

## 6 Diffusionsphase: Veränderungsratenanalyse und multivariate Erklärungsmodelle

### 6.1 Methodische Vorbemerkungen

Nachdem die bivariate Analyse die Unterteilung in zwei Phasen plausibel gemacht und zur Bestimmung des Zeitpunkts für den Phasenwechsel beigetragen hat, werden in diesem und im nächsten Kapitel diese beiden Phasen mit bivariaten Veränderungsratenanalysen und multivariaten Regressionsanalysen von Niveaudaten und Veränderungsraten untersucht. Im Folgenden werden die Auswahl der Regressionsmethode begründet und ihre Anwendungsvoraussetzungen diskutiert.

Die Methode der multivariaten Regression (u. a. Backhaus et al. 2008:51ff, Bortz 2005:448ff, Urban & Mayerl 2006, Wagschal 1999:230ff) wird verwendet, um von den im letzten Kapitel erarbeiteten bivariaten Zusammenhängen zu einem für den jeweiligen Zeitraum adäquaten Gesamterklärungsmodell zu kommen. Sie kann die Funktion – Richtung und Grad – der Beziehung von unabhängigen Variablen mit einer abhängigen Variablen mathematisch abbilden, indem die quadrierten Abstände der Datenpunkte von der Regressionsebene minimiert werden. Die Methodenauswahl hängt mit dem Forschungsbedarf und der Fragestellung dieser Untersuchung zusammen, sie ist im Kontext des gesamten Forschungsdesigns (siehe 4.2) getroffen worden. Die Methode ist geeignet, Wirkungsbeziehungen zwischen mehreren unabhängigen und einer abhängigen Variablen zu untersuchen, was adäquat für das Y-zentrierte Forschungsdesign dieser Studie ist. Die Regressionsanalyse kann den Einfluss mehrerer erklärender Variablen gegeneinander abschätzen und ein Gesamterklärungsmodell testen. Die große Bedeutung der Regressionsanalyse innerhalb der multivariaten Analyseverfahren ist auch auf ihre enorme Vielseitigkeit und Flexibilität zurückzuführen (vgl. Backhaus et al. 2008:12, Wagschal 1999:210).

Um das Potenzial dieser Methode auszuschöpfen, ist eine sinnvolle Einbeziehung der Dimensionen Zeit und Raum, aber auch der breiten Variablenbasis notwendig. Wenn man diese Technik mit Interkorrelationsanalysen kombiniert und nicht nur ein Best-fit-Modell schätzt, sondern den Einfluss relevanter Variablen in Abhängigkeit verschiedener Modellspezifikationen analysiert, lassen sich auf der Querschnittsebene die Einflussfaktoren auf die abhängige Variable – und ihre Interaktionen – gut identifizieren. Ausgehend von der bereits in Abschnitt 4.2 aufgestellten These, dass die Zusammenhänge zeitlich und räumlich differenziert sein können, sind über die Analyse einer Querschnittsregression

hinaus noch weitere Analysen notwendig. Auch hier bietet die Methode vielfältige Möglichkeiten, beide Reichweitedimensionen zu analysieren: Während bei der räumlichen Dimension durch die Vollerhebung der Gefahr des Selection Bias begegnet wird, ermöglichen Jackknife-Analysen<sup>292</sup> und die systematische Ausklammerung von Ländergruppen die Überprüfung der räumlichen Robustheit von Erklärungsmodellen. Die zeitliche Dimension lässt sich durch die Analyse mehrerer Querschnittsregressionen von Niveaudaten kombiniert mit Regressionsanalysen der Veränderungsdaten gewährleisten. Dieses Vorgehen ist aufwendig, wenn beides, wie in dieser Untersuchung, in engmaschigen Abständen durchgeführt wird, jedoch lohnend. Die hier vorgenommene Anwendung der Regressionsmethode bedarf folglich einer theoretischen Konzeption (siehe Kap. 4) sowie bivariater und interkorrelativer Voruntersuchungen (siehe Kap. 5), damit sie hinsichtlich des langen Zeitraums, der räumlichen Dimension und der großen Zahl unabhängiger Variablen sinnvoll und effizient eingesetzt werden kann.

Die Wahl der Methode der Regressionsanalyse sei hier im Vergleich zu alternativen statistischen Methoden kurz diskutiert. Durch die Weichenstellung des Forschungsdesigns (vgl. 4.2) in Richtung ländervergleichende Methode mit 28 Fällen und Aggregatdaten ist die Methodenauswahl faktisch bereits eingeschränkt.<sup>293</sup> Die Entscheidung für ein Strukturprüfendes und gegen Strukturdeckende Verfahren wie Faktoren- oder Clusteranalyse ist darin begründet, dass durch den Zwei-Phasen-Ansatz und die Hypothesen bereits eine Vorstellung über die Zusammenhänge der Variablen vorhanden ist und es primär gilt, diese zu überprüfen. Die Faktorenanalyse<sup>294</sup> (Backhaus et al. 2008:323ff, Bortz 2005:511ff) dagegen ist geeignet, viele sich überlappende Variablen zu strukturieren und die Dimensionalität der Faktoren zu untersuchen, sie ist für Explorations- und Indexbildung sehr hilfreich. Z. B. kann sie mehrere hoch interkorrelierende, mit Modernisierungsprozessen zusammenhängende Variablen durch eine

292 Jackknife-Analyse ist der Fachbegriff für das sukzessive Ausklammern einzelner Fälle, wodurch der Effekt eines einzelnen Falls auf das Gesamtergebnis kontrolliert werden kann. Bei 28 Fällen wie hier ergeben sich demnach 28 Jackknife-Modelle mit jeweils 27 einbezogenen Ländern. Weichen die Jackknife-Modelle nicht grundsätzlich vom Gesamtmodell ab, ist das Ergebnis in dieser Hinsicht robust.

293 Z. B. ist die Methode der Ereignisanalysen (u. a. Blossfeld 2007), die, wenn die Geburt als Ereignis operationalisiert wird, bei demografischen Fragestellungen Potenzial für die Identifizierung von Kausalität bei nichtinkrementalistischen Veränderungsprozessen hat (vgl. Neyer & Anderson 2008), für Makrodaten und diesen breiten Länderpool nicht möglich. Zudem erfüllen viele in Kapitel 5 hypothetisierten Determinanten nicht die Voraussetzungen in Neyer et al., da sie sich inkrementalistisch verändern (z. B. Kinderbetreuung) oder struktureller Art (z. B. Protestantenquote) sind.

294 Hier ist die explorative Variante gemeint, während die konfirmatorische, die einen Strukturprüfenden Charakter hat, in Strukturgleichungsmodellen zur Anwendung kommt.

latente Variable Modernisierungsniveau abbilden (u. a. Blossfeld 1988:64ff). In dieser Untersuchung soll jedoch gerade auch das Verhältnis zwischen sozioökonomischer Modernisierung, Verhütungsmittelzugang, Frauenemanzipation etc. geprüft werden und inwieweit sich diese Faktoren zur Erklärung der TFR ergänzen. Die theoretischen Hilfskonstrukte der Faktorenanalyse sind inhaltlich teilweise schwer interpretierbar. Auch sind die Interkorrelationen meist noch unter dem Schwellenwert von 0,7.

Erwogen wurde die Methode der Strukturgleichungsmodelle (Backhaus et al. 2008:511ff, Bortz 2005:471ff), die Aspekte von Regressions-, Faktoren- und Pfadanalyse verbindet und komplexe Dependenzstrukturen analysieren kann. Diese Methode wurde bisher selten, jedoch durchaus überzeugend bei demografischen Fragestellungen eingesetzt (Lesthaeghe 1995). Vorteilhaft ist, dass Strukturgleichungsmodelle die Analyse mehrstufiger Kausalbeziehungen und die Berücksichtigung mehrerer abhängiger Variablen ermöglichen. Dadurch könnten beispielsweise familienpolitische Maßnahmen nicht nur als unabhängige, sondern auch als abhängige bzw. endogene Variable untersucht werden (vgl. Abb. 7-7). Die weniger komplexe Regressionsanalyse wurde gleichwohl dieser Methode vorgezogen, da ein Schwerpunkt auf die zeitliche Entwicklung der Determinanten gesetzt werden sollte und dafür die Vergleichbarkeit der Modelle mehrerer verschiedener Jahre und Zeitabschnitte gewährleistet sein muss.<sup>295</sup> Aufbauend auf dieser Untersuchung, v. a. hinsichtlich des Pfadmodells und der Auswahl der Jahre auf dem Scheitelpunkt beider Phasen, wäre eine Analyse mit Strukturgleichungsmodellen gewinnbringend.

Ebenfalls erwogen wurde die gepoolte Quer- und Längsschnittanalyse (PTS), die – aus der Ökonometrie kommend – seit gut zwei Jahrzehnten vielfach in den Sozialwissenschaften und auch bei Fertilitätsanalysen (u. a. Adsera 2004, d’Addio & d’Ercole 2005, Gauthier & Hatzius 1997) verwendet wird. Ihr großer Vorteil bei komparativen Länderanalysen, die das Problem geringer Fallzahlen aufweisen, ist die diachrone Zerlegung, so dass sich vereinfacht gesagt die Fallzahl durch die Multiplikation von Ländern und Jahren vervielfacht. Daneben ermöglicht diese Methode die gleichzeitige Analyse von Variablen, die nur in der Zeit- bzw. in der Länderdimension variieren, und sie kann unterschiedliche Wirkungen in beiden Dimensionen identifizieren. Dieses sind erhebliche methodische Vorteile. Gegen die Verwendung dieser Methode sprechen allerdings drei Gründe: Die Erhöhung der Fallzahl hat den „Charakter eines Danaergeschenks“ (Kittel 2005:114), da meist eine hohe Autokorrelation zwischen den Zeitpunkten besteht. Dem lässt sich zwar durch entsprechende Spezifikationen begegnen, jedoch handelt man sich dabei erhebliche Nachteile ein. So geht die Methode der

295 Auch sollte nicht auf latente Variablen zurückgegriffen werden (s. o.), und die hohe Variablenzahl ist durch die Kombination mehrerer Regressionsmodelle besser zu begegnen.

ersten Differenzen mit Verlust von Informationen zum Niveau einher. Bei der hier vorgenommenen Untersuchung käme erschwerend hinzu, dass die abhängige Variable zeitverzögert operationalisiert wird. Ein zweiter Grund liegt in der Datenstruktur. Daten unterscheiden sich danach, ob sie individuell zurechenbar sind oder nicht (Widmaier 1997) bzw. ob es sich um aggregierte Variablen oder Variablen mit Strukturkonstanz handelt (Schmidt 1995:342). Letztere variieren im Zeitverlauf kaum, wodurch sie sich für PTS weniger eignen. Kittel differenziert dazu die Struktur- bzw. Systemvariablen zwischen Makrostrukturen (Institutionen, Kultur) und kollektiven Handlungen (Staatstätigkeit) und verdeutlicht die unterschiedliche Veränderungshäufigkeit dieser drei Variablentypen (Kittel 2009:283, vgl. 2005:100, 2006:658).<sup>296</sup> In dieser Untersuchung spielen mehrere Strukturvariablen eine zentrale Rolle. Der dritte Grund ist ein pragmatischer: Für mehrere Variablen sind entsprechende Zeitreihen nicht verfügbar.

Die Auswahl zwischen PTS und Querschnittsregressionsanalyse ist schlussendlich eine Kosten-Nutzen-Abwägung. Es ist zu konstatieren, dass viele Probleme dieser Methode hinsichtlich der erwähnten Autokorrelation, aber auch hinsichtlich der Nichtstationarität der Variablen und der Heteroskedastizität der Residuen durch entsprechende Spezifikationen kontrollierbar sind. In Hinblick auf das Problem überkonfidenter Ergebnisse haben sich Standards wie die Lagged Dependent Variable (LDV) für das Problem der seriellen Korrelation und die panel-korrigierte Schätzung der Standardfehler (PCSE) etabliert (Beck & Katz 1995); auch ermöglichen Fixed-Effects-Spezifikationen die Konstanthaltung von nicht durch unabhängige Variablen abgebildete Effekte von Ländern bzw. Jahren (u. a. Green et al. 2001). Darüber hinaus gibt es inzwischen eine Vielfalt an Spezifikationsvarianten, deren jeweiliger Auswahl eine erhebliche Bedeutung zukommt (vgl. Plümper & Tröger 2009) – aber auch grundsätzliche Kritik (u. a. Kittel 2006, vgl. Jahn 2009b:176). Wie wichtig die Auswahl der Spezifikationen ist, verdeutlichen die je nach Spezifikation teilweise erheblich unterschiedlichen Ergebnisse (Kittel 2006:650), die die oftmals propagierte Robustheit der Ergebnisse infrage stellen. Das Problem fehlender Robustheit zeigt sich jedoch nicht nur bei der Spezifikationsauswahl bei PTS, sondern auch bei anderen Methoden abhängig von Entscheidungen des Forschungsdesigns, insbesondere bei der Festlegung der Fälle, des Zeithorizontes und der berücksichtigten Variablen. Insofern kann diesem Problem durch eine fundierte methodische Begründung und die Berechnung alternativer Spezifikationen zumindest partiell begegnet werden (vgl. u. a. Wolf 2006). Durch die Art einzelner Spezifikationen und die (teilweise) variierenden Befunde je nach Schätzmodell ist die Interpretation jedoch erschwert.

296 Kittel formuliert eine grundsätzliche Kritik einer problematischen epistemologischen Fundierung, die v. a. politische Variablen betrifft. „(...) this road is closed for macro-level characteristics of social systems.“ (ibid.:647).

Der Nutzen der hohen Fallzahl bei PTS ist zwar immens, aber aufgrund der Fallzahl von  $N=28$  ist hier die Berechnung von Querschnittsregressionen auch vertretbar. Zudem versucht das Forschungsdesign, eine Analyse der Zeitdimension zu gewährleisten. Die Vorteile der PTS werden geringer als die Kosten eingeschätzt, denn viele für den Erklärungsansatz in 4.1 relevante Variablen müssten wegfallen, da sie nicht in Zeitreihen verfügbar oder im Zeitverlauf invariabel sind. Zudem wäre die Interpretierbarkeit der Ergebnisse durch die notwendigen Spezifikationen beeinträchtigt.<sup>297</sup>

Nach der Begründung der Methodenauswahl werden im Folgenden Voraussetzungen und Probleme von multivariaten Querschnittsregressionen und der Umgang damit diskutiert. Die statistischen Probleme betreffen Multikollinearität, Heteroskedastizität und Ausreißer, aber auch Signifikanztests (vgl. Backhaus et al. 2008, Bortz 2005, Urban & Mayerl 2006, Wagschal 1999). Aspekte des Forschungsdesigns umfassen Variablenauswahl und Datenqualität, Fallauswahl, Zeitdimension und theoretische Fundierung (vgl. Kittel 2009, Schmidt 1995, 1997, Widmaier 1997).

Um dem Problem der Multikollinearität<sup>298</sup> zu begegnen, wird bei Interkorrelationen oberhalb von 0,7 (vgl. Wagschal 1999:237, Widmaier 1997:114, siehe auch Schmidt 2004:464) in sämtlichen dargestellten Modellen eine der entsprechenden Variablen ausgeschlossen. Die Interkorrelationsmatrix (siehe Tab. A-4, A-5, A-6, A-20) für jede mögliche Variablenkombination – sowohl innerhalb der Diffusions- als auch innerhalb der Akkomodationsphase – weist nicht nur auf diese überhöhen Interkorrelationen hin, sondern ist auch bei der Modellbildung und der Identifizierung von Clustern aufschlussreich. Um zusätzlich die Übersicht für den Leser zu erleichtern, sind einige überhöch interkorrelierten Variablen bereits ad hoc für die multivariaten Analysen ausgeklammert,<sup>299</sup> so dass v. a. auf den nicht gleichzeitigen Modelleinbezug überhöch korrelierter Variablen des Clusters Protestantenquote, Frauenerwerbsquote und Kinderbetreuungsquote

297 Für die Analyse nur von Policyeffekten (vgl. 1.2.4), insbesondere monetären Maßnahmen, kann die Kosten-Nutzen-Abwägung positiver ausfallen, insbesondere ergänzend zu Querschnittsregressionen. Jedoch ist der Wegfall zentraler Kontextvariablen zu beachten, ebenso die erheblichen Implikationen für die theoretische Mikrofundierung. Auch unterscheidet sich der Wirkmechanismus gradueller Veränderungen in der Betreuungsinfrastuktur auf die TFR des Folgejahres gegenüber monetären Veränderungen.

298 Multikollinearität ist der statistische Fachausdruck für die Interkorrelation zwischen unabhängigen Variablen in einem Modell. Ist diese zu hoch, sind T-Werte und Signifikanztests nicht mehr sinnvoll interpretierbar.

299 Dies gilt für den Gender-Index und mehrere familienpolitische Variablen (vgl. Tab. 6-2). In diesen Fällen ist die Verwendung der Variablen entbehrlich, da jeweils adäquate alternative Variablen verbleiben, um die der Arbeit zugrunde liegenden Hypothesen zu überprüfen.

sowie des Modernisierungsclusters BIPPC, Landwirtschafts- und Dienstleistungsquote geachtet werden muss.

Das Problem der Heteroskedastizität<sup>300</sup> der Residuen führt zu ineffizienten Schätzern und verletzt eine Grundannahme der Regressionsanalyse, wonach die Varianz der Residuen konstant ist. Dieses Problem tritt häufig bei Querschnittsregressionen auf (Wagschal 1999:239). Neben mathematischen Testverfahren wie White-Test und Goldfeld-Quandt-Test lässt sich Heteroskedastizität auch grafisch an der typischen Keilform der Residuen feststellen. Hier wird die grafische Variante gewählt, um die Annahme der Homoskedastizität für jedes Basismodell zu überprüfen, hierzu werden die Residuen gegenüber der abhängigen Variablen abgebildet.

Ein weiteres Problem kann durch Ausreißer verursacht werden. Je kleiner die Fallzahl, desto wahrscheinlicher ist, dass einzelne abweichende Fälle einen über großen Einfluss auf die statistischen Ergebnisse ausüben. Die Methodik der Jackknife-Analysen wird in dieser Untersuchung konsequent angewendet. Hierbei werden die Ergebnisse sämtlicher Basismodelle durch sequenzielle Ausklammerung einzelner Untersuchungsfälle überprüft. Jackknife-Analysen für ein multivariates Modell implizieren bei  $N=28$  folglich 28 Jackknife-Modelle. Um die Robustheit der Ergebnisse zusätzlich abzusichern, werden auch die einzelnen sechs Ländergruppen sequenziell ausgeklammert. Weichen die Kernaussagen dieser Modelle nicht von denen des Gesamtmodells ab, ist sichergestellt, dass die Ergebnisse nicht auf spezifische Muster einer bestimmten Ländergruppe (oder eines einzelnen Landes) zurückzuführen sind. Zudem offenbaren die Streudiagramme der Residuen, aber auch die bivariaten in Kapitel 5 (ein krasses Ausreißerbeispiel siehe Abb. A-13), Vorhandensein und Grad von Ausreißern.

In der Literatur umstritten ist die häufige (und gelegentlich unreflektierte) Verwendung von Signifikanztests bei Vollerhebungen, da Signifikanztests auf der Annahme einer Zufallsstichprobe beruhen (vgl. u. a. Behnke 2007, Broscheid & Gschwend 2003, Ebbinghaus 2009:197f, Kittel 2009:290ff). Auch wenn die hier vorliegende Vollerhebung keine Stichprobenfehler aufweist, ist die Annahme, dass die Daten durch stochastische Prozesse wie Messfehler beeinflusst sind, plausibel (vgl. Broscheid & Gschwend 2003:21). Zudem erscheint die Alternative, das Weglassen von Signifikanztests, wenig hilfreich. Ihre Interpretation ist hinsichtlich der Relation von Parameterschätzwert und Schätzfehler sinnvoll, nicht jedoch als Rückschluss auf übergeordnete Grundgesamtheiten. Jedoch sollte, auch wenn Signifikanztests bei Vollerhebungen als Konvention gelten, ein signifikantes nicht mit einem gesicherten Ergebnis verwechselt werden, zu sehr sind die Ergebnisse von den Modellspezifikationen abhängig. Je nach Spezifika-

300 Der aus dem Griechischen stammende Fachbegriff Heteroskedastizität bedeutet ungleiche Streuung und bezieht sich auf die Residuen (Störterme).

tion von Fällen, Zeitpunkt und Variablen können sich die Signifikanzniveaus der partiellen und des gesamten Koeffizienten ändern. Hinsichtlich dieser Punkte wird die Robustheit der Modelle jeweils diskutiert.

Von zentraler Bedeutung ist die Variablenauswahl. Hier wird eine sehr breite Auswahl unabhängiger Variablen vorgenommen, um potenziell relevante Variablen, auch intervenierende und Cluster, zu identifizieren und den „Omitted-Variable-Bias“ (vgl. Jahn 2009b:182) bzw. den Spezifizierungsirrtum (Wagschal 1999:222) zu vermeiden. Beispielsweise ist die Analyse des Effekts familienpolitischer Variablen ohne den kulturellen, institutionellen, sozioökonomischen Kontext nur unzureichend. Der Umgang mit der hohen Zahl erklärender Variablen (ca. 50 für 2006) wird durch das mehrstufige Forschungsdesign (siehe 4.2) und die theoretische Fundierung (siehe 4.1) erleichtert. Die Strategie, den Effekt der zentralen Variablen durch Darstellung und Diskussion alternativer Basismodelle und den der weiteren Variablen durch sukzessive Inklusion in das Basismodell aufzuzeigen, ermöglicht einen sinnvollen Trade-off zwischen Pragmatismus und Ausschöpfung der Informationsbreite. Dadurch konnte die Anzahl der Regressionsrechnungen im vierstelligen und die der dargestellten Modelle im dreistelligen Bereich gehalten werden. (vgl. Sala-I-Martin 1997). Aufgrund der mittleren Fallzahl wird auf Modelle mit mehr als fünf unabhängigen Variablen (Basismodelle vier) verzichtet. Begrenzt ist die Variablenauswahl grundsätzlich durch die Datenverfügbarkeit. Diese ist für Fragestellung, Länderpool und Zeitraum weitestgehend gut – mit der Einschränkung, dass vergleichbare familienpolitische Daten bis vor wenigen Jahren nur lückenhaft vorhanden sind. Bei den bekannten Problemen der Datenmessung und -definition (vgl. Kittel 2009:284ff) ist es wichtig, dass Messfehler nicht systematischer Natur sind, da solche die Analyse verzerren können. Allerdings ist die Annahme plausibel, dass bei Querschnittsregressionen – anders als bei PTS – das Ausmaß von Messungenauigkeiten verglichen mit der Variation zwischen den Ländern gering ist und die Koeffizientenschätzer kaum von Messproblemen determiniert werden. Voraussetzung für die inkludierten Variablen bei Regressionsanalysen ist, dass sie metrische Skalierung vorweisen. Dies ist meistens der Fall. Bei nominal- oder ordinalskalierten Variablen wird die Dummy-Variablen-Technik angewendet, die diese Variablen in binäre, metrisch analysierbare umwandelt (vgl. Backhaus et al. 2008:55, Urban & Mayerl 2006:276ff).<sup>301</sup>

Die Analyse verfolgt das Ziel, Gesetzmäßigkeiten aufzudecken, wobei die Validität sich streng genommen nur auf den hier berücksichtigten Zeitraum und die

301 Die Variablen Freedom-House-Index und Verhütungszugang sind, um die Breite der Information auszuschöpfen, mit mehrstufiger Ausprägung verwendet worden, zusätzlich zur Überprüfung der Modelle aber auch mit Dummies (vgl. Tab. A-19). Die Unterschiede zwischen beiden Varianten sind gering.

ausgewählten Länder bezieht, da die Zusammenhänge in beiden Dimensionen, v. a. in der Zeitdimension, variieren (vgl. Schmidt 1997:220).<sup>302</sup> Auch deswegen ist das Forschungsdesign für beide Dimensionen möglichst breit angelegt. Die Fallauswahl ist eine Vollerhebung aller in dieser Zeit vom Zweiten Geburtenrückgang betroffenen OECD-Länder. Die Auswahl einer für diese Fragestellung vergleichsweise großen Fallzahl von N=28 gewährleistet selbst bei Einbezug von vier erklärenden Variablen, dass die Zahl der Freiheitsgrade genügend groß ist, um stabile Regressionsgleichungen zu erhalten (vgl. 4.2). Bei den Regressionen für die Diffusionsphase liegen für essenzielle Variablen wie BIPPC und moderne Verhütungsmittel nicht für alle 28 Länder Daten vor, so dass einige Länder (Osteuropa) ausgeschlossen werden müssen, jedoch sind auch hier die Freiheitsgrade ausreichend. Ab 1990 kann auf die wenigen Variablen, deren Daten nicht für alle Fälle verfügbar sind, aufgrund der sonst umfassenden und vollständigen Datenverfügbarkeit verzichtet werden, so dass N hier bei 28 liegt.

Der Zeitraum vom Beginn des Zweiten Geburtenrückgangs bis zum gegenwärtigsten Jahr 2006 ist ebenfalls groß und zudem in systematischen, engmaschigen Abständen analysiert. Die kombinierte Analyse von Querschnitts-niveaudaten und Veränderungsraten hat sich vielfach bewährt (u. a. Castles 1998, 2004, Schmidt 1982, 1993). Die Auswahl der untersuchten Querschnitte und Phasen ist theoriegebunden und baut auf der bivariaten Analyse des vorigen Kapitels auf. Während das nachgewiesene systematische Muster des Zusammenhangswechsels – aufgrund des Jahres des Vorzeichenwechsels – den Phasenwechsel auf die Zeitspanne von 1985 bis 1988 verorten lässt, wird für die Operationalisierung ein bestimmtes Jahr als Wendepunkt festgelegt. Aufgrund der Betrachtung von Medianwert, Modalwert und dem arithmetischen Mittel ist die Auswahl des Jahres 1986 für die abhängige Variable TFR plausibel, was aufgrund der um ein Jahr zeitverzögerten Operationalisierung für die unabhängigen Variablen dem Jahr 1985 entspricht.<sup>303</sup> Da Zusammenhänge zwischen Niveauvariablen die Dynamik von Veränderungen nicht vollständig erfassen, werden auch Veränderungsraten analysiert. Bedingung für einen sinnvollen Einsatz der Veränderungsraten ist ihre Analyse innerhalb der beiden Phasen, nicht jedoch über den Phasenwechsel

302 Das identifizierte langfristige Erklärungsmuster lässt sich möglicherweise auch räumlich und zeitlich weiter ausdehnen, das werden weitere Analysen von zukünftigen Entwicklungen zeigen. Einiges spricht dafür.

303 Der Modalwert liegt bei 1986, in diesem Jahr hatten fünf der 14 Variablen erstmals ein zum Vorjahr geändertes Vorzeichen, 1987 waren es vier, 1985 und 1988 zwei und 1982 eine. Da jeweils über die Hälfte der Jahreszahlen größer oder gleich bzw. kleiner oder gleich 1986 sind, ist dies auch der Medianwert. Das arithmetische Mittel beträgt 1986,14 Jahre.

hinweg.<sup>304</sup> Dies wird in Abschnitt 6.2 bivariat für die gesamte Diffusionsphase 1971-1986 und für drei jeweils fünfjährige Subperioden und in 7.1 für die Akkomodationsphase 1986-2006 und für die beiden zehnjährigen Subperioden vorgenommen. Bei den multivariaten Analysen werden sowohl Niveaudaten als auch Veränderungsdaten untersucht.

Weil für die Operationalisierung von Veränderungsdaten die Daten mehrerer Jahre benötigt werden, ist die verfügbare Variablenzahl geringer als bei der Niveaudatenanalyse. Da die abhängige Variable um ein Jahr zeitverzögert operationalisiert wird, beziehen sich die Bezeichnungen auf die Jahreszahl der TFR, beispielsweise wird deren Veränderung von 1971 bis 1976 mit der Veränderung der unabhängigen Variablen zwischen 1970 und 1975 verglichen. Auch wenn in diesem Abschnitt die abhängige Variable immer und die unabhängigen Variablen meistens als Veränderungsdaten operationalisiert sind, macht es in wenigen Fällen Sinn, die unabhängige Variable als Niveaugröße mit der Veränderung der Fertilitätsraten in Bezug zu setzen. Dies gilt für die Variablen Protestantenquote, Katholikenquote, Verhütungszugang, TFR des Phasenbeginns, Frauenwahlrechtalter und Pronatalismuserbe.<sup>305</sup> Bei der Variablen BIPPC ist die Verwendung der prozentualen Veränderung plausibler als die absolute, da diese bei hochentwickelten Staaten oft höher ist als bei Nachzüglern, bei denen wiederum das prozentuale Wachstum höher ist. Deshalb werden von beiden Indikatorvarianten gegensätzliche Vorzeichen erwartet.<sup>306</sup>

Eine kaum zu überschätzende Komponente der empirischen Analyse ist die theoretische Unterfütterung, insbesondere die Fundierung des postulierten Zusammenhangs auf Mikroebene (vgl. Kittel 2006:654). Das theoretische Fundament ist nicht nur für die Variablenauswahl und das gesamte Forschungsdesign, sondern auch für die Generierung von Basismodellen und alternativen Regressi-

- 304 Während die Analyse von Subperioden meistens zur Überprüfung der temporalen Stabilität der Parameter und zusätzlich zur Gesamtperiode vorgenommen wird (vgl. Obinger 2003:134ff), entspricht die Zwei-Phasen-Aufteilung des Forschungsdesigns der in Kap. 5 skizzierten These der gegenläufigen Effekte, es wird keine Gesamtperiode untersucht. Innerhalb jeder der beiden Phasen werden auch Subperioden hinsichtlich temporaler Stabilität analysiert.
- 305 Dass der methodische Grundsatz „Veränderungsdaten nur mit Veränderungsdaten zu vergleichen“ in diesen Fällen nicht greift, sei hier am Beispiel der Protestantenquote plausibel gemacht: Der Vergleich der abgesehen von Südkorea minimalen Veränderungsdaten der Konfessionsquoten mit den erheblichen Veränderungen der TFR macht inhaltlich keinen Sinn. Welchen Einfluss sollte beispielsweise der Rückgang der Katholikenquote in Spanien von 99,5 auf 96,2 Prozent auf die TFR haben? Der Einfluss der (in Niveaudaten quantifizierten) katholischen bzw. protestantischen Prägung auf die Veränderung der TFR innerhalb der Diffusionsphase 1971-1986 macht inhaltlich dagegen Sinn.
- 306 Um dem Leser die Möglichkeit der Betrachtung beider Werte zu geben, sind beide Varianten im Folgenden dargestellt. Im Text interpretiert wird jedoch nur die nach Auffassung des Verfassers plausiblere Variable prozentuales BIPPC-Wachstum.

onsmodellen zentral. Regressionsanalysen schätzen meist linear-additive Modelle, was impliziert, dass alle unabhängigen Variablen unabhängig und additiv auf die abhängige wirken. Der zweistufige Erklärungsentwurf geht – wie die meisten komplexen makrosozialen Phänomene – von Interaktionen zwischen den Variablen aus, die im Zeitverlauf dynamisch sind. Dem wird durch die Kombination aus Interkorrelationsanalyse, der Betrachtung der Veränderung der partiellen Koeffizienten in alternativen Modellen und dem systematischen Vergleich im Zeitverlauf Rechnung getragen.

Bei der Modellgenerierung wird der „Prämisse der Sparsamkeit von empirischen Modellen“ (Wagschal 1999:233) gefolgt. Dazu werden potenzielle Regressoren, deren erklärte Varianz sich theoretisch und empirisch überschneidet, im Vorfeld der Modellgenerierung systematisch analysiert, um zu schlanken Modellen zu gelangen, so dass erstens der Standardfehler nicht inflationiert wird, zweitens der korrigierte Determinationskoeffizient sich nicht zu stark vom Wert des unkorrigierten entfernt und drittens die Interpretation des Modells für den Leser erleichtert wird. Auch werden keine zeitverzögerten TFR-Werte als unabhängige Variable aufgenommen, da dadurch gewonnene hohe  $R^2$ -Werte nur geringen Erkenntnisgewinn bergen.<sup>307</sup> Die präsentierten Basismodelle für die einzelnen Jahre und Zeiträume sind so ausgewählt, dass die Anpassungsgüte bei geringer Variablenzahl (in der Regel vier) möglichst groß ist. Dabei werden zum einen alternative Basismodelle generiert sowie ihre theoretischen Implikationen diskutiert und zum zweiten – wie in vielen Publikationen üblich – das Basismodell sukzessive in Kombination mit den einzelnen anderen Variablen überprüft. Bei letzterem wird für jede Variable systematisch sichtbar gemacht, inwieweit sich die gesamte erklärte Varianz<sup>308</sup> erhöht und welchen Einfluss sie auf die partiellen Koeffizienten, die Standardfehler und die Signifikanzniveaus der Variablen des Basismodells hat. Dieses Vorgehen birgt jedoch die Gefahr der Fixierung auf eine bestimmte Variablenauswahl. Inhaltlich besonders interessant ist die Diskussion alternativer Basismodelle, da nicht selten die theoretischen Zusammenhänge zwischen den von Basis- zu Alternativmodell ausgetauschten Variablen von erheblichem Forschungsinteresse sind. Sie haben den Vorteil, den

307 Die Vorjahres-TFR liegen mit 0,98 auf exorbitantem Niveau. Denkbar wäre der Einbezug der Babyboom-Intensität durch den TFR-Wert von 1960 für die Analyse von 1970 oder 1980, jedoch wäre der Erkenntniswert zu gering, und die Maximierung des Determinationskoeffizienten ist kein Wert an sich (vgl. Urban & Mayerl 2006:109ff). Zudem wird die Entwicklung der Geburtenraten adäquater durch die Einbeziehung der Veränderungs-raten als AV berücksichtigt.

308 Der Begriff „potenziell erklärte Variation“ ist hier gewählt, um zu verdeutlichen, dass streng genommen für den Begriff „erklärte Variation“ neben dem Determinationskoeffizienten eine theoretische plausible Darstellung des Kausalmechanismus Voraussetzung ist (vgl. Wolf 2007:159). Zur Verbesserung der Lesbarkeit (und auch der Konvention folgend) wird im Folgenden auf das relativierende Adjektiv verzichtet.

Blickwinkel nicht unnötig zu verengen. Auch weisen sie gelegentlich auf Modelle, bei denen mit der gleichen Variablenzahl eine ähnlich hohe Zusammenhangsstärke erreicht wird, wodurch auch Cluster identifiziert werden können (siehe v. a. 7.3.1). Um die für die Argumentation erforderlichen statistischen Ergebnisse im Text zu haben, ihn gleichzeitig aber lesbar zu gestalten und nicht zu sehr mit Zahlen zu überfrachten, werden die ausgewählten Modellvarianten im Text und die schematische sukzessive Inklusion sämtlicher Variablen zum Basismodell im Anhang aufbereitet.

Bei der Darstellung der multivariaten Regressionsmodelle sind im Folgenden jeweils mehrere Informationen zu finden. Hinsichtlich des Gesamtmodells sind dies die Konstante, die Fallzahl  $N$ , der Determinationskoeffizient  $R^2$  und der korrigierte  $R^2_{\text{korr}}$ , die beiden letzteren gegebenenfalls mit Hinweis auf das Signifikanzniveau.<sup>309</sup> Für jede im Modell berücksichtigte unabhängige Variable steht links in der Modellspalte der nicht standardisierte partielle Regressionskoeffizient  $b$ , darunter in Klammern der Standardfehler sowie der Hinweis auf das Signifikanzniveau und rechts der standardisierte partielle Regressionskoeffizient  $Beta$ .<sup>310</sup> Sämtliche Berechnungen wurden mit der Statistiksoftware STATA 10 durchgeführt.

309 Es sei nochmals erinnert, dass „\*“ ein Signifikanzniveau  $\leq 95\%$  und „\*\*\*“  $\leq 99\%$  signalisieren.

310 Für den nicht mit der multivariaten Regressionsmethodik vertrauten Leser seien hier die Messzahlen kurz erläutert (eine ausführliche und gut verständliche Darstellung siehe Wagschal 1999): Die Konstante gibt an, wie hoch die TFR (bzw. ihre Veränderungsrate) ist, wenn alle unabhängigen Variablen (UV) den Wert Null haben (dies kann z. B. beim Frauenwahlrechtalter zu irrealen Werten führen).  $R^2$  gibt an, wieviel Prozent der Varianz der abhängigen Variable durch die unabhängigen Variablen (potenziell) erklärt werden.  $R^2_{\text{korr}}$  ist der korrigierte Determinationskoeffizient, der die Anzahl der unabhängigen Variablen berücksichtigt; je mehr UV, desto größer ist der Unterschied zwischen beiden Koeffizienten. Der nicht standardisierte partielle Regressionskoeffizient  $b$  gibt die Steigung an, d. h. wie hoch die TFR ansteigt, wenn die entsprechende UV um eine Einheit steigt und alles andere konstant bleibt. Der standardisierte partielle Regressionskoeffizient  $Beta$  gibt den Wert der Regressionskoeffizienten nach einer Standardisierung der Werte durch eine z-Transformation und eine anschließende Regressions-schätzung an. Diese  $Beta$ -Koeffizienten verdeutlichen, wie groß der Einfluss einer Variablen in Relation zu den anderen UV auf die abhängige Variable ist. Die partiellen Koeffizienten unterscheiden sich von Modell zu Modell entsprechend der Zusammensetzung der UV, sehr geringe  $Beta$ -Werte legen eine Reduzierung des Modells um die entsprechende Variable nahe. Forschungspragmatisch sind die  $Beta$ -Werte enorm hilfreich, ihre Interpretation ist jedoch nicht unproblematisch (ibid.:234).

## 6.2 Bivariate Analyse der Veränderungsrate

In diesem Abschnitt werden die Veränderungsrate der gesamten Diffusionsphase 1971-1986 und der drei fünfjährigen Subperioden beleuchtet (siehe Tab. 6-1).

**Tabelle 6-1:** Korrelationen der Veränderungsrate innerhalb der Diffusionsphase

| Variablen (und ihr Zusammenhang mit der TFR) | Datenbasis | V 1971-1986<br>Hauptperiode | V 1971-1976<br>Subperiode 1 | V 1976-1981<br>Subperiode 2 | V 1981-1986<br>Subperiode 3 |
|--|------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| 1b Frauenerwerbspotenzial                    | 24         | -                           | 0,102                       | -                           | -                           |
| 2a Katholikenquote                           | alle       | 0,015                       | 0,293                       | -0,185                      | -0,252                      |
| 2b Protestantenquote                         | alle       | 0,162                       | -0,113                      | 0,197                       | 0,379(*)                    |
| 4a BIPPC absolut                             | 24         | 0,689**                     | 0,369                       | 0,565**                     | 0,700**                     |
| 4aa BIPPC prozentual                         | 24         | -0,647(**)                  | -                           | -                           | -                           |
| 4b Dienstleistungsquote                      | 25         | -0,238                      | 0,134                       | -0,132                      | -0,694**                    |
| 4c Agrarwertschöpfungsq.                     | 22/3       | 0,795*(*)                   | 0,083                       | 0,361                       | 0,492(*)                    |
| 7a Zugang mod. Verhütung                     | 23         | 0,576*(*)                   | 0,107                       | 0,556*(*)                   | -                           |
| 8b Kinderlosenquote                          | 17/21      | 0,258                       | 0,109                       | 0,355                       | 0,258                       |
| 8c TFR 1970                                  | alle       | -0,912**                    | -0,669**                    | -                           | -                           |
| 9a Frauenwahlrecht                           | alle       | -0,200                      | -0,032                      | -0,103                      | -0,325                      |
| 9c Politische Rechte FH                      | alle       | 0,219                       | -0,188                      | 0,504(**)                   | 0,364                       |
| 11a Generationenkoeffiz.                     | 22         | -                           | -                           | -                           | -0,021                      |
| 12a Familienausgabenq.                       | 23         | -                           | -                           | -                           | -0,012                      |
| 12b Familientransferquote                    | 23         | -                           | -                           | -                           | -0,106                      |
| 12c Elterngeld pro Kopf                      | 22         | -                           | -                           | -                           | 0,334                       |
| 13a Familiendienstleist.                     | 23         | -                           | -                           | -                           | 0,111                       |
| 13b KB-Ausgaben p. K.                        | 21         | -                           | -                           | -                           | 0,474(*)                    |
| 16a Pronat. Politikerbe                      | alle       | 0,119                       | -0,158                      | 0,439(*)                    | 0,156                       |

Quelle: Eigene Berechnungen, Datenbasis siehe Kapitel 5.

Anmerkungen: Die Signifikanzkennzeichnungen sind bei Signifikanzniveaus, die bei Jackknife-Analysen wegfallen, in Klammern gesetzt. Beim Verhütungsmittelzugang sind die Ergebnisse für die binäre Kodierung der mehrstufigen sehr ähnlich (0,567\*\* in der Hauptperiode und 0,174 und 0,493\* in den beiden Subperioden), das gleiche gilt für die politischen Rechte (0,200, -0,208 und 0,593\*\*).

Die bivariate Analyse der Veränderungsrate für die gesamte Diffusionsphase 1971-1986 zeigt, dass mit  $r = -0,91$  ein exorbitant starker Effekt vom Geburtenniveau zu Beginn der Diffusionsphase auf die TFR-Veränderungsrate ausgeht (siehe Abb. 6-1). Deutlich geringer, jedoch noch hochsignifikant ist der Zusammenhang der Modernisierungsindikatoren BIPPC und Agrarquote sowie des Verhütungsmittelzugangs mit den Veränderungsrate der TFR. Dieses Ergebnis ist charakteristisch für einen Diffusions- und Nachzüglerbefund: Je höher die Geburtenrate 1970, desto höher der Rückgang der Geburtenraten in den Folgejahren.<sup>311</sup> Je stärker der Rückgang der Agrarquote bzw. je verzögerter der Zugang zu modernen Verhütungsmitteln, desto stärker ist der Geburtenrückgang zwischen 1971 und 1986. Auch das positive Vorzeichen des absoluten BIPPC

311 In diesem Zusammenhang sei noch einmal darauf verwiesen, dass es keinen statistischen Zusammenhang zwischen den Geburtenraten von 1970 und 2006 gibt (vgl. 5.8).