.

Die Jackknife-Analysen für das Basismodell 1996 bestätigen weitestgehend die obigen Befunde (siehe Tab. A-25). Innerhalb dieser 28 Modellspezifikationen bewegt sich der Determinationskoeffizient in einem engen Spektrum zwischen 0,686 und 0,766[336], und auch die partiellen Koeffizienten behalten ihr Signifikanzniveau mit der erwarteten Ausnahme des Minderheitendummys für die Ausklammerung der USA. Ähnliche Ergebnisse weist die Analyse der Ausklammerung der einzelnen Ländergruppen auf (siehe Tab. A-26). Die Residuendiagnostik bestätigt die Homoskedastizitätsannahme und unterstreicht die Passgenauigkeit des Modells: Es sagt die TFR von 26 Ländern mit einer Abweichung von unter 0,2 voraus. Darüber hinaus werden nur Tschechiens TFR leicht über-, und Luxemburgs leicht unterschätzt (siehe Abb. A-38).

Nachdem bereits zehn Jahre nach dem Phasenwechsel die beiden entscheidenden Determinanten der Akkomodationsphase sich als besonders erklärungskräftig herauskristallisieren und die erklärte Varianz des Basismodells mit über 70 Prozent bereits relativ hoch ist, folgt nun die multivariate Querschnittsanalyse weitere zehn Jahre später für das Jahr 2006. Aufgrund des theoretisch postulierten fortgeschrittenen Stadiums dieser Phase ist ein noch deutlicheres Modellergebnis zu erwarten, anderenfalls wäre es ein Indiz für das Aufkommen anderer Erklärungsmechanismen bzw. sogar die Genese einer dritten Phase.

Das Basismodell (Modell 2006-1, siehe Tab. 7-4) der multivariaten Querschnittsregression für 2006 berücksichtigt die beiden familienpolitischen Indikatoren Generationenkoeffizient und Kinderbetreuungsquote sowie den Minderheitendummy und die Dienstleistungsquote. Der Determinationskoeffizient beträgt beachtliche 0,846 bzw. korrigiert 0,819. Die partiellen Koeffizienten sind signi-

335 Der Wert des Basismodells erhöht sich bei entsprechenden Fallreduzierungen der Modelle 1996-29 und 1996-30.

336 Der durchschnittliche Abstand von Minimum und Maximum zum Basismodell beträgt nur 6% (vgl. rechte Spalte in Tab. A-25).

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

fikant bzw. in drei Fällen sogar hochsignifikant, die T-Werte liegen zwischen 2,61 und 4,37. Versucht man aus den Variablen des Basismodells Modelle mit drei Variablen zu generieren, ergeben sich vier Möglichkeiten, deren Determinationskoeffizient zwischen 0,718 und 0,801 liegt (2006-17 bis 2006-20). Da für 2006 die Datenlage sehr breit ist und einige Variablen mehrere überlappende Cluster bilden, ist die Analyse alternativer Modellvarianten zum Basismodell besonders fruchtbar.

Tabelle 7-4: Querschnittsregressionen zur TFR 2006 – alternative Basismodelle

2006	2006-1 Basismodell		2006-2 Basismodell mit Frauenwahlr. statt Generationenkoef.		2006-3 Basismodell mit Familientrans. statt Generationenkoef.		2006-4 Basismodell mit Kindergeld statt Generationenkoef.	
Generationenkoeffizient	0,579** (0,132)	0,430						
Kinderbetreuungsquote	0,006** (0,002)	0,328	0,006** (0,002)	0,347	0,009** (0,002)	0,505	0,009** (0,002)	0,465
Dienstleistungsquote	0,011* (0,004)	0,273	0,016** (0,005)	0,392	0,011* (0,005)	0,278	0,013* (0,005)	0,307
Ethnische Minderheiten-Dummy	0,424** (0,101)	0,380	0,342** (0,109)	0,307	0,387** (0,115)	0,346	0,272* (0,106)	0,244
Einführungsjahr Frauenwahlrecht			-0,006** (0,002)	-0,323				
Familientransferquote					0,118* (0,039)	0,305		
Kindergeldhöhe							0,034** (0,013)	0,318
Konstante	0,476 (0,270)		11,263 (3,443)**		0,430 (0,309)		0,358 (0,296)	
N	28		28		28		28	
R^2	0,846**		0,805**		0,799**		0,812**	
R^2_{korr}	0,819**		0,771**		0,763**		0,779**	

2006	2006-5 Basismodell mit Frauenerwerbsq. statt KB		2006-6 Basismodell mit tert. Bild. Frauen statt KB		2006-7 Basismodell mit Protestantenq. statt KB		2006-8 Basismodell mit Familiendienstl. statt KB	
Generationenkoeffizient	0,634** (0,136)	0,471	0,711** (0,149)	0,528	0,636** (0,132)	0,473	0,643** (0,135)	0,478
Dienstleistungsquote	0,010* (0,005)	0,246	0,015** (0,005)	0,370	0,012* (0,004)	0,284	0,014** (0,004)	0,346
Ethnische Minderheiten-Dummy	0,470** (0,107)	0,421	0,436** (0,120)	0,390	0,509** (0,107)	0,458	0,401** (0,107)	0,359
Frauenerwerbsquote	0,009* (0,004)	0,295						
Tertiäre Bildung Frauen			0,002 (0,003)	0,076				
Protestantenquote					0,003** (0,001)	0,291		
Familiendienstleistungsquote							0,157* (0,060)	0,249
Konstante	0,089 (0,270)		0,225 (0,309)		0,482 (0,281)		0,262 (0,269)	
N	28		28		28		28	
R^2	0,829**		0,782**		0,837**		0,829**	
R^2_{korr}	0,799**		0,744**		0,809**		0,799**	

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

2006	2006-9 Basismodell mit öff. Beschäftigung statt KB		2006-10 Basismodell mit BIPPC statt Dienstleistungsq.		2006-11 Basismodell mit Jugendarbeitslos. statt Dienstleist.		2006-12 Basismodell mit Systembruch statt Dienstleist.	
Generationen-koeffizient	0,711** (0,126)	0,500	0,589** (0,157)	0,438	0,604** (0,160)	0,448	0,669** (0,136)	0,497
Kinderbetreuungs-quote			0,008** (0,002)	0,434	0,008** (0,002)	0,421	0,007** (0,002)	0,369
Dienstleistungsquote	0,017** (0,004)	0,410						
Ethnische Minder-heiten-Dummy	0,395** (0,095)	0,353	0,488** (0,108)	0,437	0,506** (0,107)	0,454	0,501** (0,101)	0,448
Öffentliche Beschäftigungsquote	0,008* (0,004)	0,202						
BIPPC			3,22e-06 (2,79e-06)	0,120				
Jugendarbeitslosen-quote					-0,008 (0,009)	-0,098		
Systembruch-Dummy							-0,143 (0,078)	-0,174
Konstante	0,028 (0,241)		1,098 (0,082)**		1,255 (0,112)**		1,218 (0,059)**	
N	27		28		28		28	
R^2	0,871**		0,812**		0,807**		0,826**	
R^2_{korr}	0,848**		0,779**		0,774**		0,796**	

2006	2006-13 Basismodell mit Teilzeitquote statt Dienstleistungsq.		2006-14 Basismodell mit Pronatalismuserbe statt et. Minderheit		2006-15 Basismodell mit MAC statt ethn. Minderheit		2006-16 Drei indirekte familienpolitische Determinanten	
Generationen-koeffizient	0,632** (0,134)	0,469	0,329* (0,163)	0,245	0,421* (0,159)	0,313		
Kinderbetreuungs-quote	0,007** (0,002)	0,394	0,006* (0,002)	0,333	0,005* (0,002)	0,293		
Dienstleistungsquote			0,016** (0,005)	0,388	0,021** (0,006)	0,510		
Ethnische Minder-heiten-Dummy	0,535** (0,099)	0,479						
Teilzeitquote	0,007* (0,003)	0,192						
Pronatalismuserbe			0,115 (0,070)	0,187			0,239* (0,090)	0,389
MAC					-0,040 (0,025)	-0,180		
Protestantenquote							0,003* (0,001)	0,337
Einführungsjahr Frauenwahlrecht							-0,005 (0,003)	-0,294
Konstante	1,083 (0,065)**		0,166 (0,324)		1,016 (0,645)		11,258 (5,227)*	
N	28		28		28		28	
R^2	0,834**		0,757**		0,755**		0,518**	
R^2_{korr}	0,805**		0,715**		0,713**		0,458**	

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access -

2006	2006-17 schlankes Basis-modell ohne Generationenkoef.		2006-18 schlankes Basis-modell ohne Kinderbetreuung		2006-19 schlankes Basis-modell ohne Dienstleistungsq.		2006-20 schlankes Basis-modell ohne ethn. Minderheit	
Generationen-koeffizient			0,717** (0,147)	0,532	0,666** (0,143)	0,498	0,400* (0,163)	0,297
Kinderbetreuungs-quote	0,009** (0,002)	0,475			0,008** (0,002)	0,438	0,006* (0,002)	0,345
Dienstleistungsquote	0,016** (0,006)	0,388	0,017** (0,005)	0,409			0,017** (0,005)	0,424
Ethnische Minder-heiten-Dummy	0,282* (0,127)	0,252	0,436** (0,119)	0,391	0,515** (0,106)	0,461		
Konstante	0,294 (0,354)		0,180 (0,298)		1,117 (0,055)**		0,132 (0,335)	
N	28		28		28		28	
R^2	0,718**		0,778**		0,801**		0,729**	
R^2_{korr}	0,683**		0,750**		0,776**		0,695**	

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

Die erklärenden Variablen Generationenkoeffizient und Minderheitendummy verstärken ihre Erklärungskraft gegenseitig bei gemeinsamer Inklusion in multivariaten Modellen. Zum Verständnis dieses Effekts sei an die bivariate Analyse erinnert: Länder mit einer TFR von über 1,8 haben Generationenkoeffizienten von mindestens 0,3 mit Ausnahme von USA und Frankreich, just diese beiden Ausreißer von der Regressionsgeraden des Zusammenhangs TFR/Generationenkoeffizient (siehe Abb. 5-24) sind beim Minderheitendummy mit Eins kodiert. Ohne diese Variable ist die Erklärungskraft etwas geringer (z. B. Modell 2006-14: 0,757). Signifikante Koeffizienten ergeben sich, wenn man den Generationenkoeffizienten durch die anderen familienpolitischen Ausgabeindikatoren Transferquote oder Kindergeldhöhe ersetzt (2006-2 bis 2006-4), aber auch bei der Variablen Frauenwahlrechtalter. Diese alternativen Basismodelle haben Determinationskoeffizienten um 0,8.

Das bereits bei der Interkorrelationsanalyse auffällige Cluster aus Kinderbetreuungsquote, Protestantenquote und Frauenerwerbsquote zeigt sich auch bei der multivariaten Modellbildung: Ersetzt man die Kinderbetreuungsquote mit einer dieser Variablen, ist ihr partieller Koeffizient ebenfalls signifikant.[337] Das gleiche gilt für die mit der Kinderbetreuung eng verwandten Variablen Familiendienstleistungsquote und öffentliche Beschäftigungsquote (Modell 2006-5 bis 2006-9). Die Determinationskoeffizienten liegen nur leicht unterhalb von dem des Basismodells.[338] Aufgrund theoretischer Überlegungen und des höchsten Koeffizienten ist die Kinderbetreuungsquote im Basismodell inkludiert. Allerdings ist der hohe Zusammenhang mit anderen Variablen dieses Clusters von

337 Der Bildungsindikator erweist sich als diesem Cluster nicht zugehörig, die Inklusion dieser Variablen erhöht nicht die Erklärungskraft des Modells.

338 Bei der öffentlichen Beschäftigungsquote liegt der Koeffizient mit 0,871 sogar minimal höher, jedoch ist bei diesem Modell die Fallzahl reduziert.

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

enormer analytischer Bedeutung. Der Zusammenhang zwischen Kinderbetreuungs- und Familiendienstleistungsquote liegt auf der Hand, beides bedingt einander gegenseitig. Interessant ist v. a. der Zusammenhang von Protestanten- sowie Frauenerwerbsquote mit dem Kinderbetreuungsangebot, da zum einen der Ausbau von letzterem von den erstgenannten beeinflusst wird und zum anderen möglicherweise ein Fertilitätsanstieg nicht nur auf hohe Kinderbetreuungsangebote zurückzuführen ist, sondern auch auf ein entsprechendes gesellschaftlich-kulturelles Fundament. Dieses Cluster bedarf einer weiteren Beobachtung in den nächsten Jahren, wobei interessant ist, inwieweit sich der Zusammenhang von Kinderbetreuung und TFR in nichtprotestantischen Ländern in Zukunft erweisen wird.[339] Der Einfluss der zweiten familienpolitischen Variablen Kinderbetreuungsquote als zentrale Determinante für die TFR 2006 ist empirisch signifikant und theoretisch schlüssig. Allerdings sollte bei der Interpretation eine zumindest partielle Moderierung des Zusammenhangs aus Kinderbetreuungsinfrastruktur und TFR durch kulturelle, historische, konfessionelle und institutionelle Faktoren eingeräumt werden.[340]

Ein weiteres, jedoch von etwas geringeren Interkorrelationen um 0,6 bis 0,7 begleitetes Cluster bilden Dienstleistungsquote, BIPPC, Teilzeitquote und Systembruch. Bildet man alternative Basismodelle, bei denen jeweils eine dieser Variablen die Dienstleistungsquote ersetzt, liegt der Determinationskoeffizient jeweils noch über 0,8, jedoch unterhalb des Wertes des Basismodells (Modell 2006-10 bis 2006-13). Die partiellen Koeffizienten dieser Substitutvariablen haben das erwartete und bereits bivariat gezeigte Vorzeichen, im Unterschied zum bivariaten hochsignifikanten Zusammenhang sind die Koeffizienten von BIPPC, Jugendarbeitslosigkeit und Systembruchdummy jedoch insignifikant. Nur der partielle Koeffizient der Teilzeitquote erweist sich als signifikant mit einem T-Wert von 2,13. In sämtlichen dieser Modellvarianten bleiben die anderen Variablen Generationenkoeffizient, Kinderbetreuungsquote und Minderheitendummy hochsignifikant mit enorm hohen T-Werten zwischen 3,45 und 5,39. Wie lassen sich die Ergebnisse hinsichtlich dieses Clusters interpretieren? Die bereits bivariat nachgewiesene stärkere Erklärungskraft der Dienstleistungsquote im Vergleich zum BIPPC und die hohe Interkorrelation legen nahe, dass die Ausprägung des Dienstleistungssektors einen maßgeblichen Einfluss auf das Fertilitätsniveau hat und der immerhin hochsignifikante Zusammenhang zwischen Pro-

339 Frankreich ist das klassische Beispiel für ein katholisches Land mit hoher Kinderbetreuungs- und Frauenerwerbsquote. Dieser Ausnahmestatus ließe sich mit dem pronatalistischen Politikerbefaktor begründen.

340 Die Kultur ist im doppelten Sinne Voraussetzung für familienpolitische Maßnahmen: für die politische Entscheidung und für die Wirkung solcher Maßnahmen. Umgekehrt kann die Familienpolitik die Kultur beeinflussen (vgl. 5.15), hier ist die Wirkung jedoch langsam und begrenzt.

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

Kopf-Sozialprodukt und TFR primär auf dem Einfluss der intervenierenden Variable Dienstleistungssektor beruht. Ein stark ausgeprägter Dienstleistungssektor korrespondiert nicht nur mit hohen Kinderbetreuungsquoten[341], sondern auch mit geringerer Arbeitslosigkeit, einem großen Angebot an Frauenarbeitsplätzen und verbreiteter Teilzeitarbeit. Die Wirkung des Systemzusammenbruchs in den osteuropäischen Ländern hängt auch mit dem Geflecht aus hoher Arbeitslosigkeit, niedriger Dienstleistungsquote und geringer Teilzeitarbeit zusammen. Dies erklärt auch, warum die Systembruchwirkung nicht nur kurzfristig auftritt, sondern mittelfristig verstärkt: Die Geburtenraten Osteuropas erreichen erst 10-15 Jahre nach dem Fall des Eisernen Vorhangs 1989 ihren vorläufigen Tiefpunkt.

Nach der Erörterung der zentralen Variablencluster und der damit korrespondierenden alternativen Modellvarianten folgt nun eine Diskussion der partiellen Koeffizienten sowie der Beta-Werte der einzelnen erklärenden Größen bei den unterschiedlichen Spezifikationen. Von den über hundert nur für das Jahr 2006 berechneten Modellen sind nur die relevantesten in dieser Untersuchung präsentiert: Es finden sich das Basismodell und 19 Modellvariationen mit jeweils nur drei oder vier unabhängigen Variablen in Tabelle 7-4; Tabelle A-27 präsentiert weitere 25 Modelle, bei denen sukzessive alle anderen Variablen, die nicht aufgrund überhoher Interkorrelationen auszuschließen sind, zum Basismodell hinzugefügt sind.

Über alle 45 für das Jahr 2006 dargestellten Modellvarianten hinweg ändert sich bei keinem der vier Werte des Basismodells das Vorzeichen. Auch die Wirkungsstärke ist ausgesprochen robust: Der partielle Koeffizient des Generationenkoeffizienten erweist sich über sämtliche Spezifikationen hinweg als hochsignifikant. Die einzige Ausnahme ist der einfach signifikante Befund in Modell 2006-38, dies ist jedoch auf die inhaltlich und interkorrelativ nachweisbare Ähnlichkeit der inkludierten Variablen Kindergeld und Generationenindikator zurückzuführen. Die Beta-Werte liegen in den 45 Modellen zwischen 0,339 und 0,541, die T-Werte zwischen 3,24 und 5,58. Der partielle Koeffizient der Kinderbetreuungsquote ist nur in vier Spezifikationen insignifikant positiv: bei Inklusion von Frauenquote im Parlament, Familiendienstleistungsquote, EPL und öffentlicher Beschäftigung. In allen anderen Modellen ist er signifikant, meist sogar hochsignifikant positiv mit T-Werten um drei. Ähnlich ist der Befund für die Dienstleistungsquote: Sie zeigt meistens signifikante oder hochsignifikante positive Koeffizienten, nur in fünf Fällen, bei Inklusion von Agrarwertschöp-

341 Wenn man die Kinderbetreuungsquote aus dem Modell herausnimmt, entpuppt sich der partielle Koeffizient der Dienstleistungsquote als hochsignifikant. Dies bestätigt die doppelte Wirkung eines ausgebauten Dienstleistungssektors: Zum einen das Angebot an Kinderbetreuungsinfrastruktur, zum anderen die große Zahl an für Frauen attraktiven und mit der Elternschaft kompatiblen Arbeitsplätzen.

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

fungsquote, Wachstum, Frauenquote im Parlament, Systembruch und Teilzeitquote, sind diese insignifikant. Der ethnische Minderheitendummy ist bei Austausch des Generationenkoeffizienten durch die Kindergeldvariable (Modell 2006-4) sowie in 2006-37 aufgrund der Ausklammerung der USA signifikant und in allen anderen Spezifikationen hochsignifikant, die T-Werte liegen in der Spanne zwischen 2,56 und 5,39. Auch insgesamt sind sämtliche 45 um das Basismodell herum konzipierten Modelle hochsignifikant, was angesichts von 28 Fällen, Determinationskoeffizienten um 0,8 bei vier Variablen bzw. größer als 0,8 bei fünf Variablen nicht überrascht. Die Irrtumswahrscheinlichkeit einer fälschlichen Ablehnung der Nullhypothese ist abgesehen vom Modell 2006-16[342] in allen anderen 44 Modellen sogar kleiner als ein Zehntausendstel.

Welchen Einfluss haben die anderen unabhängigen Variablen? Als Substitut für den Generationenkoeffizienten erweisen sich Frauenwahlrecht, Familientransferquote und Kindergeld als (hoch-)signifikant. Anstatt der Kinderbetreuungsquote im Modell eingesetzt, zeigen sich Frauenerwerbs-, Protestanten-, Familiendienstleistungs- und öffentliche Beschäftigungsquote als (hoch-)signifikant. Als Substitut der Dienstleistungsquote zeitigt nur die Teilzeitquote signifikante Werte. Betrachtet man jedoch statt der alternativen Basismodelle die sukzessive Inklusion von erklärenden Größen als fünfte Variable zum Basismodell (siehe Tab. A-27), zeigen nur zwei Variablen einen signifikanten partiellen Regressionskoeffizienten: der mittelfristige und der langfristige Parteieneffekt (2006-35, 2006-36). Dies zeigt zweierlei: Erstens kann der Parteieneffekt zusätzlich zum Basismodell einen Erklärungsbeitrag leisten, wonach sozialdemokratische Regierungsbeteiligung einen positiven Effekt auf das Fertilitätsniveau hat.[343] Dieses Ergebnis entspricht den Vorhersagen aus Hypothese H-10b, für die die bivariate Analyse keine Bestätigung gefunden hat. Zweitens erklärt das Basismodell einen so weitgehenden Anteil der Varianz, dass viele bivariat hochsignifikante Determinanten durch ihre Inklusion zum Basismodell keine erheblichen zusätzlichen Erklärungsbeiträge leisten, die Variablen also die zentralen Cluster (siehe oben) abbilden.

Der Determinationskoeffizient des Basismodells von 0,846 erhöht sich bei Inklusion der Parteienvariablen auf 0,876 bzw. 0,872. Modelle mit reduzierter Fallzahl, wie die mit Gini-Index (0,875, 2006-26), moderner Verhütungsquote (0,895, 2006-27) und öffentlicher Beschäftigungsquote (0,878, 2006-43), weisen

342 Die Irrtumswahrscheinlichkeit liegt beim Modell der drei familienpolitischen Variablen bei eins zu 2000.

343 Dieser Befund wirft jedoch neue Fragen auf, denn die der Hypothese H-10 zugrunde liegende Begründung fußt auf den familienpolitischen Faktoren als intervenierende Variablen. Nun zeigt sich der signifikante Effekt in einem Modell mit den beiden zentralen familienpolitischen Größen.

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

sogar noch leicht höhere Werte auf. Den höchsten Determinationskoeffizienten von 0,906 erreicht Modell 2006-28, dass das Basismodell mit der Abtreibungsquote kombiniert und eine Fallzahl von 26 Ländern berücksichtigt, es erklärt mehr als neun Zehntel Varianz der internationalen Fertilitätsniveaus. Inhaltlich befriedigender als die Suche nach Rekordwerten bleibt jedoch das Basismodell mit einer erklärten Varianz von fast 85 Prozent, insbesondere wenn man die jeweiligen Erklärungscluster in dessen ersten drei Variablen berücksichtigt.

Sowohl Jackknife-Analysen als auch Ländergruppenausklammerungen verdeutlichen die Robustheit des Basismodells (siehe Tab. 7-5, 7-6). Der Determinationskoeffizient liegt in allen 34 Spezifikationen in der engen Bandbreite von 0,831 und 0,880, die halbe Spannweite beträgt nur drei Prozent des Koeffizienten. Auch bleiben alle Vorzeichen gleich. Bei der Jackknife-Analyse bleiben alle partiellen Koeffizienten signifikant mit Ausnahme der Dienstleistungsquote bei Exklusion der Slowakei. Die Ländergruppenvergleiche zeigen, dass ohne die angelsächsischen Länder der Effekt des Generationenkoeffizienten etwas kleiner ist und dass ohne die große kontinental-westeuropäische Ländergruppe der Effekt der Kinderbetreuungsquote leicht geringer ist.

Tabelle 7-5: Zusammenfassung Jackknife-Analysen für das Basismodell 2006

2006	Minimum	Land	Modell 2006-1	Maximum	Land	Spannweite	Relation ½ Spannw. / Modell
b Generationenkoeffizient	0,481**	Irland	0,579**	0,674**	Luxemb.	0,193	0,17
b Kinderbetreuungsquote	0,0046*	Luxemb.	0,0061**	0,0071**	Dänemark	0,0025	0,20
b Dienstleistungsquote	0,008	Slowakei	0,011*	0,014**	Luxemb.	0,006	0,27
b Ethnische Minderheit	0,358*	USA	0,424**	0,503**	Frankreich	0,145	0,17
R^2	0,831**	Island	0,846**	0,880**	Südkorea	0,049	0,03
R^2_{korr}	0,800**	Island	0,819**	0,858**	Südkorea	0,058	0,04

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.

Tabelle 7-6: Robustheit des Basismodells 2006 gegenüber dem Einfluss einzelner Ländergruppen

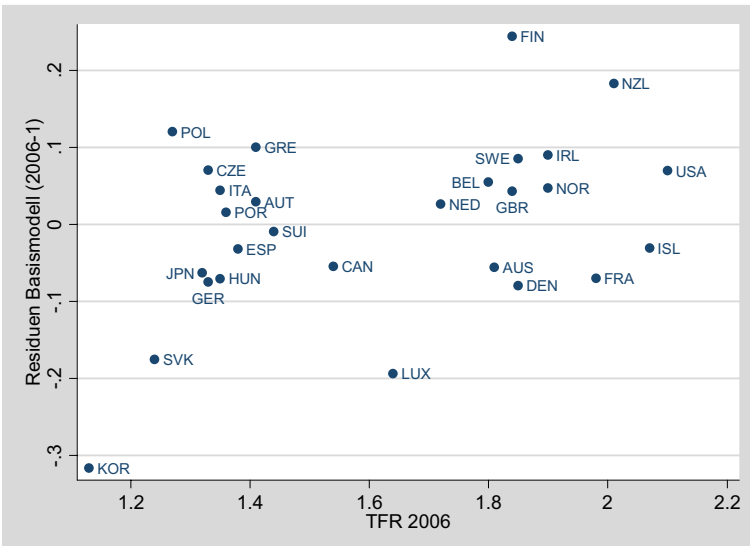
2006	Modell 2006-1	ohne angelsächsische Staaten	ohne Nordeuropa	ohne Kon.-Westeuropa	ohne Osteuropa	ohne Südeuropa	ohne Ostasien
N	28	22	23	21	24	24	26
b Generationenkoeffizient	0,579**	0,370*	0,602**	0,692**	0,611**	0,608**	0,512**
b Kinderbetreuungsquote	0,0061**	0,0069**	0,0066*	0,0038	0,0064**	0,0063**	0,0065**
b Dienstleistungsquote	0,011*	0,013*	0,010	0,014*	0,010	0,011*	0,011**
b Ethnische Minderheit	0,424**	0,347*	0,449**	0,493**	0,431**	0,434**	0,398**
R^2	0,846**	0,831**	0,845**	0,860**	0,838**	0,834**	0,878**
R^2_{korr}	0,819**	0,791**	0,810**	0,825**	0,803**	0,799**	0,854**

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Werte der partiellen Koeffizienten (b) und des Gesamtmodells bei jeweiliger Exkludierung einer der sechs Ländergruppen.

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

Das Residuenstreudiagramm (siehe Abb. 7-8) zeigt eine gleichmäßige Residuenverteilung, die Homoskedastizitätsannahme ist erfüllt. Daneben verdeutlicht es die bereits durch den hohen Determinationskoeffizienten gezeigte Trefferquote: Das Modell schätzt die TFR für 2006 bei 22 Ländern so genau, dass die Abweichung unterhalb von 0,1 liegt. Das Modell unterschätzt leicht die finnische Geburtenrate und überschätzt die südkoreanische TFR, bei diesen leichten Ausreißern könnten für die weitere Forschung Fallstudien gewinnbringend sein.

Abbildung 7-8: Residuen des Basismodells 2006



Quelle: Eigene Berechnungen der Residuen des Basismodells 2006-1 (siehe Tab. 7-4) bezogen auf die TFR. Datenbasis siehe Kapitel 5. Erläuterungen: siehe Text.

7.3.2 Multivariate Regressionsanalysen der Veränderungsraten

Bei der Generierung eines Basismodells offenbart sich ein Zielkonflikt zwischen der angestrebten Berücksichtigung aller 28 Fälle und der Inklusion der Kinderbetreuung, die bei den bisherigen Analysen als familienpolitische Schlüsselvariable identifiziert worden ist. Um diesem Zielkonflikt adäquat zu begegnen, werden hier zwei Basismodelle verwendet: Aufgrund fehlender Datenverfügbarkeit von Veränderungsraten bei familienpolitischen Indikatoren für die osteuropäischen Länder und Kanada berücksichtigt das „Basismodell A“ die zentralen familienpolitischen Variablen für einen auf 23 Länder reduzierten Pool. Alternativ wird ein „Basismodell B“ aufbereitet, dass sämtliche 28 Staaten, nicht jedoch diese familienpolitischen Variablen berücksichtigt (siehe Tab. 7-7 und A-28).

https://doi.org/10.5771/9783845231211-336 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY