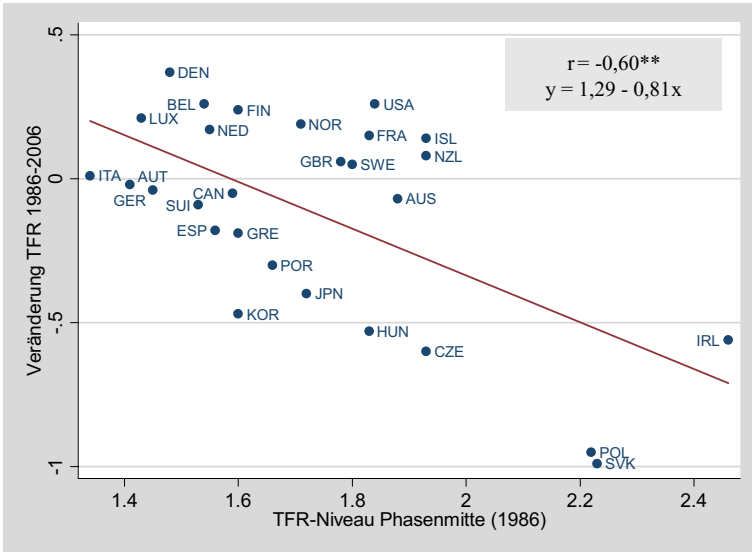


Abbildung 7-6: Zusammenhang TFR 1986 und TFR-Veränderung 1986-2006



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis von OECD 2008a, 2009a.

Im Ergebnis hat die Analyse dieses Abschnitts gezeigt, dass die familienpolitischen Anpassungen – insbesondere durch den Ausbau der Kinderbetreuung, aber auch durch Elterngeldprogramme – zentrale Determinanten der TFR-Veränderungsraten für die Akkomodationsphase sind. Eine protestantische Prägung fördert offenbar diese familienpolitische Akkomodation. Der Systembruch der osteuropäischen Länder zeigt ebenso wie ökonomische Modernisierungsindikatoren noch einen Diffusionseffekt, der die ost- und südeuropäischen Staaten sowie Südkorea noch nach 1986 begleitet. Neben dieser Diffusion wirken sich in den osteuropäischen Ländern auch massiv ökonomische Effekte aus. In der zweiten Subperiode zwischen 1996 und 2006 sind Diffusionseffekte erheblich geringer, und die Effekte von Familienpolitik und Arbeitslosigkeit erweisen sich als maßgeblich.

7.2 1986 - Phasenwechsel von Diffusion zu Akkomodation

In dem Jahr 1986, auf das der Phasenwechsel infolge des systematischen Vorzeichenwechsels verortet wird, wäre gemäß der Zwei-Phasen-These kein hoher Determinationskoeffizient zu erwarten. Die Untersuchung dieses Scheitelpunkts ist von besonderem Forschungsinteresse, da der Theorie nach in diesem Jahr Akkomodations- und Diffusionswirkung der Variablen in etwa gleich sind. Inwie-

weit kann die multivariate Regressionsanalyse einen Einblick in beide gegenläufigen, sich in der Summe ausgleichenden Prozesse gewähren?

Die Regressionsbefunde (siehe Tab. 7-2) bestätigen die Erwartung eines geringen Determinationskoeffizienten des Basismodells für OECD-24³²⁶ (BIPPC, tertiäre Bildungsquote Frauen, Pronatalismuserbe und Katholikenquote) von 0,409 bzw. korrigiert 0,285 – das Best-fit-Modell erreicht nur die erste Signifikanzstufe. Wohlgermerkt, es handelt sich bei diesem Basismodell um das mit der höchsten erklärten Varianz für eine Modellgenerierung aus vier Variablen für 1986, sofern man von der aus methodischen Gründen nicht verwendbaren Freedom-House-Variable und von Modellen, die die Fallzahl inadäquat reduzieren, absieht.³²⁷ Ohne Kenntnis des Phasenwechsels und der Querschnittsregressionen anderer Jahre wäre das Ergebnis sehr ernüchternd, mit fast 30 unabhängigen Variablen kein signifikanteres multivariates Modell bauen zu können. Das niedrige Niveau dieses Gesamtergebnisses für 1986 ist beachtlich und untermauert die These des Phasenwechsels.

Ein Blick auf die einzelnen erklärenden Größen zeigt, dass mit dem BIPPC bzw. der Agrar- und der Dienstleistungsquote, der tertiären Bildungsquote von Frauen sowie dem Pronatalismuserbe nur wenige Indikatoren überhaupt ein signifikantes Niveau erreichen. Dieses ist keineswegs robust, sondern wird nur unter gewissen Spezifikationen erreicht. Interessant ist der Befund, dass mit BIPPC und dem Bildungsindikator zwei einzeln insignifikante Variablen gemeinsam jeweils zu signifikanten Werten kommen. Der Beta-Wert vom BIPPC beträgt einzeln -0,192 und steigt im Modell mit der Bildungsvariablen auf -0,414 an. Der Beta-Wert der weiblichen tertiären Bildungsbeteiligung von alleine 0,042 steigt durch Inklusion des BIPPC auf 0,530 und der T-Wert von 0,21 auf 2,59. Die multivariate Regressionsanalyse zeigt, was die bivariaten Nullbefunde für Mitte der 1980er Jahre nicht zeigen konnten: Der negative Einfluss des BIPPC auf die Geburtenraten 1986 ist ein Indiz für noch anhaltende Diffusion, während der hohe positive partielle Koeffizient der Bildungsbeteiligung ein Indiz dafür ist, dass die Bildungsvariable mit der Akkomodation einhergeht. Da jedoch die Signifikanz gering und nicht über mehrere Spezifikationen hinweg robust ist, ist bei Interpretationen Zurückhaltung geboten.

326 Da für mehrere Variablen keine Daten der vier osteuropäischen Länder verfügbar sind, bezieht sich die Regressionsanalyse für 1986 nur auf die restlichen 24 OECD-Staaten.

327 Der höchste Determinationskoeffizient ergibt sich bei Inklusion der Freedom House-Variable (Modell 1986-6), jedoch erscheint die Verwendung aufgrund der geringen Ausprägungsunterschiede als unangemessen. Im für die TFR von 1986 relevanten Jahr 1985 gibt es fast nur die Ausprägung Eins, zweimal die Zwei und Südkorea mit Vier. Die Variable misst demnach v. a. den Ausreißereffekt Südkoreas. (Es sei daran erinnert, dass die osteuropäischen Staaten, die hohe Freedom-House-Werte aufweisen, für die 1986er-Modelle aus Datengründen ausgeklammert sind.)

Tabelle 7-2: Querschnittsregressionen zur TFR 1986 – alternative Basismodelle

1986	1986-1 Basismodell		1986-2 schlankes Basismodell		1986-3 Basismodell mit Agrarsektorquote statt BIPPC		1986-4 Basismodell mit Dienstleistungsq. statt BIPPC	
BIPPC	-0,0003* (0,00001)	-0,477	-0,0003* (0,00001)	-0,449				
Tertiäre Bildungs- quote Frauen	0,013* (0,006)	0,591	0,010* (0,005)	0,428	0,012 (0,006)	0,523	0,014 (0,007)	0,622
Pronatalismuserbe	0,168 (0,089)	0,356	0,168 (0,088)	0,355	0,136 (0,091)	0,289	0,226* (0,094)	0,469
Katholikenquote	0,0014 (0,0015)	0,227			0,0013 (0,0015)	0,217	0,0011 (0,0015)	0,165
Agrarwertschöp- fungsquote					0,029* (0,012)	0,456		
Dienstleistungsquote							-0,016* (0,007)	-0,565
Konstante	1,563 (0,226)**		1,699 (0,175)**		1,022 (0,244)**		2,026 (0,339)**	
N	24		24		23		25	
R ²	0,409*		0,381*		0,411*		0,346	
R ² _{korr}	0,285*		0,288*		0,280*		0,215	

1986	1986-5 Basismodell mit Dienstleistungsq. statt Tert. Bildung		1986-6 Basismodell mit Freedom House statt Katholikenq.		1986-7 Basismodell mit Generationenkoef. statt Katholikenq.		1986-8 Drei indirekte familienpolitische Determinanten	
BIPPC	-0,00003 (0,00002)	-0,372	-0,0005** (-0,0001)	-0,705	-0,00004* (0,00001)	-0,503		
Tertiäre Bildungs- quote Frauen			0,008 (0,004)	0,362	0,008 (0,005)	0,371		
Pronatalismuserbe	0,193 (0,106)	0,409	0,234* (0,086)	0,495	0,146 (0,095)	0,317	0,245* (0,100)	0,434
Katholikenquote	-0,0006 (0,0013)	-0,101						
Dienstleistungsquote	0,003 (0,009)	0,108						
Politische Rechte Freedom House			-0,167* (0,075)	-0,457				
Generationen- koeffizient					0,219 (0,359)	0,132		
Protestantenquote							-0,003 (0,002)	-0,309
Einführungsjahr Frauenwahlrecht							-0,006 (0,003)	-0,355
Konstante	1,698 (0,425)**		2,126 (0,251)**		1,733 (0,178)**		12,608 (5,807)*	
N	24		24		23		28	
R ²	0,259		0,508**		0,408*		0,296*	
R ² _{korr}	0,103		0,404**		0,277*		0,209*	

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

Die genannten Erkenntnisse hinsichtlich der geringen Erklärungsstärke der multivariaten Modelle für 1986 sowie von Vorzeichen und Signifikanz der einzelnen Variablen bestätigen sich, wenn man die anderen unabhängigen Variablen sukzessive dem Basismodell hinzufügt (siehe Tab. A-21). Relevante hochsignifikante partielle Koeffizienten und Gesamtmodelle werden nicht erreicht. Nur mit Variablen, deren Datenverfügbarkeit die Fallzahl deutlich reduziert, lassen sich aus Gründen dieses reduzierten Pools höhere Modellkoeffizienten generieren.

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 gegenwärtigste 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.