Bremswirkung auf die Diffusion des Zweiten Geburtenrückgangs empirisch deutlich sichtbar, sobald das politische System freier wird. Reduzierungen der Freedom-House-Kodierungen gehen mit erheblichem TFR-Rückgang in den fünf bis zehn Folgejahren einher, z. B. Mitte der 1970er Jahre in Griechenland, Spanien und Portugal, aber auch nach 1989 in den osteuropäischen Ländern.

Die bivariate Analyse der Veränderungsraten in der Diffusionsphase bestätigt grundsätzlich die Hypothesen und zeigt darüber hinaus, in welchen Subperioden welche Variablen besonders wirkungsstark sind. Zentrale Determinante der Veränderungsraten der TFR ist das Niveau 1970, unabhängig davon, ob hohe TFR-Werte 1970 auf Modernisierungsrückstand oder auf Babyboom-Ausläufer zurückzuführen sind. Der Zweite Geburtenrückgang bewirkte einen erheblichen Konvergenzeffekt hin zu niedrigen Geburtenraten (vgl. 1.1). Die Verknüpfung von ökonomischer Modernisierung und Geburtenrückgang bestätigt sich, hinsichtlich der Frauenemanzipation lässt sich der Nachweis mit Veränderungsraten aus Datengründen jedoch nicht führen. Die Bremswirkung fehlender politischer Freiheiten und Verhütungstechnologien lässt sich zeitlich exakt identifizieren. Am Ende der Diffusionsphase ist deutlich nachweisbar, dass Diffusions- und Akkomodationseffekte sich überlagern. Der Befund untermauert auch die forschungspragmatische Datierung des Phasenwechsels auf 1986. Wohlgemerkt: Dies bezieht sich auf den Durchschnitt der OECD-Länder, in den nordeuropäischen Ländern und den USA ist der Phasenwechsel auf frühere Jahre, bei den ost- und südeuropäischen Staaten auf spätere zu datieren.

6.3 Multivariate Erklärungsmodelle der Initiierung des Zweiten Geburtenrückgangs

Aufgrund der theoretischen Annahmen nicht überraschend erweisen sich für 1971 die Variablen Frauenerwerbspotenzial, BIPPC und Verhütungsmittelzugang als unentbehrlich für die Modellgenerierung; zusammen kommen sie bereits auf eine erklärte Variation von über die Hälfte (siehe Tab. 6-2, A-10). Als vierte Variable erweisen sich mit Katholikenquote, Arbeitslosenquote und Pronatalismuserbe drei Variablen als jeweils zusätzlich erklärungskräftig, deren bivariater Zusammenhang mit der TFR nicht nur insignifikant, sondern auch nahe Null liegt. Dieser Befund bestärkt die nicht übereiligte Verwerfung dieser Variablen infolge der bivariaten Nullbefunde, letztere sind auf die Konfundierung gegenteiliger Effekte zurückzuführen. Aufgrund mehrfach fehlenden Daten für die vier osteuropäischen Staaten und Griechenland reduziert sich die Fallzahl für

https://doi.org/10.5771/9783845231211-304 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

die Analyse der 1970er Jahre auf N = 23.[312] Ein Blick auf die Vorzeichen zeigt, dass die Zusammenhangsrichtung den Hypothesen entspricht. Je höher das Frauenerwerbspotenzial, je höher das Sozialprodukt pro Kopf, je verbreiteter moderne Verhütungsmittel und je negativer das pronatalistische Politikerbe, desto niedriger ist zu Beginn des Zweiten Geburtenrückgangs die Geburtenrate. Diese vier Variablen zeigen auch besonders hohe Betawerte.

Tabelle 6-2: Querschnittsregressionen zur TFR 1971 – alternative Basismodelle

1971	1971-1 Basismodell		1971-2 schlankes Basismodell		1971-3 Basismodell mit Katholikenquote statt Pronat.-erbe		1971-4 Basismodell mit Agrarsektor statt BIPPC	
Frauenerwerbs-potenzial	-0,020 (0,010)	-0,295	-0,017 (0,011)	-0,255	-0,030* (0,013)	-0,441	-0,015 (0,009)	-0,229
BIPPC	-0,0003* (0,0001)	-0,538	-0,0003* (0,0001)	-0,492	-0,0002 (0,0001)	-0,360		
Zugang moderne Verhütungsmittel	-0,172 (0,166)	-0,203	-0,131 (0,185)	-0,154	-0,253 (0,192)	-0,299	-0,292 (0,132)	-0,348
Pronatalismuserbe	0,457* (0,188)	0,353					0,371* (0,169)	0,297
Katholikenquote					-0,006 (0,003)	-0,332		
Agrarwertschöp-fungsquote							0,049** (0,015)	0,526
Konstante	4,445 (0,477)**		4,523 (0,534)**		5,219 (0,662)**		2,833 (0,481)**	
N	23		23		23		20	
R^2	0,653**		0,539**		0,600**		0,747**	
R^2_{korr}	0,575**		0,467**		0,511**		0,679**	

Quelle: Eigene Berechnungen, Datenbasis siehe Kapitel 5.
Anmerkungen: Für jede unabhängige Variable steht in der linken Spalte eines Modells der nicht standardisierte partielle Regressionskoeffizient b, darunter in Klammern der Standardfehler. In der rechten Spalte ist der standardisierte partielle Regressionskoeffizient Beta zu finden. Bei der Konstante steht in Klammern der Standardfehler notiert. N kennzeichnet die Fallzahl, R2 den Determinationskoeffizienten und R2korr den korrigierten Determinationskoeffizienten. * bedeutet Signifikanzniveau > 95%, ** > 99%.

Die Analyse der partiellen Regressionskoeffizienten[313] bei den alternativen Basismodellen zeigt, dass der Modernisierungsindikator BIPPC die robustesten Ergebnisse aufweist, dies gilt auch für die alternative Verwendung der Agrarwertschöpfungsquote. Nur in einem Fall, bei Einbeziehung der Katholikenquote, ver-

312 Um die Fallzahl nicht noch kleiner werden zu lassen, wird für das Basismodell auf die Variable mit der höchsten bivariaten Korrelation, die Agrarwertschöpfungsquote, verzichtet. Zusätzlich zu den vier osteuropäischen Staaten und Griechenland fehlen noch Island, Neuseeland und Schweiz, folglich beträgt bei Inklusion dieser Variable die Fallzahl 20. Da die Ergebnisse hier sehr hoch ausfallen, sind sie als Modell 1971-4 präsentiert.

313 Um die Lesbarkeit zu erleichtern, wird im Folgenden der nicht standardisierte partielle Regressionskoeffizient B als „partieller Regressionskoeffizient" bezeichnet und der standardisierte partielle Regressionskoeffizient Beta als „standardisierter Regressionskoeffizient" oder als „Beta-Koeffizient".

https://doi.org/10.5771/9783845231211-304 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

liert der partielle Regressionskoeffizient des BIPPC das Signifikanzniveau, hier entpuppt sich der Koeffizient der Frauenerwerbstätigkeit als signifikant. Hier zeigt sich, dass ein Teil der durch das BIPPC erklärten Varianz durch die Katholikenquote erklärt wird. Die in Hypothese H-2a formulierte Bremskraft der katholischen Prägung in der Diffusionsphase zeigt die multivariate Analyse bei gleichzeitiger Inklusion von BIPPC und Katholikenquote. Der Anteil der Frauen, die dem Arbeitsmarkt zu Verfügung stehen, zeigt zwar nur in dieser einen Spezifikation einen signifikanten partiellen Regressionskoeffizienten, trägt jedoch in sämtlichen Modellvarianten in relevanter Größenordnung zur Erklärung der Gesamtvarianz bei, das Beta liegt mindestens über -0,2 und der partielle Koeffizient ist jeweils größer als der Standardfehler. Unerwartet gering ist die Wirkungsstärke der Verhütungsvariablen. Der partielle Koeffizient ist nur in der Hälfte der Modelle größer als der Standardfehler, durch Inklusion des BIPPC reduziert sich der erklärende Beitrag der Verhütungsthese. Der Verhütungsmittelzugang zeigt in Modellen mit Modernisierungsindikator keinen signifikanten partiellen Regressionskoeffizienten, in den Modellen 1971-3 und 1971-4 zumindest einen leicht erhöhten Betawert. Moderne Verhütung und Sozialprodukt pro Kopf sind ein Stück weit parallele Determinanten, statistisch ausgedrückt interkorrelieren sie hoch in einem für die Modellbildung gerade noch akzeptablen Bereich (0,69), nichtsdestotrotz erhöht die Verwendung beider Variablen die erklärte Varianz merklich.

Welchen Effekt zeigen die anderen Variablen in multivariaten Modellen für 1971 (siehe Tab. A-10)? Inkludiert zum Basismodell sind sie insignifikant, hier zeigt sich das Modell robust. Mit der Katholikenquote und der Arbeitslosenquote zeigen zwei insignifikante Variablen ein auf den ersten Blick erklärungsbedürftiges Vorzeichen. Durch die gemeinsame Inklusion von Verhütungs- und Katholikenindikatoren dreht sich das Vorzeichen bei der Katholikenquote ins Negative.[314] Das positive Vorzeichen bei der Arbeitslosenquote (vgl. 1971-7) – Hypothese H-5a erwartet einen insignifikant negativen Zusammenhang – ist auf die intervenierenden Variablen ökonomische Entwicklung und Verhütung zurückzuführen in dem Sinne, dass in prosperierenden Ländern mit geringer Arbeitslosigkeit der Geburtenrückgang stärker ist. Die Reduzierung von R^2 bei Inklusion der Parteienvariablen liegt weniger am Parteienfaktor als vielmehr daran, dass sich

314 Wenn man sich in Erinnerung ruft, dass der bivariate Zusammenhang zwischen TFR und Katholikenquote 1971 nahe Null liegt und Bürger in katholischen Ländern einen geringeren Zugang zu modernen Verhütungsmitteln haben, ist das Ergebnis weniger überraschend. Die bremsende Wirkung des Katholizismus auf die Diffusion manifestiert sich über die Verhütung, Kontrolliert man letztere Determinante, zeigt sich bereits Anfang der 1970er Jahre ein negativer Effekt.

https://doi.org/10.5771/9783845231211-304 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY

die Fallzahl um Südkorea reduziert – das Ergebnis ähnelt der Jackknife-Analyse Südkoreas (vgl. Tab. 6-3).

Die für sämtliche Länder durchgeführten Jackknife-Analysen, die in dieser Untersuchung auch um die des Effekts einzelner Länderfamilien erweitert werden, verdeutlichen Ausreißereffekte und offenbaren eine wichtige Relativierung des Befunds (siehe Tab. 6-3, 6-4).

Tabelle 6-3: Zusammenfassung der Jackknife-Analysen des Basismodells 1971

1971	Minimum	Land	Modell 1971-1	Maximum	Land	Spannweite	Relation ½ Spannw. / Modell
b Frauenerwerbspotenzial	-0,025*	Niederl.	-0,020	-0,013	Finnland	0,012	0,30
b BIPPC	-0,0004**	Schweiz	-0,0003*	-0,0002	Südkorea	0,0002	0,33
b Zugang Verhütungsmittel	-0,271	Japan	-0,172	-0,097	Schweiz	0,174	0,51
b Pronatalismuserbe	0,337	Südkorea	0,353*	0,683**	Frankreich	0,346	0,49
R^2	0,535**	Südkorea	0,653**	0,713**	Frankreich	0,178	0,14
R^2_{korr}	0,426**	Südkorea	0,575**	0,646**	Frankreich	0,220	0,19

Anmerkungen: Die Tabelle fasst die 23 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. (bzw. 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 6-4: Robustheit des Basismodells 1971 gegenüber Einfluss von Ländergruppen

1971	Modell 1971-1	ohne angelsächsische Staaten	ohne Nordeuropa	ohne Kon.-Westeuropa	ohne Osteuropa	ohne Südeuropa	ohne Ostasien
N	23	17	18	16	23	20	21
b Frauenerwerbspotenzial	-0,020	-0,015	-0,011	-0,038**	-0,020	-0,027*	-0,019
b BIPPC	-0,0003*	-0,0003*	-0,0004**	-0,0002	-0,0003*	-0,0003*	-0,0002
b Zugang Verhütungsmittel	-0,172	-0,154	-0,083	-0,469*	-0,172	-0,190	-0,201
b Pronatalismuserbe	0,457*	0,349	0,483*	1,247**	0,457*	0,300	0,299
R^2	0,653**	0,676**	0,687**	0,879**	0,653**	0,675**	0,534*
R^2_{korr}	0,575**	0,568**	0,590**	0,835**	0,575**	0,588**	0,418*

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 Fälle.)

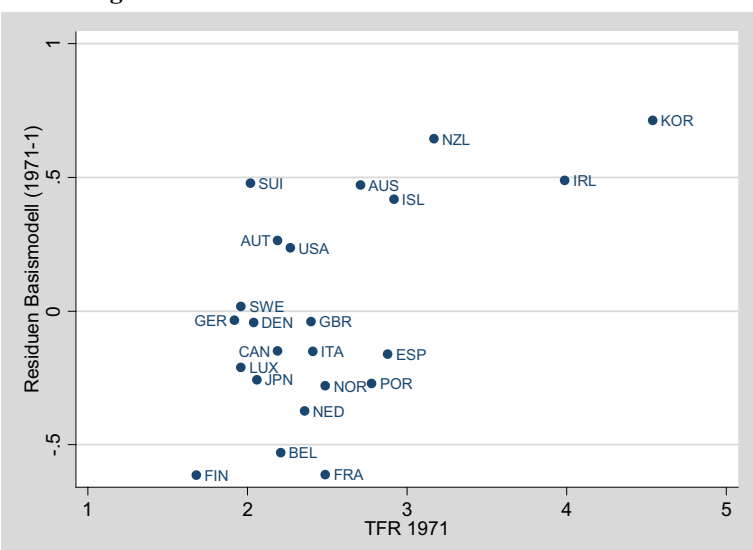
Ohne Südkorea verlieren die partiellen Koeffizienten des BIPPC und des Pronatalismuserbes knapp das Signifikanzlevel. Der Determinationskoeffizient des Basismodells reduziert sich auf 0,535, bleibt jedoch hochsignifikant. Von den vier unabhängigen Variablen erweist sich im Modell ohne Südkorea das Frauenerwerbspotential als am erklärungskräftigsten, es wird signifikant. Da die demografische Konstellation von Südkorea um 1970 noch als Phase des Demografischen Übergangs zu klassifizieren ist, gibt es für die Ausklammerung dieses Landes für die erste Hälfte der 1970er Jahre theoretisch plausible Gründe (vgl. Wagschal 1999:243). Folgt man diesem 22- statt des 23-Länder-Pools, verschiebt sich die Bedeutung der Variablen Modernisierung und Frauenerwerbstä-

https://doi.org/10.5771/9783845231211-304 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - CC BY

tigkeit für die Initiierung des Zweiten Geburtenrückgangs zugunsten letzterer. Abgesehen von diesem Fall generieren die Jackknife-Analysen aber auch Argumente hinsichtlich einer gewissen Robustheit der Ergebnisse: Bei Ausklammerung sämtlicher anderen Fälle bleiben die Vorzeichen gleich, die Größenordnung der Beta-Werte relativ konstant und das Basismodell erweist sich als hochsignifikant, ohne Frankreich liegt der Determinationskoeffizient sogar bei 0,713. In mehreren Jackknife-Modellen erreichen die partiellen Koeffizienten deutlich höhere Signifikanzwerte. Der hier skizzierte Befund der Jackknife-Modelle bestätigt sich auch weitestgehend bei der Analyse des Einflusses einzelner Ländergruppen. Hier ist interessant, dass bei Ausklammerung der kontinentalwesteuropäischen Länder die Erklärungskraft des Modells deutlich zunimmt (R^2 = 0,879).

Betrachtet man die Residuen des Basismodells abgetragen gegen die abhängige Variable in einem Streudiagramm (siehe Abb. 6-4), wird der Ausreißercharakter Südkoreas verdeutlicht. Auch zeigt sich eine konstante Varianz der Störterme, so dass das Kriterium der Homoskedastizität erfüllt ist. Die Residuen liegen bei fünf Staaten oberhalb von 0,5: Für Neuseeland und Südkorea unterschätzt und für Belgien, Frankreich und Finnland überschätzt es die TFR erheblich.

Abbildung 6-4: Residuen des Basismodells 1971



Quelle: Eigene Berechnungen der Residuen des Basismodells 1971-1 (siehe Tab. 6-2) bezogen auf die TFR. Datenbasis siehe Kapitel 5. Erläuterungen: siehe Text.

https://doi.org/10.5771/9783845231211-304 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access -

Zusammenfassend lässt sich konstatieren, dass der Befund für das Jahr 1971 den erwarteten Einfluss von Modernisierung und Frauenemanzipation bestätigt, die Ergebnisse jedoch nicht sehr robust sind und die erklärte Varianz des Best-fit-Modells im mittleren Bereich liegt. Dieser Befund entspricht der Erwartung, da das unterschiedliche Ausgangsniveau der Fertilitätsraten vor Beginn des Zweiten Geburtenrückgangs erheblich zur unerklärten Varianz beiträgt. Dafür sprechen auch die im Jahr 1971 noch hohe Standardabweichung der abhängigen Variablen und der deutliche Effekt des historischen Pronatalismuserbes. Demnach wäre zu erwarten, dass die im nächsten Abschnitt skizzierten Befunde für die Mitte der Diffusionsphase deutlich höher ausfallen.

6.4 Multivariate Erklärungsmodelle der Diffusionsphase

6.4.1 Multivariate Querschnittsregressionsanalysen mit Niveaudaten

Mitten in der Diffusionsphase, im Jahr 1976, erweisen sich wieder Frauenemanzipation, Modernisierung und Verhütung als die drei zentralen Schubkräfte des Geburtenrückgangs (siehe Tab. 6-5). Je mehr Frauen dem Arbeitsmarkt zur Verfügung stehen bzw. je höher der Frauenanteil mit tertiärer Bildung, desto geringer ist die Geburtenrate. Ähnlich zeigt sich die Wirkung der mit der Bildungsvariablen überhoch interkorrelierten Dienstleistungsquote. Von den beiden Frauenemanzipationsvariablen erweist sich die Frauenerwerbstätigkeit als etwas erklärungskräftiger, der partielle Koeffizient ist je nach Modell signifikant oder sogar hochsignifikant. Die wirkungskräftigsten Determinanten sind die Modernisierungsindikatoren. Je niedriger das BIPPC bzw. je höher der Anteil der Agrarwertschöpfung, desto höher ist die Geburtenrate. Der Agrarindikator ist so exorbitant erklärungsstark – sogar mehr noch als das bereits enorm erklärungskräftige BIPPC –, dass diese Variable auch auf Kosten einer minimalen Reduzierung der Fallzahl ins Basismodell aufgenommen wird.[315] Auch die Verhütungsvariable zeigt sich als sehr erklärungskräftig: Trotz der hohen (jedoch noch akzeptab-

315 Auch 1976 sind die vier osteuropäischen Staaten sowie Griechenland aufgrund fehlender Datenverfügbarkeit für essenzielle Determinanten wie Modernisierungsindikatoren und Verhütungsvariable ausgeklammert. Bei dem Agrarindikator sind im Unterschied zu 1971 für 1976 die Werte für Island und Neuseeland verfügbar, neben den sowieso ausgeklammerten osteuropäischen Staaten und Griechenland fehlt nur noch die Schweiz (N=22). Die höheren Werte des Determinationskoeffizienten bei Modellen mit dem Agrarindikator sind nicht auf die Ausklammerung der Schweiz zurückzuführen, Jackknife-Analysen der Schweiz bei verschiedenen Modellen mit dem anderen Modernisierungsindikator BIPPC zeigen, dass sich das Ergebnis mit oder ohne Schweiz fast gar nicht verändert.

https://doi.org/10.5771/9783845231211-304 https://www.inlibra.com/de/page/agb - Open Access - (cc) BY