

## H. Entwicklungen der Fertilität und ihrer Komponenten sowie der Institution Familie im langfristigen Prozeß

### I. Einleitung

In diesem Kapitel setzen wir uns zwei Ziele: Zum einen bezwecken unsere Analysen eine Dekomposition<sup>483</sup> der Fertilitätsentwicklung. Auf der Grundlage langfristiger demographischer Daten und Zeitreihen wird versucht, folgende Komponenten quantitativ zu bestimmen: 1. Den Einfluß der *Altersstruktur* einer Bevölkerung auf die Periodengesamtfertilität. 2. Die Differenzen zwischen *Perioden-* und *Kohortengesamtfertilität*. 3. Unterschiede im Verteilungsmuster der altersspezifischen Fertilität (*Tempo-Effekte*). 4. Verteilungsunterschiede der paritätspezifischen Fertilität (*Quantum-Effekte*). 5. Weiter sollen die in diesem Kapitel errechneten Indikatoren dazu verwendet werden, die oben ausgeführten allgemeinen Hypothesen zu untermauern. Dabei sind wir auf Zeitreihen angewiesen, die eine relativ große Zeitspanne umfassen. Erst eine solche Langzeitperspektive ermöglicht die Prüfung unseres Ansatzes und erlaubt den Einsatz multivariater Prozeduren zwecks inferenzstatistischer Absicherung der postulierten Zusammenhänge.

Zum zweiten entwickeln wir für die einzelnen Komponenten *Erklärungsmodelle*, bei denen neben strukturellen, kulturellen, demographischen und kontextuellen Variablen auch das sozial- und familienpolitische Engagement berücksichtigt wird. Diese Erklärungsmodelle werden mittels bi- und multivariater Verfahren inferenzstatistisch erhärtet.

In diesem Kapitel wird somit systematisch zwischen *Tempo-* und *Quantum-*Indikatoren auf der einen Seite und zwischen der *Perioden-* und der *Kohorten-*Betrachtungsweise auf der anderen Seite unterschieden.

Blicken wir zurück auf die basalen forschungsleitenden Hypothesen, wie sie im Kapitel F ausgeführt wurden, dann konzentrieren wir uns insbesondere auf die drei folgenden: Die Längsschnitt-Anordnung unserer Analysen ermöglicht als erstes die Identifizierung normaler Prozeßverläufe und die zeitliche Bestimmung von anormalen oder Übergangsphasen. Eine zweite Hypothese thematisiert den Mechanismus des Übergangs von einer Normalphase zur nächstfolgenden, der sich u. E. in zwei Schritten abwickelt. Zunächst verändert sich das Tempo generativen Handelns und erst in einer zweiten Etappe sind quantitative Effekte zu gewärtigen.

---

<sup>483</sup> Zu den Begriffen Komponente, dekomponieren vgl. unten.



Im Rahmen dieses Kapitels werden wir uns drittens detailliert mit der Pluralisierungs- und Polarisierungshypothese beschäftigen. Am Rande wird auch die Hypothese des Primats der Kultur, die wir im vorausgehenden Kapitel erörtert haben, wieder aufgegriffen werden.

Wir beschränken uns hier – im Unterschied zu Kapitel G wo Kantone oder teilweise Bezirke die Untersuchungseinheiten waren – in geographischer Hinsicht auf die ganze *Schweiz als Analyseeinheit*. Dies geschieht in erster Linie aus pragmatischen Überlegungen (Datenlage). In zeitlicher Hinsicht werden wir uns auf die Zeitspanne zwischen 1900 und 1987 konzentrieren, für welche verschiedene differentielle Indikatoren der *Periodenfertilität* vorhanden sind oder unsererseits berechnet und aufbereitet wurden. Für die Analyse der *kohortenspezifischen* differentielle Fertilität muß der Zeitraum eingeschränkt werden und zwar auf die Zeitspanne zwischen 1900 und 1960. Die Kohorte 1960 ist 1992 32 Jahre alt, steht somit noch inmitten der Phase ihrer größten Geburtenhäufigkeiten. Weil ein Teil der ausgegrenzten Alterskohorten (Geburtsjahrgänge seit 1939) ihre fertile Phase noch nicht beendet hat, können somit auch keine vollendeten alterskohorten-spezifischen Fertilitätsdaten ausgewiesen werden und in der Folge auch keine Indikatoren, wie beispielsweise die vollendete Kohortenfertilität oder das mittlere Alter der Mutter bei der Geburt der Kinder, berechnet werden. Mittels *relationaler Gompertzmodelle* haben wir die fehlenden Zahlen *geschätzt* und auch die Güte dieser Schätzungen überprüft. Solche Schätzungen sind notwendig, will man die Perioden- und die Kohortenfertilität über einen hinreichend großen Vergleichszeitraum bestimmen. Aufgrund einer im mathematischen Sinne „konservativen“ Randbedingung haben wir Schätzungen nur für jene Kohorten berechnet, die den voraussichtlichen Scheitelpunkt in der jeweiligen Verteilung der altersspezifischen Geburtenhäufigkeiten (ASFZ) überschritten haben. Daraus erklärt sich die erwähnte Beschränkung des Zeitraumes auf 1900 bis 1960, was die Kohorten-Rohdaten und die kohortenspezifischen Indikatoren angeht.

## II. Zur Methode

### 1. Zu Datenlage und Datenqualität

Für die Schweiz (nicht regional differenziert) stehen in verschiedenen Veröffentlichungen des Bundesamts für Statistik *periodenspezifische* Fertilitätsziffern zur Verfügung. Diese wurden zur Hauptsache dem jährlich erscheinenden Statistischen Jahrbuch der Schweiz und den ebenfalls jährlich erscheinenden Publikationen zur Bevölkerungsbewegungs-Statistik der Schweiz entnommen. Außerdem wurden eine Reihe von Sonderveröffentlichungen zur Fertilitätsentwicklung in der Schweiz konsultiert und verwendet.

Näherer Erläuterung bedarf die Quellenlage für die *kohortenspezifische Fertilität*, die wir als Grundlage für die Schätzungen benutzt haben. Als primäre Datenquelle diente uns die Veröffentlichung: Allgemeine Fruchtbarkeitsziffern nach Altersgruppen und statistische Merkmale der Verteilung seit 1946 (1946 bis



1982).<sup>484</sup> Diese periodenspezifischen Daten für die Geburtenhäufigkeiten der Altersjahrgänge (*années révolues*) von Frauen zwischen 1946 und 1982, nach dem Alter der Mütter (von 15 bis 49 Jahre), wurden *kohortenspezifisch* umgeschrieben. Die fehlenden Werte wurden ergänzt mit Daten, die von Patrick Festy<sup>485</sup> kompiliert worden sind. Bei dieser Quelle handelt es sich aber um zweijährige Mittelwerte, was kleine Differenzen (< 2 Prozent) gegenüber den vom BFS publizierten Werten (nicht gemittelte einjährige altersspezifische Fertilitätsziffern (ASFZ)) zur Folge hat. Auf diesem Wege erhielten wir eine Matrix für die kohortenspezifische Fertilität nach dem Alter der Frauen, welche für die Zeitspanne 1916 bis 1932 vollständig, für die früheren respektive die späteren Jahre aber unvollständig ist. Für den Zeitraum, für welchen die ASFZ unvollständig vorliegen, wurde die Datenmatrix durch Schätzwerte ergänzt.

Wo immer möglich, wurden die vom Bundesamt für Statistik (BFS) in verschiedenen disparaten Veröffentlichungen publizierten Werte oder Indikatoren anderen Quellen oder eigenen Berechnungen vorgezogen. Zu erwähnen sind insbesondere folgende Publikationen, in denen sich sowohl Rohdaten als auch Indikatoren finden lassen: Die Entwicklung der Fruchtbarkeit in der Schweiz,<sup>486</sup> Bevölkerungsentwicklung, Geburten und Todesfälle,<sup>487</sup> Die rohe Geburtenziffer in der Schweiz und in den Kantonen 1900 bis 1970, Auswirkungen der wichtigsten Komponenten,<sup>488</sup> Kantonale demographische Indikatoren 1960 und 1970.<sup>489</sup> Weitere Datenquellen werden im Text explizit erwähnt werden.

Vergleicht man die Datenlage in der Schweiz mit jener anderer Staaten, dann gilt es zu bemerken, daß insbesondere kohortenspezifische Zeitreihen nur für einen vergleichsweise kurzen Zeitraum vorhanden sind. Hinzuweisen ist auf eine Studie des Europarats, in welcher Jean-Paul Sardon Kohortendaten für die Mitgliedsländer ermittelt hat.<sup>490</sup>

## 2. Schätzung der kohorten- und altersspezifischen Fertilität

Zur Schätzung der fehlenden Werte wurde ein *relationales Gompertz-Modell* verwendet. Abb. 33 gibt die fünf Schritte unseres Vorgehens für die Ermittlung der fehlenden Werte wieder. Die ASFZ stellen eine Glockenkurve dar, die Ähnlichkeiten mit einer binomialen Verteilung aufweist. Sie erlauben indes keine direkten Schätzungen. Summiert man aber die ASFZ jeder Kohorte (kum. ASFZ), erhält man Verteilungen, die sich in erster Näherung als logistische Funktionen charak-

<sup>484</sup> Bundesamt für Statistik (BFS): Die kurzfristige Entwicklung der Fruchtbarkeit in der Schweiz seit 1946, Heft 111, Tabelle 2.2.

<sup>485</sup> Patrick Festy: *La fécondité des pays occidentaux de 1870 à 1970*, INED Cahier 85, Paris 1979.

<sup>486</sup> Bundesamt für Statistik (BFS): Beiträge zur schweizerischen Statistik, Heft 42, Bern 1977.

<sup>487</sup> Bundesamt für Statistik (BFS): Quellenheft 35 Bern 1931, BFS Quellenheft 591, Bern 1977.

<sup>488</sup> Bundesamt für Statistik (BFS): Beiträge zur schweizerischen Statistik, Heft 41, Bern 1976.

<sup>489</sup> Bundesamt für Statistik (BFS): Beiträge zur schweizerischen Statistik, Heft 44, Bern 1977.

<sup>490</sup> Council of Europe (Hrsg.): *Cohort Fertility in member states of the Council of Europe*, Population Studies Nr. 21, Strasbourg 1990.



terisieren lassen. Statistisch wäre es möglich, auf dieser Grundlage die fehlenden Werte zu ermitteln (Schätzverfahren für logistische Funktionen). Aus mathematischen Erwägungen bevorzugten wir für die Komplettierung der Rohdatenmatrix eine andere Vorgehensweise. Wir interpretierten die kum. ASFZ nämlich als *Gompertz-Funktionen*. Dies hat den Vorteil, daß sich die doppelt logarithmierten Häufigkeitsverteilungen der kum. ASFZ nahezu einer Geraden annähern (vom 25. Altersjahr an ist die Häufigkeitsverteilung quasi linear). Von daher ist es gerechtfertigt, die kum. ASFZ mathematisch als Gompertz-Funktionen zu behandeln. Ein Vorteil ist, daß sich die kum. ASFZ mittels vergleichsweise einfacher Transformationen (doppeltes Logarithmieren) linearisieren lassen. Sodann können mittels einfacher Regressionen die erforderlichen rohen Schätzwerte bestimmt werden. Diese müssen anschließend rücktransformiert werden. Durch iteratives Hochrechnen erhält man die vollständigen Verteilungen der ASFZ. Die mathematischen Annahmen, welche hinter dieser Vorgehensweise stehen, das Schätzverfahren selber und die einzelnen Transformationsschritte gilt es nun im Detail zu erläutern.

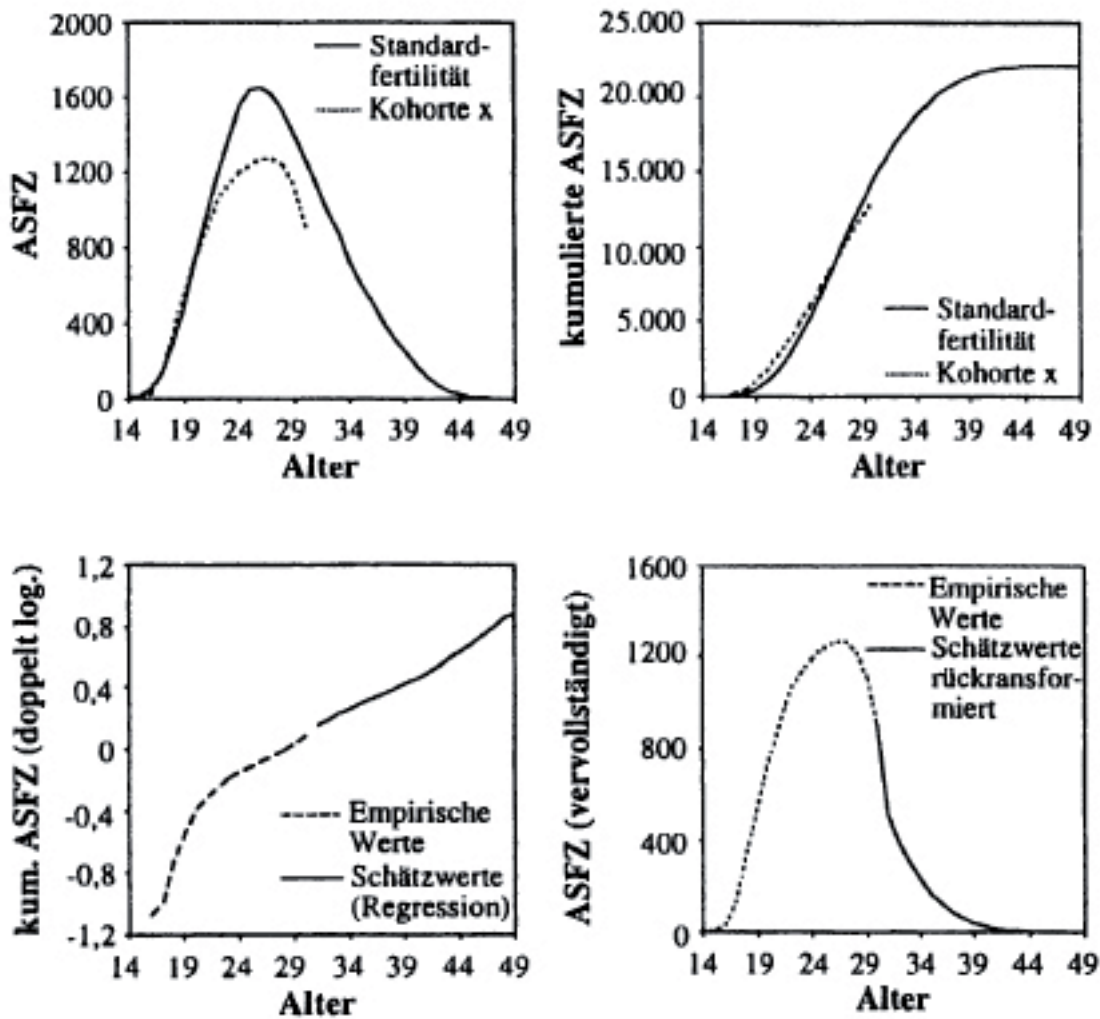


Abb. 33: Graphische Darstellung der Rechenschritte zur Schätzung der kohorten- und altersspezifischen Fertilitätsziffern



Die *Gompertz-Funktion* <sup>491</sup> geht von folgenden mathematischen Annahmen aus: Das Wachstum  $dx/dt$  einer Zeitreihe  $x(t)$  ist proportional mit dem jeweils erreichten Niveau  $x(t)$  und mit der logarithmierten Differenz zwischen Sättigungsniveau  $S$  und dem bisher erreichten Niveau  $x(t)$ . Formal ausgedrückt lauten diese Annahmen:

$$x' = dx/dt = ax (\ln S - \ln x) = ax \ln (S/x).$$

Substituiert man:

$$z = \ln (S/x) \text{ mit } dz/dx = -(1/x),$$

dann erhalten wir:

$$dx/x \cdot 1/z = a dt \quad \text{oder:} \quad -(dz/z) = a dt.$$

Das Integral:

$$-\int (1/z) dz = \int a dt + C$$

ergibt:

$$-\ln z = at + C.$$

Nach zweimaligem Entlogarithmieren erhalten wir für die gesuchten Werte:

$$x = S \cdot e^{-e^{-at-C}}$$

Setzt man hier ein:  $e^{-a} = A$  und  $e^{-C} = B$ , so lautet der Ausdruck der Gompertz-Funktion:

$$x(t) = S e^{-BA^t},$$

wofür sich die Parameter  $S$ ,  $A$  und  $B$  relational aus den Zeitreihenwerten schätzen lassen. <sup>492</sup>

Am Center for Population Studies in London haben W. Brass und M. J. Murphy <sup>493</sup> verschiedene relationale Gompertz-Modelle miteinander verglichen und hinsichtlich ihrer Tauglichkeit zur Schätzung der vollendeten Fertilität eingehenden mathematischen und empirischen Tests unterzogen.

Bei diesen Untersuchungen wiesen sie nach, daß sich das Verfahren grundsätzlich zu diesem Zweck eignet. Die OLS-Regressionsschätzungen dürfen aber nicht auf die Zeit ( $t$ ) sondern auf eine *Standardfertilitätsverteilung* bezogen werden. Das trägt dem Sachverhalt Rechnung, daß bei den jüngsten Altersgruppen keine Linearität besteht. Wir verwenden in unseren Berechnungen die Mittelwerte der ASFZ zwischen 1916 und 1932 als solchen Standard. Dieses Standardmaß erweist sich

<sup>491</sup> Die Funktion ist benannt nach dem österreichischen Statistiker Gompertz. Sie ist im Gegensatz zur logistischen Funktion asymmetrisch aufgebaut. Die Wachstumsrate einer Gompertz-Funktion nimmt nicht so schnell ab wie die Wachstumsrate einer logistischen Funktion.

<sup>492</sup> Karl-Werner Hansmann: Kurzlehrbuch Prognoseverfahren, Wiesbaden 1983, S. 117f.

<sup>493</sup> Mike J. Murphy: Gompertz and Gompertz Relational Models for Forecasting Fertility: An Empirical Exploration, Research Paper No. 82-2, London 1982.



ex post als Ursache für eine geringfügige *Unterschätzungstendenz* der ermittelten Schätzwerte. Wir kommen auf diesen Sachverhalt noch zurück.

Verwendet man die allgemeine Gompertz-Funktion zur Schätzung der Kohortengesamtfertilität, ist wie folgt vorzugehen:

Wir gehen aus von der allgemeinen Gompertz-Funktion:

$$F(t) = FA^{B^t}$$

worin  $F(t)$  die kumulierte Fertilität bis zum Alter  $t$  darstellt,  $F$  die endgültige Fertilität, sowie  $A$  und  $B$  die zu schätzenden Parameter.

Durch doppeltes Logarithmieren läßt sich die Gleichung umschreiben in:

$$\log(-\log F(t) / F) = t \log B + \log(-\log A) = B^*t + A^*$$

Da sich die Parameter  $A^*$  und  $B^*$  mit Hilfe von linearen Regressionsverfahren (OLS) nur dann schätzen lassen, wenn der Wert  $F$  bekannt ist, bedarf es eines Approximierungsverfahrens. Notiert man die Funktion als:

$$\log F(t) - \log F = -\exp(-(A^* + B^*t)),$$

so läßt sie sich als Differentialgleichung ausdrücken:

$$dF(t) / dt / F(t) = B^* \exp-(A^* + B^*t)$$

oder:

$$-\log((dF(t) / dt) / F(t)) = -\log B^* + A^* + B^*t$$

Als Approximation für den Term  $dF(t) / dt$  läßt sich einsetzen:

$$dF(t) / dt = F(t) - F(t-1).$$

D.f.:

$$-\log((dF(t) / t) / F(t)) = -\log B^* + A^* + B^*t,$$

$$\log(F(t) - F(t-1) / F(t)) = x + yt,$$

wobei:

$$x = \log B^* - A^*$$

$$y = -B^*$$

oder:

$$F(t) - F(t-1) = F(t) \exp(x + yt)$$

$$F(t) = F(t-1) / 1 - \exp(x + yt)$$

Diese Terme lassen sich nun iterativ berechnen, selbst wenn keine Werte über die vollendete Kohortenfertilität zur Verfügung stehen.<sup>494</sup>

Nämlich:

$$F(T + 1) = F(T) / 1 - \exp(x + yt)$$

$$F(T + 2) = F(T + 1) / 1 - \exp(x + yt)$$

<sup>494</sup> François Höpflinger: *Wandel der Familienbildung in Europa*, Campus, Frankfurt/NewYork 1987, S. 262ff.



Die umfangreichen Zwischen- und Endergebnisse dieser Schätzungen wurden andernorts dokumentiert.<sup>495</sup> Das entbindet uns indes nicht davon, eine Reihe von Anmerkungen, insbesondere was die Qualität der Prognosen angeht, anzuführen.

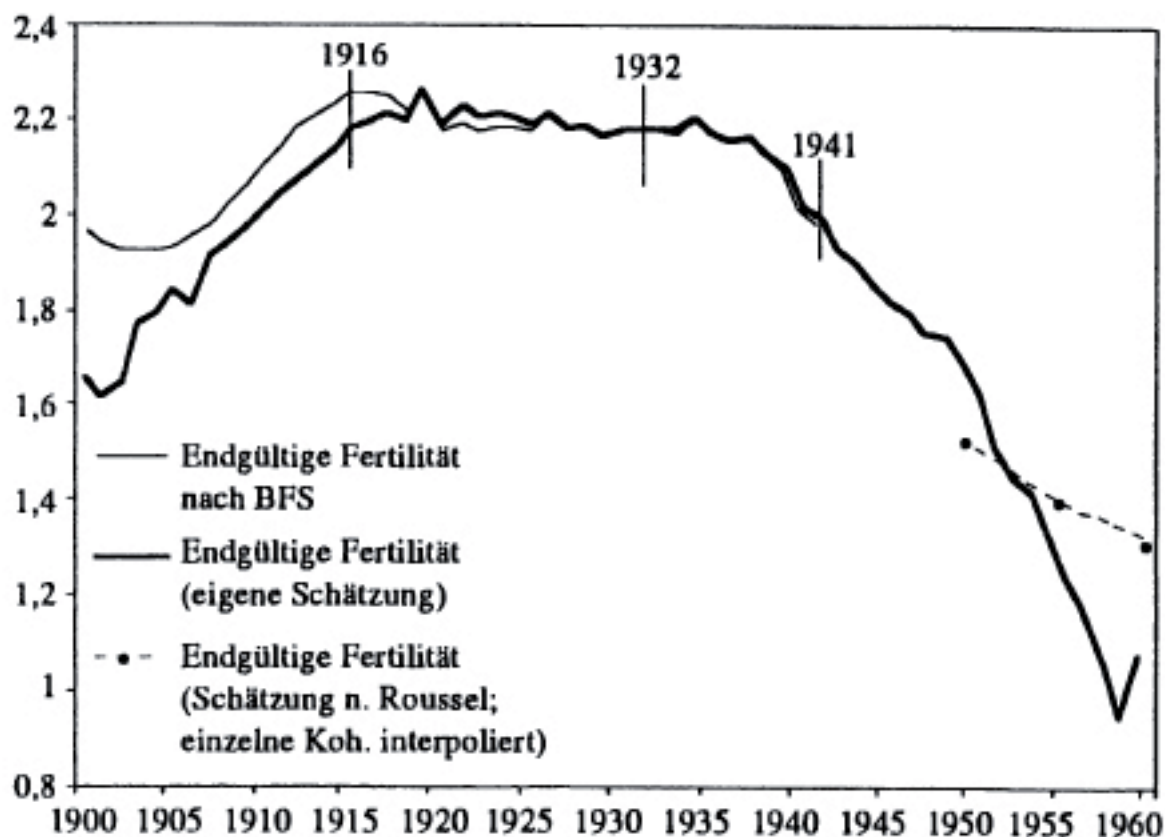


Abb. 34: Differenzen zwischen gemessener und geschätzter Kohorten-Gesamtfertilität

### 3. Güte der Schätzungen

Eine erste Anmerkung betrifft den Terminus 'Komponenten' der Fertilität. Dieser Begriff wird in der soziologischen und demographischen Literatur unterschiedlich eingesetzt. Er dient zum einen der Kennzeichnung komplexer Einflußgrößen, meint also ein Syndrom von Determinanten. Er wird in der einschlägigen Literatur aber auch verwendet im Sinne einer unspezifischen analytischen Dimension. Beispielsweise läßt sich Gerhard Gröner<sup>496</sup> beziehen, der zwischen vier Komponenten der Fertilität unterscheidet:

1. Einem aus säkularen Ursachen zu erklärenden Trend (allgemeine Grundrichtung der Fertilitätsentwicklung). 2. Zyklischen oder konjunkturellen Schwankungen der Fertilität. 3. Jahreszeitlichen und saisonalen Schwankungen der Fertilität und 4. Zufallsschwankungen.

<sup>495</sup> Beat Fux: Dokumentation der Schätzungen der vollendeten Fertilität in der Schweiz (1900-1960) Zürich 1989 (Ms.).

<sup>496</sup> Gerhard Gröner: Der Geburtenrückgang in Baden-Württemberg. Sonderdruck aus: Jahrbücher für Statistik und Länderkunde, Stuttgart 1976.



Anders differenziert das Bundesamt für Statistik <sup>497</sup> zwischen folgenden fünf Komponenten der rohen Geburtenziffer: 1. Geschlechtsgliederung, 2. Altersstruktur, 3. Heiratsintensität, 4. Außereheliche Fertilität und 5. Eheliche Fertilität.

Dort werden Komponenten definiert als „Hauptfaktoren, welche den Wert der rohen Geburtenziffer beeinflussen“, <sup>498</sup> während Gröner von der Annahme ausgeht, „daß eine Zeitreihe (in seinem Fall die Geburtenziffern Baden-Württembergs, B. F.) als additive oder multiplikative Verknüpfungen“ <sup>499</sup> von Komponenten aufzufassen sei. Während im Beispiel des Bundesamtes für Statistik der Begriff „Komponenten“ durch „Faktoren“ ersetzbar scheint, meint derselbe Begriff bei Gröner eine komplexere Struktur, ein Syndrom von Faktoren. Dieser Sichtweise schließen wir uns an.

Die folgenden Untersuchungen werden insbesondere folgende Komponenten erörtern:

1. *Intergenerationelle* Komponente (demographische Vorstrukturierung durch Ereignisse, die in der vorausgehenden Generation zu beobachten waren),
2. *Altersstruktur*-Komponente,
3. *Periodenspezifische* Komponente. Diese läßt sich unterteilen in:
  - 3.1. *Periodengesamtfertilität*,
  - 3.2. *Perioden- und paritätsspezifische* Komponente,
  - 3.3. *Periodenspezifische Tempo-Komponenten*, darunter fallen:
    - 3.3.1. *Erstheiratsalter* der Frauen (periodenspezifisch),
    - 3.3.2. *Mittleres Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder*,
    - 3.3.3. *Mittleres Alter der Mutter bei der Geburt ihres ersten Kindes*,
4. *Kohortenspezifische* Komponenten. Diese lassen sich gliedern in:
  - 4.1. *Kohortengesamtfertilität*,
  - 4.2. *Kohorten- und paritätsspezifische* Komponente,
    - 4.2.1. *Low-Quantum*-Komponente (Kinderarmut),
    - 4.2.2. *High-Quantum*-Komponente (Kinderreichtum),
  - 4.3. *Kohortenspezifische Tempo-Komponenten*, dazu zählen wir das
    - 4.3.1. *Erstheiratsalter* der Frau (kohortenspezifisch) und das
    - 4.3.2. *Mittlere Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder*.

Aus der Relation von Perioden- und Kohortenbetrachtungsweise lassen sich weitere Komponenten bestimmen, nämlich:

5. *Verteilungsverzerrung* (Quotient von Perioden und Kohortengesamtfertilität),
6. *Multiplikator* (Komplement der jährlichen Veränderung des mittleren Alters der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder),
7. *Kurzfristige Schwankungen* des mittleren Alters der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder.

<sup>497</sup> Bundesamt für Statistik (BFS): Die Rohe Geburtenziffer in der Schweiz und in den Kantonen, 1900 bis 1970, Bern 1976.

<sup>498</sup> Ebd., S. 5.

<sup>499</sup> Gerhard Gröner: Der Geburtenrückgang in Baden-Württemberg, Stuttgart 1976, S. 35.



Außerdem wird Bezug zu nehmen sein auf die  
8. *Außereheliche Fertilitäts-Komponente.*

Wir gehen in den folgenden Ausführungen aus von einem ‚doppelstöckigen‘ oder zweistufigen Erklärungszusammenhang. Bei der Erklärung der Fertilität gilt es einerseits zwischen *perioden-* und *kohortenspezifischen* Ziffern zu unterscheiden. Aus systematischen Vergleichen der beiden Betrachtungsmodi können durchaus inhaltliche Aussagen gewonnen werden. Diesem Sachverhalt wird häufig unzureichende Beachtung geschenkt. Andererseits muß auch zwischen dem *Tempo* und dem *Quantum* der Fertilität oder dem generativen Handeln unterschieden werden. Daß es Unterschiede zwischen Perioden- und Kohorten-Effekten gibt, wird kaum bezweifelt. Unser Ziel ist aber weiter gesteckt, wollen wir doch aus Vergleichen von perioden- und kohortenspezifischen Zeitreihen weitere Komponenten einerseits quantifizieren und sie andererseits soziologisch erklären.

Von anderer Art sind die Unterschiede zwischen Tempo und Quantum. Das Vorhandensein und die Relevanz solcher Differenzen wurde bereits im Kapitel G empirisch überprüft. Hier wird es darum gehen, detaillierteres Wissen darüber zu erhalten, auf welche Weise und in welchen Phasen Quantum- und/ oder Tempo-Veränderungen die Entwicklungen der Gesamtfertilität beeinflussen. Dabei gilt es auch nicht-demographische Faktoren, welche zur Erklärung der einzelnen Komponenten beitragen, in Rechnung zu stellen. Die Aufgabe, die wir uns in diesem Kapitel gestellt haben, ist somit eine Doppelte:

1. Auf der Grundlage einer Langzeitbetrachtung von teils gemessenen und teils geschätzten Daten versuchen wir deskriptiv die Fertilität in ihre Komponenten zu zerlegen und die historische Entwicklung der Komponenten darzustellen. Dabei schließen wir uns methodisch an eine Untersuchung an, die Norman B. Ryder<sup>500</sup> über die Fertilitätsentwicklung in den USA durchgeführt hat.

2. Die erwähnten Komponenten zeichnen sich durch unterschiedliche Faktorstrukturen aus. Diese werden wir mittels multivariater Verfahren herausarbeiten und inferenzstatistisch testen.

Auf den theoretischen Rahmen der postulierten Faktorstrukturen werden wir im Abschnitt III zu sprechen kommen.

Zunächst gilt es aber, wie oben erwähnt, einige Anmerkungen zur Qualität der geschätzten Daten zu machen. Wir versuchen das anhand der Abb. 34 zu verdeutlichen. Die Abbildung gibt die Zeitreihe der Kohorten-Gesamtfertilität (vollendete Fertilität) wieder, wobei zwischen den gemessenen und unseren geschätzten Werten unterschieden wird. Schätzungen erfolgten für die Zeiträume 1900 bis 1916, sowie zwischen 1932 und 1960. Meßwerte der kohortenspezifischen TFR liegen für die Phase zwischen 1900 und 1941 vor. Wie oben ausgeführt, dienen uns die Mittelwerte der kohortenspezifischen-ASFZ der Jahre 1916 bis 1932 als Standardfertilität. Für diese Zeitspanne zeigt die Abbildung kleine Differenzen,

<sup>500</sup> Norman B. Ryder: Components of Temporal Variation in American Fertility, in: Robert Williams Hiorns (Hrsg.): Demographic Patterns in Developed Societies, Taylor & Francis, London 1980.



deren Ursache in der Kompilation *unterschiedlicher Datenquellen* zu suchen ist (BFS-Daten für einjährige Alterskohorten und Patrick Festys Mittelwerte für zweijährige Alterskohorten).

Für die Zeitspanne zwischen 1900 und 1916 weist die Graphik eine Unterschätzungstendenz der Schätzwerte aus. Verursacht wird dieser ‚Fehler‘, der maximal (in den drei Jahren 1900, 1901 und 1902) ca. 0,3 Kinder je Frau beträgt, durch die Wahl der Standardfertilität. Denn bei den Frauen mit Geburtsjahrgängen zwischen 1916 und 1932 handelt es sich um jene ‚Generation‘, welche ihre fertile Phase größtenteils in der Zeit des Nachkriegs-Babybooms hatte. Diese Kohorten repräsentieren somit einen dieser Generation eigenen ‚generativen Optimismus‘, der während der gesamten Untersuchungsphase keinen Vergleich besitzt. In künftigen Untersuchungen müßte versucht werden, mit der Wahl einer verbesserten Standardfertilität diesen Effekt auszufiltern.

Umgekehrt handelt es sich bei der ‚Generation‘ der zwischen 1900 und 1916 geborenen Frauen um jene Frauen, deren fertile Phase in die Krisenjahre der Zwischenkriegszeit und der Zeit des zweiten Weltkrieges fällt. Die Tatsache, daß es sich dabei um einen relativ klar bestimmbar *makrostrukturellen* Sachverhalt handelt, welcher die beiden ‚Generationen‘ unterscheidet, erlaubt es, die Differenzen zwischen Schätzung und Messung nicht nur als Meßfehler zu betrachten. Inhaltlich läßt er sich nämlich als quantitativer Ausdruck jenes Effektes interpretieren, den makrostrukturelle Krisen auf das generative Handeln ausüben. Im Durchschnitt dürfte er sich auf ca. 0,15 bis 0,2 Kinder je Frau belaufen.

Ebenfalls für die Zeitspanne zwischen 1932 und 1941 liegen sowohl Meßwerte wie Schätzwerte vor. In diesem Intervall sind die Differenzen äußerst minim. Für die Frauengeneration, die nach 1941 geboren wurde und somit 1990 ihre fertile Phase noch nicht abgeschlossen hat, sind solche Vergleiche nicht möglich. Zu vermuten ist aber, daß aus den gleichen Gründen unsere Schätzungen wiederum eine tendenzielle Unterschätzung der vollendeten Fertilität ausweisen. Wir können aber unsere Schätzung der vollendeten Fertilität mit einer anderen vergleichen. Louis Roussel hat in einem Mehrländer-Vergleich für einzelne Geburtsjahrgänge die kohortenspezifische-TFR nach einem anderen Schätzverfahren ermittelt. Seine Prognosen postulieren für die Kohorten 1950 in der Schweiz eine Kohortengesamtfertilität von 1,51, für die Kohorte 1955 eine solche von 1,40, und für die Kohorte 1960 eine von 1,32 Kindern.<sup>501</sup> Diese Ergebnisse verdeutlichen, daß unsere Schätzungen mit jenen von Roussel bis zur Kohorte ca. 1950 recht gut übereinstimmen. Dann aber bestätigt sich die vermutete Unterschätzung. Anders als bei der Generation 1900 bis 1916 läßt sich aber in diesem Fall keine monokausale Hypothese betreffend einen relevanten Generationenunterschied unterstellen. Folglich läßt sich auch über das Ausmaß der vermuteten Unterschätzung wenig aussagen. Im Vergleich zu unseren Schätzwerten darf angenommen werden, daß in erster Linie der Wertwandel, oder allgemeiner *makrokulturelle Faktoren* als

<sup>501</sup> Louis Roussel: Deux décennies de mutations démographiques 1965-1985 dans les pays industrialisés, in: *Population* 3(1986), S. 447-462. Zitiert nach Dirk J. van de Kaa: *The Second Demographic Transition Revisited: Theories and Expectations* (Ms.).



Ursachen für das zu erwartende 'moderatere' Absinken der kohorten-TFR in Rechnung zu stellen sind (Vgl. dazu Kapitel G, insbesondere die Hypothese der überlagerten kulturellen Faktoren).

Auffällig an den Ergebnissen unserer Schätzungen ist außerdem die Knickstelle am Ende der Zeitreihe, also zwischen 1958 und 1959. Diese Alterskohorte war 1990 31jährig, stand also genau im Scheitelpunkt der Häufigkeitsverteilung der ASFZ. Das läßt die Vermutung zu, daß dieser Trendbruch lediglich als statistisches Artefakt zu werten ist. Weil solche 'Zufälligkeiten' an beiden Enden der Zeitreihe auftreten, sehen wir uns dazu veranlaßt, nach Maßgabe eines mathematisch 'konservativen' Kriteriums, die Schätzungen auf den erwähnten Zeitraum zu beschränken.

### III. Ausbau der theoretischen Erklärung

Die vorliegende Untersuchung setzt auf *makrosoziologischem* Niveau an. D. h.: die jeweils individuellen Situationen von Menschen, näherhin diejenigen von Frauen – sowohl die mikrostrukturellen wie die mikrokulturellen – müssen weitgehend unberücksichtigt bleiben.

Wir nehmen an, daß die Fertilität als systemischer Prozeß bei einzelnen Kohorten, respektive zu den einzelnen Zeitpunkten (Periodenfertilität) durch unterschiedliche Determinanten erklärt werden kann. Die im Kapitel F ausgeführten, im historischen Verlauf sukzessiv wirksam werdenden Determinanten des säkularen Geburtenrückganges bilden die Folie, auf welcher sich unsere Erwägungen abstützen.<sup>502</sup> Der Ausbau nationaler sozialer Sicherungssysteme dürfte die generativen Handlungsmuster insbesondere der älteren Kohorten innerhalb des untersuchten Beobachtungszeitraumes beeinflußt haben. Die aus den Erfordernissen der kapitalintensiven Massenproduktion unter Konkurrenzbedingungen resultierende Überflutung der Individuen mit Konsumofferten stellt eine Determinante dar, welche die mittleren und jüngeren Kohorten in ihren reproduktiven Entscheidungen bestimmt. Die jüngeren und jüngsten Kohorten werden vorab durch die Erosion jener Normen und Wertvorstellungen geprägt, die während des 'goldenen Zeitalters der Familie' Geltung hatten. Wir können somit bei dieser Generation die Genese eines neuen demographischen Regimes<sup>503</sup> beobachten.

Evident ist die Vorstellung, daß *makrostrukturelle* ebenso wie *makrokulturelle* Rahmenbedingungen eine Alterskohorte oder eine Generation in je besonderer Weise beeinflussen. Somit gilt es zwischen makrokulturellen und makrostrukturellen Kohorten-Effekten zu unterscheiden.

<sup>502</sup> Hans Linde: Theorie der säkularen Nachwuchsbeschränkung 1800 bis 2000, Frankfurt 1984.

<sup>503</sup> Wir verwenden die Begriffe: 'Bevölkerungsweise', 'Generative Struktur' und 'demographisches Regime' gleichbedeutend.



Beispiele *makrostruktureller* Einflüsse, worunter neben der sozio-ökonomischen Situation auch die demographische Struktur gefaßt werden soll, sind etwa folgende:

1. Die absolute *Bevölkerungsgröße* eines Kontexts bestimmt die absolute Anzahl Frauen im gebärfähigen Alter und hat insbesondere – vermittelt über einen größeren ‚Input‘ an Frauen, die in ihre gebärfähige Lebensphase eintreten – auch einen Einfluß auf die Geburtenraten.

2. *Krisen* (Wirtschaftskrisen, Kriege u.a.) verursachen auf der Aggregatsebene Veränderungen generativen Handelns (man denke etwa an das Männermanko aufgrund von Kriegsoffern). Sie bewirken aber auch Tempo-Effekte (Aufschiebung von Heiraten und/oder Geburten) und müssen als mögliche Determinante der Fertilität in Betracht gezogen werden.

3. Ebenfalls *sozialpolitische Strategien* können im generativen Handeln einer Kohorte widerhallen. Außer der bekannten Tatsache, daß der Ausbau staatlicher sozialer Sicherungssysteme eine Determinante des Geburtenrückganges darstellt (vgl. Linde), kann nachgewiesen werden, daß auch die Migrationspolitik Effekte auf das generative Handeln zeitigt (vgl. unten).

Als Beispiele *makrokultureller* Faktoren wären etwa zu nennen:

1. Die Ausformung dominanter *Überzeugungs-* oder *Wertsysteme* (z. B. Denkstile, Wert- und Normenordnung) beeinflußt allgemein die Handlungsmuster von Individuen. Generative Handlungsmuster stellen diesbezüglich wohl keine Ausnahme dar.

2. Ebenso dürfte die *kollektive Wahrnehmung* oder *kollektive Definition* einer bestimmten strukturellen Situation (vermittelt über Sozialisationsprozesse) eine Kohorte oder Generation zu einer ihr jeweils eigenen Art generativen Handelns motivieren (z. B.: Die Wahrnehmung und Bewertung des Männermankos nach einem Krieg, die Beurteilung einer Bevölkerungsbilanz, die Wahrnehmung der globalen Bevölkerungsexplosion trägt durchaus zur Erklärung bei <sup>504</sup>).

Man kann also sagen, daß auf der Makroebene die *demographische*, die *sozio-ökonomische* (Konjunkturzyklus) und die *soziopolitische Struktur* (politische Machtverhältnisse, politics und policies) sowie die *kulturellen Deutungsmuster* (Denkstile, Mentalitäten, kollektive Definition einer Situation) Auswirkungen auf die Fertilität haben. Dies scheint in einem doppelten Sinne der Fall zu sein: Diese vier Faktorenbündel wirken sich sowohl in der historischen Perspektive, wie auch im Querschnitt auf die Fertilität aus.

Diese komplexen Faktorsyndrome können das Handeln einzelner Kohorten entlang ihres Lebenslaufes beeinflussen (*Kohorten-Effekte*). Sie können aber auch

<sup>504</sup> Kollektive Definitionen und Wahrnehmungsmuster schlagen sich nicht zuletzt im Bedeutungswandel von Wörtern, Begriffen und Konzepten oder in Metaphoriken nieder, mit welchen demographische Sachverhalte bezeichnet werden. Die ‚Bomben‘-Metapher, mit der das weltweite Bevölkerungswachstum umschrieben wird, mag ein besonders erhellender Beleg sein.



während eines bestimmten Zeitpunktes (Kalenderjahr) sämtliche Kohorten in gleicher Weise beeinflussen. In diesem Fall sprechen wir von *Periodeneffekten*.

Resümierend läßt sich somit betonen, daß sich die gesellschaftliche Struktur und die Makrokultur gleichzeitig und gleichartig auf *sämtliche Kohorten* auswirken können und zwar auf die durchschnittliche Anzahl Kinder (Quantum), wie auch auf die Verteilung der Geburten (Tempo). Solche periodenspezifischen Wirkungen gilt es andererseits zu separieren von den Effekten der Makrostruktur und -kultur auf die Menge und die Verteilung der Geburten *einzelner Alterskohorten*.

Wenn wir bislang den einzelnen *Komponenten* der Makrostruktur, Makrokultur und der Fertilität Beachtung geschenkt haben, so gilt es nunmehr, dieses *Zusammenwirken* zu spezifizieren und daraus konkrete Hypothesen abzuleiten.

Beginnen wir mit der Erörterung *demographischer Variablen*, welche in entscheidender Weise den generativen Handlungs-Spielraum einer Generation präformieren. Eine erste Hypothese (H1) besagt, daß die Bevölkerungsweise oder die generative Struktur der jeweils vorausgehenden Generation (G -1) die Bevölkerungsweise der beobachteten Generation (G 0) determiniert. Das gilt insbesondere auch für die zu erklärende Fertilität und ihre Komponenten. Die *Geburtenrate* der vorausgehenden Generation, das *Bevölkerungswachstum* mit einem time-lag von einer Generation, die *Geschlechterproportion* bei den Geburten der Generation (G -1) und die *Altersstruktur* der vorausgehenden Generation beeinflussen die zu erwartenden Geburtenziffern der Generation (G 0). Diese vier erwähnten Faktoren einer Bevölkerungsweise korrelieren teilweise untereinander.

Die *demographische Struktur* steht im weiteren in einer komplexen und intensiven Wechselbeziehung zur *sozio-ökonomischen Struktur*.

Die sozioökonomische Makrostruktur beeinflusst die demographische Struktur zunächst in *diffuser* Weise. Das sich konjunkturzyklisch wandelnde Ausmaß individueller sowie kollektiver Spannungen und Unsicherheiten wäre zu nennen. Eine prosperierende sozio-ökonomische Struktur begünstigt z. B. hedonistische Attitüden – oder damit korrespondierend – konsumorientiertes Handeln. Damit dürften sowohl Tempo-Effekte als auch sinkende Geburtenhäufigkeiten einbergehen. Vor und während Rezessionsphasen begünstigt die Wirtschaftslage das auf Sicherheit bedachte und vorsorgeorientierte Handeln und damit konforme Orientierungsmuster. Es soll indes kein strikter antizyklischer Mechanismus unterstellt werden, weit eher dürfte eine labile Balance-Struktur zwischen den Konjunkturzyklen und den erwähnten basalen Orientierungen und Handlungsmustern erwartet werden. Generative Entscheidungen hängen folglich nicht einfach in kausaler Weise mit der makroökonomischen Situation zusammen. Der Entscheid für oder gegen ein Kind kann unter bestimmten Rahmenbedingungen einen im weiten Wortsinne egoistischen oder hedonistischen Entscheid darstellen (Kind als Befriedigung eines emotionalen Bedürfnisses). Unter anderen Rahmenbedingungen kann ein gleichartiger Entscheid indes durchaus auch Bestandteil eines Vorsorgekalküls sein. Hinsichtlich der relevanten Rahmenbedingungen gilt es sowohl die aktuelle Wert- und Normenordnung wie auch kontextspezifische Traditionen in Betracht



zu ziehen. Hinsichtlich der Wechselwirkungen zwischen der sozio-ökonomischen Lage und dem generativen Handeln können weiter beträchtliche paritätsspezifische Unterschiede eine Rolle spielen.

Wir postulieren vor dem Hintergrund dieser Überlegungen, daß ein Entscheid zur Elternschaft, näherhin der Entscheid für ein erstes Kind determiniert wird:

1. Durch einen diffusen *strukturellen Nutzen* des Kindes für die Eltern (Kinderwunsch, Bedürfnisbefriedigung) und

2. Durch die *strukturelle monetäre Belastung*, welche sich eine Person oder ein Paar mit dem Entscheid zur Elternschaft einhandelt. Ungleichgewichte zwischen strukturellem Nutzen und Belastung dürften auch weitere generative Entscheide (z. B. zweites Kind) determinieren. Zu bedenken ist etwa, daß bekanntlich die ökonomische Belastung mit zunehmender Kinderzahl überproportional ansteigt. Daraus läßt sich die Hypothese ableiten, wonach die ökonomische Belastung der Familie das überproportionale Absinken der Komponente Kinderreichtum mitbestimmt (H2).

Wir können in diesem Sinne von einem *diffus motivationalen* Zusammenhang oder einer motivationalen Interdependenz zwischen sozio-ökonomischer Struktur sowie der Fertilität und ihrer Komponenten sprechen.

Die sozio-ökonomische Struktur steht ferner in einem konjunkturzyklischen Zusammenhang mit der Variation der Fertilitätskomponenten, vermittelt über Veränderungen des *Arbeitsplatzangebotes*, also über das Ausmaß der Integration der Bevölkerung ins Wirtschaftssystem. In besonderem Ausmaß betrifft dies die Integration des weiblichen Bevölkerungssegmentes ins Erwerbssystem. Wir nehmen an, daß zwischen Arbeitsmarktangebot, der Frauenerwerbstätigkeit und der Fertilität zwar kein kausaler Konnex besteht, wofür beispielsweise kontextspezifische Sonderentwicklungen etwa in der Schweiz oder in den Niederlanden sprechen.<sup>505</sup> Es finden sich aber *indirekte* Wirkungszusammenhänge, vermittelt über den Wandel kultureller Wertvorstellungen (z. B.: den Wertwandel von dominierenden familialen Werten über deren teilweise Erodierung oder Sinnentleerung hin zur Entstehung alternativer Wertmuster). Die *Erwerbsorientierung* von Frauen betrachten wir demzufolge als makrokulturelles Komplement zur *Erwerbstätigkeit* von Frauen. Der Komplex von Erwerbsorientierung und Erwerbstätigkeit dürfte Auswirkungen auf generative Handlungsmuster haben. Mit anderen Worten: Wir postulieren, daß der negative Zusammenhang zwischen der Frauenerwerbsquote und generativem Handeln determiniert wird durch den Wandel von Wertorientierungen. Die Hypothese besagt, daß die Integration der Frau ins Erwerbssystem eine Lösungsstrategie des normativen Dilemmas zwischen modernen gesellschaftlichen Anforderungen einerseits, und dem Verlust gemeinschaftsstiftender Werte andererseits darstellt. Wo politische Maßnahmen an die Adresse der Frau die Realisierung sowohl familialer als auch beruflicher Orientierungen ermöglichen oder begünstigen, dort ist bezüglich des Rhythmus

<sup>505</sup> François Höpflinger: *Wandel der Familienbildung in Europa*, Frankfurt 1987, S. 238f.



generativen Handelns eine Verschiebung der Geburten in frühere Lebensabschnitte, und hinsichtlich der Quantums-Komponente generativen Handelns ein Anstieg oder mindestens eine Konsolidierung der Geburten zu erwarten. Obwohl die Geburt eines ersten, allenfalls noch eines zweiten Kindes weniger stark von diesen Faktoren bestimmt sein dürfte, ist mit einer *Polarisierung* zwischen Kinderreichtum und Kinderlosigkeit zu rechnen (H3).<sup>506</sup>

Wir können also von einem erwerbsintegrativen Wirkungszusammenhang zwischen makroökonomischen Rahmenbedingungen und der demographischen Struktur sprechen. Dabei gilt es, wie erwähnt, auf die Interdependenzen mit *makrokulturellen* Sachverhalten hinzuweisen.

Die sozioökonomische Makrostruktur verursacht weiter – in einem *sanktionierenden* Sinne – Veränderungen der Fertilität und deren Komponenten. Wenn die Wirtschaftssituation einer Person oder einem Bevölkerungssegment den Handlungsspielraum einschränkt (*strukturelle Restriktionen*), wirkt sich dies negativ auf individuelle generative Entscheide und folglich auf die Fertilität aus. Damit korrespondierende Handlungsmuster wären Geburtenbeschränkungen, Geburtenaufschiebungen oder steigende Abtreibungsraten.

Gerade die *sozialpolitische* Komponente der Familienpolitik bezweckt, so verstandene *Restriktionen* oder *strukturelle Spannungen* zu mildern, indem sie unabhängig von anfallenden Kinderlasten einerseits *soziale Sicherheit* und andererseits *soziale (materielle) Gleichheit* herstellen möchte (H4).

Eine andere Form der Reduktion struktureller Spannungen, die es keinesfalls zu unterschätzen gilt, vollzieht sich über *Migrationen*. Durch Steuerung der Migrationsströme kann nämlich die makroökonomische Situation teilweise beeinflußt werden (Fremdarbeiter als wirtschaftliches Überdruckventil).<sup>507</sup> Auch die konjunkturzyklische Veränderung des Ausländeranteils beeinflußt somit die Fertilitätsentwicklung (H5).

Ebenfalls zwischen der *soziopolitischen* Situation und der Fertilität vermuten wir sowohl direkte wie auch indirekte Zusammenhänge und Interdependenzen. So bestimmt erst die politische Durchsetzung bestimmter Wahrnehmungsmuster oder kollektiver Definitionen der demographischen Struktur im politischen Diskurs den bevölkerungspolitischen Handlungsbedarf eines Landes. Die Definition einer bestimmten Bevölkerungsweise als Problem (z. B. 'Bevölkerungsexplosion', 'Geburtenschwund'), das politisch gelöst werden muß, motiviert den Staat zu

<sup>506</sup> Vgl. *Beat Fux: Beruf kontra Familie: divergierende Orientierungen*, in: Charlotte Höhn; Hans-Joachim Hoffmann-Nowotny & Beat Fux (Hrsg.): *Kinderzahl und Familienpolitik im Drei-Länder-Vergleich*, Wiesbaden 1992, S.120-147.

<sup>507</sup> *Werner Haug: ... und es kamen Menschen. Ausländerpolitik und Fremdarbeit in der Schweiz 1914-1980*, Z-Verlag, Basel 1980.

Im Gegensatz zu den ökonomischen Effekten der Migrationspolitik sollten die direkten demographischen Auswirkungen der Migrationspolitik auf die Fertilität oder den Alterungsaufbau einer Bevölkerung nicht überbewertet werden. Vgl. dazu: *Karl Schwarz: Wie kann eine Zunahme der Geburtenhäufigkeit zur Verminderung der Alterung der Bevölkerung beitragen?* in: *BIB-Mitteilungen*: 3(1990), S. 18f; Oder: *H. Fleischer & H. Pröbsting: Aussiedler und Übersiedler – Zahlenmässige Entwicklung und Struktur*, in: *Wirtschaft und Statistik*, 9(1989), S. 586ff.



vielgestaltigem spannungsreduzierenden Handeln (zu bevölkerungs-, sicherheits-, sozial-, arbeitsmarkt-, gesundheits- oder familienpolitischem Engagement).<sup>508</sup>

In der soziopolitischen Struktur manifestieren sich die Dominanzverhältnisse zwischen verschiedenen *Wertorientierungen* oder *Denkstilen* in rechtlich oder institutionell auskristallisierter Weise.<sup>509</sup> Solche Denkstil-Konfigurationen produzieren Machtungleichgewichte, welche die sozio-ökonomische, wie auch die demographische Struktur beeinflussen (Definitionsmacht). Der Wandel von Denkstilen (Fiktionen und faktische Erprobung alternativer Handlungsweisen) stellt die jeweils aktuellen politischen Dominanzverhältnisse permanent zur Disposition. Vermittelt über solche indirekten Pfade, lassen sich demnach Wirkungszusammenhänge zwischen der Familienpolitik und der Fertilität vermuten. Gerade die *öffentliche Thematisierung* der Gefährdung der Familie, oder genauer: der Gefährdung bestimmter Familienformen und das Vorbringen von Lösungsstrategien in *familienpolitischen Diskursen* haben – dies eine weitere Hypothese – fertilitätsbegünstigende Nebeneffekte (H6). Ferner wirken im Sinne einer Interdependenz die politischen Dominanzverhältnisse auf die Denkstile zurück (vgl. dazu Abb. 12, S. 97).

Die soziopolitische Struktur betrachten wir als die *Scharnierstelle*<sup>510</sup> zwischen den *makrostrukturellen* und den *makrokulturellen* Determinanten der Fertilitätsentwicklung, gerade weil sich in ihr die Dynamik makrokultureller Komponenten zur 'geronnenen Kultur' kristallisiert. Mit den Mitteln der Politik und im politischen Diskurs können unterschiedliche Handlungsweisen gesteuert werden. Mit anderen Worten: Im politischen Diskurs formieren sich die kontext- und phasenspezifischen Mixturen von bevölkerungspolitischem, familienpolitischem und (emanzipatorischem, personenbezogenem) sozialpolitischem Steuerungs-handeln. Diese historisch jeweils besonderen Mischungsverhältnisse haben zweifellos demographische Auswirkungen, wobei diese Effekte sowohl pro- als auch antinatalistischer Art sein können. Solche Effekte dürften indes äußerst schwierig zu quantifizieren sein.

Wechseln wir nun auf die Ebene *makrokultureller* Interdependenzen. Wir postulieren zunächst, daß die historisch je besonderen *Denkstil-Konfigurationen* die langfristigen *Traditionen* eines Kontextes beeinflussen. Deutung, Bewertung und Beurteilung von Nation, Bevölkerung, Familie oder generativen Handlungsmu-

<sup>508</sup> Zur Interdependenz von soziopolitischer Struktur und Fertilität vergleiche man die ausführlichere Darstellung in: Hans-Joachim Hoffmann-Nowotny & Beat Fux: Fertilitätsentwicklung und Familienpolitik: Ein langfristiges Spannungsmanagement, in: Charlotte Höhn; Hans-Joachim Hoffmann-Nowotny & Beat Fux (Hrsg.): Kinderzahl und Familienpolitik im Drei-Länder-Vergleich, Wiesbaden 1992, S. 1-14.

<sup>509</sup> Vgl. dazu die Theoretisierung des Verhältnisses von positivem Recht und Moralität in der Rechtsphilosophie von Hegel.

<sup>510</sup> Diese Scharnierfunktion haben wir in einem anderen politischen Bewandtniszusammenhang, der schweizerischen Sicherheitspolitik (Zivilschutzpolitik) ausführlich darzustellen versucht. Vgl. Beat Fux: Argumentationsstrukturen im politischen Diskurs: Eine MDS-Analyse zweier Zivilschutzdebatten, in: Manfred Opp de Hipt und Erich Latniak: Sprache als Politik? Sozialwissenschaftliche Semantik- und Rhetorikforschung, Opladen 1991.



stern schlagen sich in der Entwicklung der Fertilität nieder. In interkulturellen Vergleichen zeigt sich, daß solche historisch zu erklärenden, also traditionsbedingten Diskursivierungen von Bevölkerungsweisen, aber auch der Institution Familie, der Ehepartner oder der Kinder die Fertilitätsentwicklung determinieren (H7). Kontextspezifische Traditionen wirken sich auch auf die *aktuelle* Wert- und Normenordnung und die aktuelle Denkstil-Konfiguration aus und tragen so zur Erklärung der Entwicklung der Geburtenraten bei. Außerdem gilt es zu bedenken, daß die Fertilitätsentwicklung auf die Durchsetzungs-Chancen bestimmter Denkstile zurückwirkt. Auch hier muß somit von interdependenten Zusammenhängen ausgegangen werden. In der historischen Entwicklung vermuten wir, daß sich während des Beobachtungszeitraumes die Kovariation zweier *dominanter Denkstile* mit dem Wandel entsprechender *demographischer Regime* belegen läßt.

Ein erster Regime-Wechsel läßt sich zeitlich gegen Ende der Zwischenkriegszeit anberaumen. Er zeichnet sich dadurch aus, daß familienpolitisch jene rechtlichen und ökonomischen Barrieren abgebaut wurden, welche zur Zeit des frühkapitalistischen Wirtschaftssystems die Gründung einer Ehe und Familie erschwerten. Die zivilrechtliche, auf die Institution Ehe fundierte Kleinfamilie konnte damit zum quasi ausschließlichen normativen Leitbild avancieren.

Einen zweiten Regime-Wechsel vermuten wir für jenen Zeitpunkt, seit dem die obgenannten Normen ihre Dominanz und Tragfähigkeit verloren haben und zu erodieren beginnen, also seit den ausgehenden 60er Jahren. Diese Phase charakterisiert sich durch einen verstärkten individualistischen Denkstil sowie dadurch, daß vermehrt versucht wird, auf der Gleichheit zwischen den Geschlechtern beruhende, partnerschaftliche Familienformen zu entwickeln und diese auch politisch zu institutionalisieren. Wir vermuten, daß sich diese beiden makrokulturellen Krisenphasen insbesondere auf demographische Tempo-Indikatoren auswirken und sich dort *identifizieren* lassen, und daß sie mit einer intensivierten öffentlichen Thematisierung der Gefährdung der Familie und daran anschließenden *Lösungsvorschlägen* einhergehen (H8).

Die Komplexität des normativen Ordnungsgefüges (traditionelle und aktuelle Denkstil-Konfigurationen) erschwert es, dessen Auswirkungen auf die Fertilität hinreichend präzise zu operationalisieren, um harte quantitative Effekte nachweisen zu können. Trotzdem meinen wir auf der Grundlage des bislang skizzierten theoretischen Gerüsts bestimmte Wirkungszusammenhänge überzeugend evident machen zu können. Wir postulieren die formale Hypothese, daß sich nach Maßgabe der erwähnten Überlagerungsstruktur die familienpolitischen Anstrengungen in zwei sukzessiven Teilschritten auf den Wandel generativer Handlungsmuster auswirken. Sie bestimmen zunächst den Rhythmus generativen Handelns. Aus solchen Temposchwankungen resultieren erst Quantumsveränderungen (H10).

Da sich bei Querschnittsbetrachtungen (Periodenbetrachtungen) zwangsläufig Kohorten mit ganz unterschiedlichen makrostrukturellen und makrokulturellen Determinationsstrukturen vermischen, gelten periodenspezifische Fertilitätsindikatoren dem Soziodemographen in der Regel als unzureichende Größen. Es sind vor allem *pragmatische* Erwägungen, wie das Fehlen kohortenspezifischer Daten (diese können zu *keinem Zeitpunkt* einer Untersuchung bis in die jeweilige



Gegenwart hinein in Form von gemessenen Daten exakt angegeben werden), welche Bevölkerungswissenschaftler dazu motivieren, trotzdem zu periodenspezifischen Werten Zuflucht zu nehmen. Es kann aber auch aus sachlichen Gründen gerechtfertigt sein, Periodendaten zu verwenden, um die Auswirkungen bestimmter Determinanten, die alle Kohorten zu einem bestimmten Zeitpunkt in gleicher oder ähnlicher Weise betreffen, zu untersuchen (beispielsweise den Einfluß der Altersstruktur einer Gesellschaft auf die Fertilität). Außerdem lassen sich durch Vergleiche von perioden- und kohortenspezifischen Fertilitätsindikatoren Aussagen machen über die Gesetzmäßigkeiten ihres Zusammenhanges. Diese drei Gründe sind es, weswegen wir mit der Analyse der periodenspezifischen Fertilität in einer diachronischen Perspektive beginnen werden.

#### IV. Periodenspezifische Entwicklung der Fertilität und der Effekt der Altersverteilung

Bei periodenzentrierten Querschnitt-Indikatoren wie etwa der rohen Geburtenziffer (RGZ<sup>511</sup>) – zu deren Ermittlung wird die Anzahl Lebendgeborene auf die entsprechende Bevölkerungszahl bezogen – gilt es zu berücksichtigen, daß deren Variation über die Zeit jeweils durch die beiden Faktoren Alter (Altersstruktur) und Kohortenzugehörigkeit konfundiert wird. Entsprechende Zeitreihen bilden somit nicht nur Veränderungen des generativen Handelns ab, sondern beinhalten auch Alters- und Kohorteneffekte. Der Umstand dieser Konfundierung kann zu zwei möglichen Fehlschlüssen verleiten: zum *Lebenslauf-Fehlschluß* (life-course fallacy), wenn irrtümlich vorausgesetzt wird, daß keine Kohorten-Effekte vorliegen, respektive zum *Generationen-Fehlschluß* (generational fallacy), wenn das Alter als potentieller Wirkungsfaktor vernachlässigt wird. Wenn wir davon ausgehen, daß die *Erfahrungshorizonte* und die damit korrespondierenden *Handlungsmuster* einer Person jeweils durch besondere makrokulturelle und -strukturelle Kontexte geprägt werden, erscheinen periodenspezifische Daten letztlich als relativ arbiträr und anzweifelbar.

Ein *Beispiel* kann diese Problemlage verdeutlichen: Der persönliche Kinderwunsch ebenso wie die faktische Anzahl Kinder einer Frau mit Geburtsjahrgang 1925 – ihr wurde das Geburtentief der 30er Jahre aus dem Munde der Eltern, also über das 'Hören-Sagen' sozialisatorisch vermittelt, sie hat ferner den Zweiten Weltkrieg als Jugendliche persönlich erfahren und durchlebte just während der Aufbruchs-Euphorie der Nachkriegsjahre ihre fertile Phase – ist mitbedingt durch diesen besonderen Erfahrungshorizont. Im Vergleich dazu erfolgte die primäre Sozialisation einer Frau mit Geburtsjahrgang 1955 durch Eltern, die während der Zeit des wirtschaftlichen Aufschwunges nach 1945 ihre Kinder zur Welt brachten. Diese Frau hat später als Jugendliche das Brüchig-Werden einer Wertordnung,

<sup>511</sup> RGZ =  $1000 \cdot B(t) / Y(t)$ ; dabei sind: B = Geburten im Jahr t und Y = Personenjahre der Gesamtbevölkerung im Jahr t.



insbesondere eines bestimmten Familienmodells, erfahren ('68er' Jahre) und kommt zu einer Zeit, in welcher die weltweite 'Bevölkerungsexplosion' im Zentrum des öffentlichen Diskurses steht, einer Phase *nota bene*, in der die Fortschritts-Ideologie einer Besinnung auf die 'Grenzen des Wachstums' Platz gemacht hat, in ihre hochfertile Phase. Sie fällt ihre generativen Entscheide aus diesem Erfahrungshorizont heraus. Evidentermaßen werden beide hypothetischen Personen durch langfristig wirksame makrokulturelle Faktoren in ihrem jeweiligen Handeln determiniert.

Dieser Sachverhalt läßt sich dahingehend *generalisieren*, daß die *Tradition*, also die langfristige Entwicklung der normativen Ordnung und der Denkstile innerhalb eines geographischen Kontextes, aber auch die *dominanten Werte und Normen* zu *einem* bestimmten Zeitpunkt eine Kohorte determinieren oder kurz: daß *Kohorten-Effekte* zu berücksichtigen sind. In den folgenden Analysen müssen solche dort ausgeklammert werden, wo wir uns ausschließlich auf periodenspezifische Indikatoren abstützen. Gleichwohl soll versucht werden Kohorten-Einflüsse zu messen, indem entsprechende erklärende Variablen einkalkuliert werden.

Die Variation periodenspezifischer Fertilitäts-Indikatoren wird außerdem mitverursacht durch Veränderungen in der *Altersverteilung* einer Gesellschaft. Der demographische 'Stör'-Einfluß der Altersstruktur ist aus zwei weiteren Gründen unvorteilhaft:

1. Er verhindert die adäquate Ermittlung der Fertilität, indem Einflüsse *vergänger* und *gegenwärtiger* generativer Strukturen vermengt werden. Gerade in der Langzeitperspektive geben die Entwicklungen der RGZ ein besonders unstimmliges Bild des reproduktiven Verhaltens. Die entsprechende Zeitreihe weist beträchtlich stärkere Fluktuationen aus, welche insbesondere als Resultat von Input-Veränderungen erkannt werden können. Von Belang ist insbesondere die sich ändernde Anzahl Frauen (in Relation zur Bevölkerungsgröße), welche in ihr gebärfähiges Alter eintreten. Im internationalen und im interregionalen Vergleich von RGZ-Zeitreihen gilt es ferner Asynchronie-Effekte zu gewärtigen. Nimmt man Bezug auf das im Kapitel G skizzierte Phasenmodell, versteht es sich leicht, daß in den mittleren Phasen dieses prozessiven Modells die Brutto-Veränderung der Fertilität gegenüber den Netto-Veränderungen sehr groß sein dürfte, was leicht zu Fehlschlüssen und unerlaubten Generalisierungen verleitet. Entsprechend dürften in der 1. und 5. Phase des gleichen Modells nur sehr geringe Schwankungen der RGZ erfolgen, obwohl ein relevanter Einschnitt in der diachronen Entwicklung der Fertilität festgestellt werden müßte. Die Messung von Netto-Veränderungen der Fertilität muß anhand kohortenspezifischer Zeitreihen erfolgen.

2. Ein weiterer Mangel der RGZ besteht darin, daß dieser Indikator neben der Fertilität teilweise auch vergangene Entwicklungen der *Mortalität* und der *Migration* mit einschließt und auch aus diesem Grund ein verzerrtes Bild zeichnet.

Wegen der Unzulänglichkeit der RGZ wurde in der Soziodemographie ein *altersstrukturbereinigter* Fertilitäts-Indikator entwickelt: der Index der Gesamtfertilität (igf). Er wird auch zusammengefaßte Geburtenziffer, konjunktureller



Index der Fertilität oder Periodengesamtfertilität genannt und berechnet sich aus der Summe der jährlichen altersspezifischen Geburtenraten der Frauen im Alter von 15 bis 49 Jahren.<sup>512</sup> Da auch dieses Maß auf der Grundlage von Querschnittsdaten berechnet wird, vermag dieser Indikator kohortenspezifische makrostrukturelle und makrokulturelle Einflüsse letztlich nicht hinreichend auszufiltern.

Unter der Voraussetzung nun, daß sich die Altersstruktur einer Gesellschaft nur auf die RGZ auswirkt, nicht aber auf die Periodengesamtfertilität (igf), kann der Quotient von RGZ und igf als Maß für den Einfluß der Altersstruktur interpretiert werden. Wir bezeichnen diesen Quotienten im folgenden und im Anschluß an Norman B. Ryder<sup>513</sup> als *Altersverteilungsfaktor*  $c(t)$ . Tab. A-1 im Anhang gibt die numerischen Werte der RGZ, des igf und des Altersverteilungsfaktors wieder. Abb. 35 stellt seinen graphischen Verlauf über die Zeit dar. Dieser Darstellung läßt sich Verschiedenes entnehmen.

Der Altersverteilungsfaktor  $c(t)$  zeichnet sich insgesamt durch einen relativ *kleinen Variationsspielraum* aus. Er variiert um weniger als 2 Prozentpunkte. Die Extrema finden sich in den Jahren: 1937 mit 8,7 Prozent und 1962 mit 7,1 Prozent.

Über den ganzen Beobachtungszeitraum hinweg bewegt sich der Altersverteilungsfaktor *antizyklisch* zur Fertilitätsentwicklung, gemessen als igf oder als RGZ.

Bezüglich der Gegenläufigkeit (Antizyklizität) von periodenspezifischer Gesamtfertilität (igf, RGZ) und dem Altersstrukturfaktor  $c(t)$  lassen sich aber auch Ausnahmen festhalten. Während den Kriegs- und Krisensituationen dieses Jahrhunderts wechselt nämlich der Zusammenhang in Richtung einer prozyklischen Assoziation. Der erste Weltkrieg beispielsweise manifestiert sich als 'Einbruch' im Trend der langfristigen Fertilitätsentwicklung (igf, RGZ) der ersten drei Dekaden (1900 bis 1930). Zu dessen Erklärung dürfte auch die epidemieartige Grippewelle<sup>514</sup> beitragen. Diesen Einbruch stellt man ebenfalls beim Graphen  $c(t)$  fest. Der krisenbedingte Geburtenrückgang wird anschließend, d. h. während den ersten Nachkriegsjahren, für kurze Zeit überkompensiert (starker Anstieg der Fertilität 1919 und 1920). Das kompensatorische Ansteigen nach 1918 kann als *Nachholeffekt* an Heiraten und Geburten gedeutet werden, wobei sich die Entwicklung rasch wieder in den langfristigen Trend einpendelt. Dieses 'Einbrechen' deutet sich – wie gesagt – auch beim Altersverteilungsfaktor  $c(t)$  an. Ebenfalls für die Zeit der Weltwirtschaftskrise von 1929, den zweiten Weltkrieg und die ökonomische Krise der 70er Jahre lassen sich vergleichbare Trendwechsel feststellen und in analoger Weise erklären.

Während der 30er Jahre erreicht die Fertilität einen ersten Tiefpunkt, der bereits bei damaligen Prognostikern das Phantom einer aussterbenden Schweiz herauf-

<sup>512</sup>  $igf = F(t) = \sum (f(x,t))$ ; wobei  $f(x,t)$  die Geburtenrate der Frauen im Alter  $x$  (15 bis 49) und  $t$  das Kalenderjahr meint.  $f(x,t) = ASFZ =$  altersspezifische Fertilitätsziffer.

<sup>513</sup> Norman B. Ryder: *Components of temporal variation in American fertility*, London 1980.

<sup>514</sup> Barbara del Pozo & Margrit Schlosser: *Soziodemographische Aspekte funktionaler und sozialer Segregation*, Zürich 1986, S. 45.



beschwor.<sup>515</sup> Gleichzeitig weist der Altersverteilungsfaktor historisch einmalig hohe Werte aus.

RGZ/100; igf

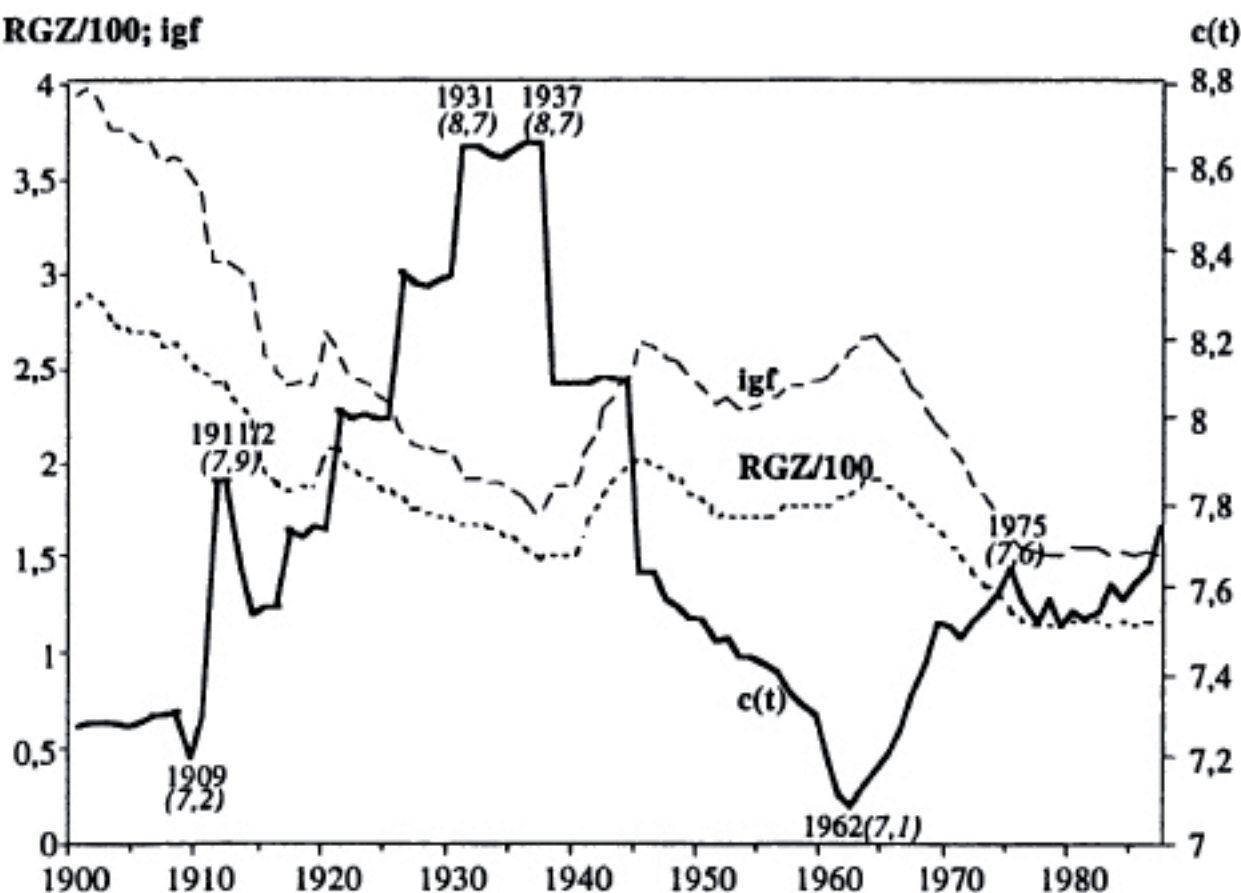


Abb. 35: Entwicklung der rohen Geburtensziffer (RGZ/100), des Index der Gesamtfertilität (igf) und des Altersverteilungsfaktors ( $c(t)$ ) für die Schweiz (1900 bis 1987)

Die Phase ab Mitte der 30er Jahre mit dem für die Schweiz charakteristischen zweigipfligen Nachkriegs-Babyboom bestätigt in erster Näherung die These der Antizyklizität zwischen Fertilität und Altersverteilungsfaktor. Bei genauerer Betrachtung stellt man während der rückläufigen Geburtenentwicklung zwischen 1945 und 1953 ein prozyklisches Verlaufsmusters beider Zeitreihen fest. Die Aufbau- und Aufbruchstimmung der ersten Nachkriegs-Generation, Nachholeffekte aufgeschobener Geburten aus der Zeit des zweiten Weltkrieges, aber auch Immigrationsflüsse dürften zur Erklärung dieses Sachverhaltes beitragen. Nach 1955 wechselt der Zusammenhang wieder ins antizyklische Grundmuster.

Auch für die Zeit seit 1965, also die Phase des jüngeren Geburtenrückganges, bleibt dieses antizyklische Muster erhalten. Markant ist etwa die Übereinstimmung von igf und  $c(t)$  nach 1975, wo sowohl ein Abflachen des Fertilitätsrückganges wie auch des Altersverteilungsfaktors beobachtet werden kann.

<sup>515</sup> Alfons Studer-Auer: Die Offensive des Lebens. Zum Neuaufbau der Familie, Francke, Bern 1941; François Höpflinger: Die Geburtenentwicklung in der Schweiz, 1988.



Vergleicht man die Entwicklung des Faktors  $c(t)$  in der Schweiz mit der entsprechenden Zeitreihe für die USA,<sup>516</sup> läßt sich auch dort das antizyklische Grundmuster zwischen Fertilität und dem Faktor der Altersverteilung nachweisen. Ein deutlicher Unterschied findet sich für die Jahre 1917 bis 1940. Gemäß Ryder kann in den Vereinigten Staaten während dieser Phase bloß eine sehr geringe Variation des Altersverteilungsfaktors  $c(t)$  belegt werden. Ein ausführlicher Vergleich dieser beiden Nationen ist aber hier nicht unser Ziel.

### 1. Erklärung des Altersverteilungseffektes

Mit den nachfolgenden Untersuchungen beabsichtigen wir – über eine historisch-deskriptive Darstellung der antizyklischen Kovariation von Altersstruktur und Fertilität hinausgehend – inferenzstatistisch die Faktoren zu ermitteln, welche die Varianz des Faktors  $c(t)$  verursachen.

Ryder vermutet unter der Prämisse einer demographisch geschlossenen Gesellschaft, also einer Situation, in welcher die Effekte von Migrationen vernachlässigt werden können, drei Determinanten als herausragend:

1. Die Geburtenrate vor einer Generation, 2. Die Inverse des prozentualen Wachstums der Bevölkerung vor einer Generation und 3. Die Geschlechterproportion (zwischen Knaben- und Mädchengeburten) vor einer Generation.<sup>517</sup>

Unter dieser restriktiven Prämisse, welche makrokulturelle und historische Einflußgrößen außer Betracht setzt, erklärt er die Variation von  $c(t)$  als intergenerationellen Effekt der generativen Struktur. Sie wird insbesondere verursacht durch die Fertilität der jeweils vorausgehenden Generation.

„The almost precise counterbalancing of movements of the period total fertility rate by movements of the age distribution factor has played a major role in dampening the outcome in number of births per annum.“<sup>518</sup>

Abb. 36 mit den Graphen der Periodengesamtfertilität und dem aktuellen<sup>519</sup>, respektive dem zeitverschobenen (lag 30 Jahre) Bevölkerungswachstum<sup>520</sup> bestätigt diese These zweifellos.

Das *prozentuale Wachstum* der Bevölkerung vor einer Generation (in Abb. 36 werden die Wachstumsraten in Promille angegeben) zeigt eine *antizyklische* Beziehung zwischen der Periodengesamtfertilität und dem Bevölkerungswachstum. Daraus resultiert, aufgrund des antizyklischen Grundmusters von Fertilität und Altersverteilungsfaktor  $c(t)$ , eine positive Beziehung zwischen  $c(t)$  und dem Bevölkerungswachstum vor einer Generation.

<sup>516</sup> Norman B. Ryder: Components of temporal variation in American fertility, London 1980, S. 17.

<sup>517</sup> Zur Bestimmung der Zeit, die als 'Generation' bezeichnet wird, wurde ein einfaches Verfahren verwendet, indem ein time-lag von 30 Jahren angenommen wurde.

<sup>518</sup> Norman B. Ryder: Components of temporal variation in American fertility, London 1980, S. 19.

<sup>519</sup> Bezeichnet als: *Bev.-Wachstum*; Quelle: Eidg. Statistisches Jahrbuch, div. Jahrgänge.

<sup>520</sup> Bezeichnet als: *Bev.-Wachstum (lag)*; Quelle: Eidg. Statistisches Jahrbuch, div. Jahrgänge.



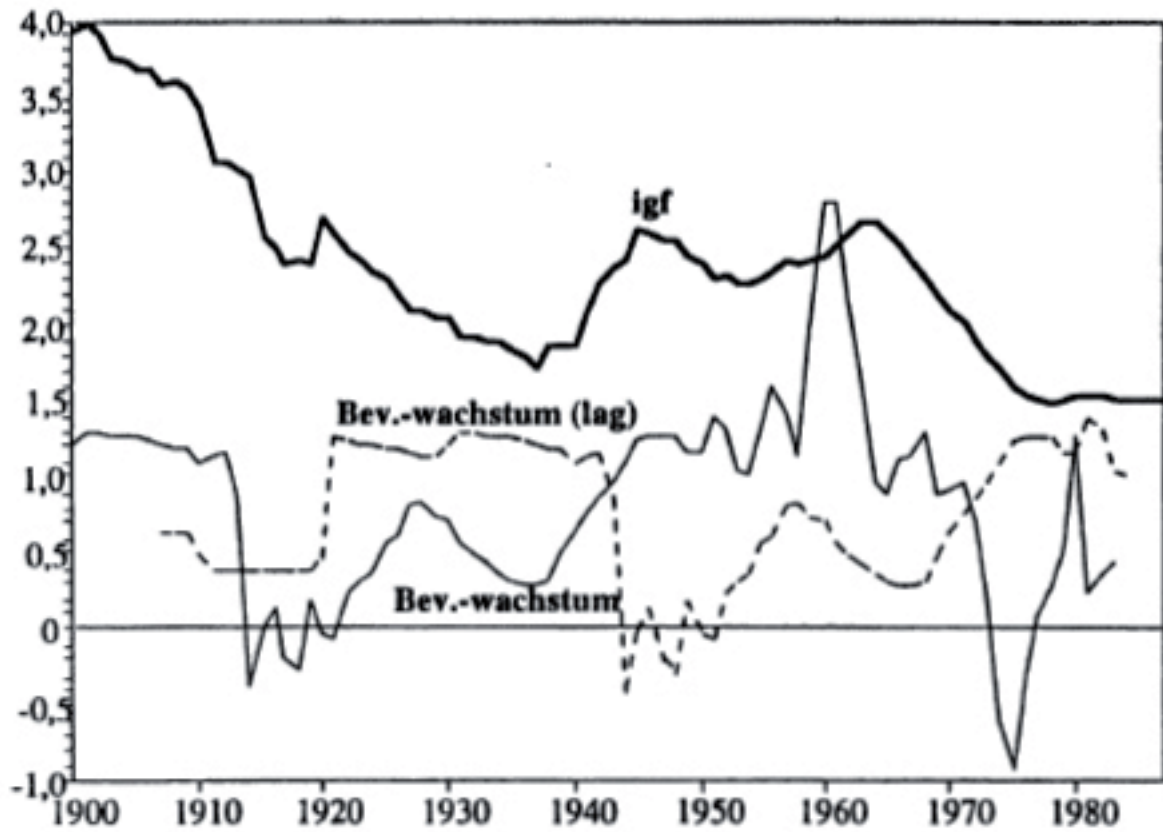


Abb. 36: Periodengesamtfertilität und Bevölkerungswachstum (aktuelles Wachstum und Wachstum vor einer Generation (time-lag von 30 Jahren))

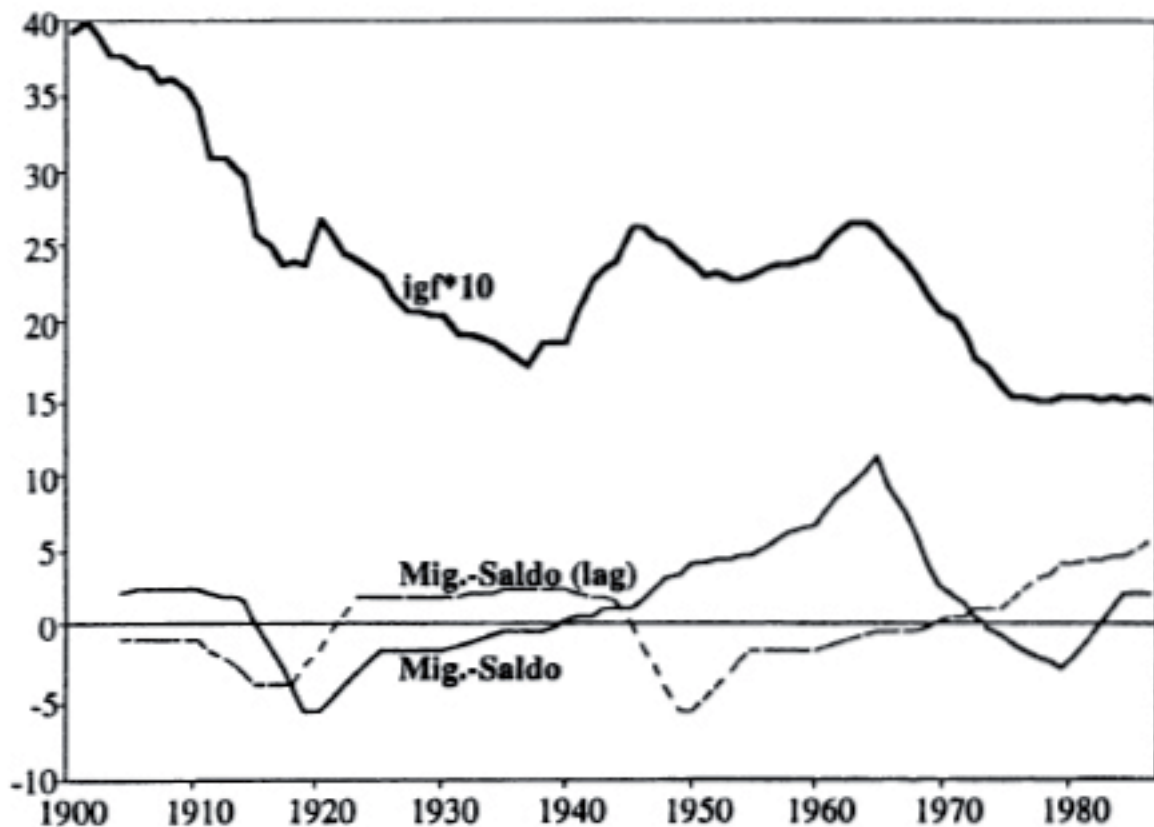


Abb. 37: Periodengesamtfertilität und Migrationssaldi (aktuelle Saldi und Saldi vor einer Generation (time-lag von 30 Jahren))



Durchaus in Übereinstimmung mit unserer bisherigen Erklärung scheint der Zusammenhang zwischen dem *aktuellen Bevölkerungszuwachs* und der Periodengesamtfertilität mehrheitlich *prozyklisch* zu verlaufen. Daraus resultiert eine negative Korrelation mit dem Altersverteilungsfaktor.

Die Abb. 37 verdeutlicht, daß die Prämisse, die Ryder bei seinen Studien voraussetzt, für die schweizerischen Verhältnisse empirisch zumindest teilweise relativiert werden sollte. Konkret entwickeln sich die um eine Generation *zeitverschobenen Migrationsströme* mindestens phasenweise invers zur periodenspezifischen Gesamtfertilität, während die *aktuellen Migrationssaldi* mit der zusammengefaßten Geburtenziffer (igf) tendenziell positiv kovariieren. Die Abbildung weist wiederum historisch zu erklärende Trendbrüche auf. So läßt sich vermuten, daß der erste 'Buckel' (ca. 1942 bis 1952) des Nachkriegs-Babybooms vor allem durch die einheimische Bevölkerung mitverursacht wurde, während der zweite 'Buckel' (ca. 1958 bis 1965) in stärkerem Ausmaß durch das reproduktive Verhalten von Immigrantinnen zu erklären ist. Wie wir später noch evident machen werden, hängt das Absinken der igf-Entwicklung in der Mitte der 50er Jahre vor allem mit Tempo-Schwankungen zusammen.

Außerdem vermuten wir, daß sich auch politische und sozio-ökonomische Krisen auf die Fertilität und die Altersverteilungs-Komponente  $c(t)$  auswirken. Dieser Effekt wird von Ryder unterschätzt.

Wir erklären somit den Altersstrukturfaktor  $c(t)$  in modifizierter Weise: 1. Durch die generative Struktur vor einer Generation; 2. Durch Migrationsflüsse und 3. Durch historische Krisen-Ereignisse. Dies gilt es nachfolgend zu qualifizieren, und quantitativ zu erhärten.

Modellartig gehen wir davon aus, daß im wesentlichen sechs unabhängige Variablen die Variation von  $c(t)$  verursachen: 1. Der Migrationssaldo vor einer Generation,<sup>321</sup> 2. Der aktuelle Migrationssaldo, 3. Der prozentuale durchschnittliche Bevölkerungszuwachs vor einer Generation, 4. Krisenereignisse,<sup>322</sup> 5. Die Geburtenrate vor einer Generation und 6. Die Geschlechterproportion der Geburten vor einer Generation.

Die Korrelationsmatrix dieser 7 Variablen (Tab. 10) gibt einen Überblick über die einfachen Zusammenhänge. Zwischen dem *Migrationssaldo vor einer Generation* und  $c(t)$  läßt sich eine positive Assoziation belegen. Berücksichtigt man aus statistischen Gründen den Sachverhalt, daß wir es nicht mit einer linearen Beziehung zu tun haben, muß das Ergebnis des F-Tests berücksichtigt werden. Mit einem F-Wert von 17.7 kann dieser Zusammenhang als hoch signifikant bewertet werden. Die *aktuellen Migrationsbilanzen* weisen eine negative Korrelation mit  $c(t)$  aus, wiederum mit einem hochsignifikanten F-Wert von 46.5. Ebenso lassen

<sup>321</sup> Eine Generation wurde auch hier operationalisiert mit einem time-lag von 30 Jahren.

<sup>322</sup> Die Variable 'Krise' wurde als Dummy-Variable in die Modell-Rechnungen aufgenommen. Grundlage für die Zurechnung des Wertes 1 für Krise bildete die Bestimmung von Krisen-Zyklen durch Volker Bomschier: *Die westliche Gesellschaft im Wandel*, Frankfurt 1988, S. 74. Die Bewertung der Phase zwischen 1933 und 1939 als Krisenphase erbrachte eine Verbesserung des Resultates.



*Krisen* die Werte des Altersverteilungsfaktors ansteigen (F-Test ist signifikant,  $F = 7.8$ ). Inhaltlich kann dies wohl durch relative Verluste bei den jüngeren Altersgruppen erklärt werden. Positiv ist das Zusammenhangsmaß zwischen  $c(t)$  und der Geburtenrate vor einer Generation, während die Beziehung zwischen  $c(t)$  und der Geschlechterproportion vor einer Generation am schwächsten ist.

Tab. 10: Korrelationsmatrix von sechs unabhängigen Variablen und dem Altersverteilungs-Faktor  $c(t)$

	$c(t)$	X1	X2	X3	X4	X5
Migrationssaldo mit time-lag (X1)	.42					
Migrationssaldo (X2)	-.61	-.36				
Bevölkerungswachstum (X3)	.44	.79	-.44			
Krise (Dummy) (X4)	.49	.40	-.48	.32		
Geburtenziffer mit time-lag (X5)	.77	.52	-.70	.57	.61	
Geschlechterproportion, time-lag (X6)	-.27	.06	.12	-.01	.06	-.03

Die Korrelationsmatrix läßt im Hinblick auf die nachfolgenden *multivariaten* Betrachtungen verzerrte Befunde infolge Multikollinearität der unabhängigen Variablen als unwahrscheinlich erscheinen.

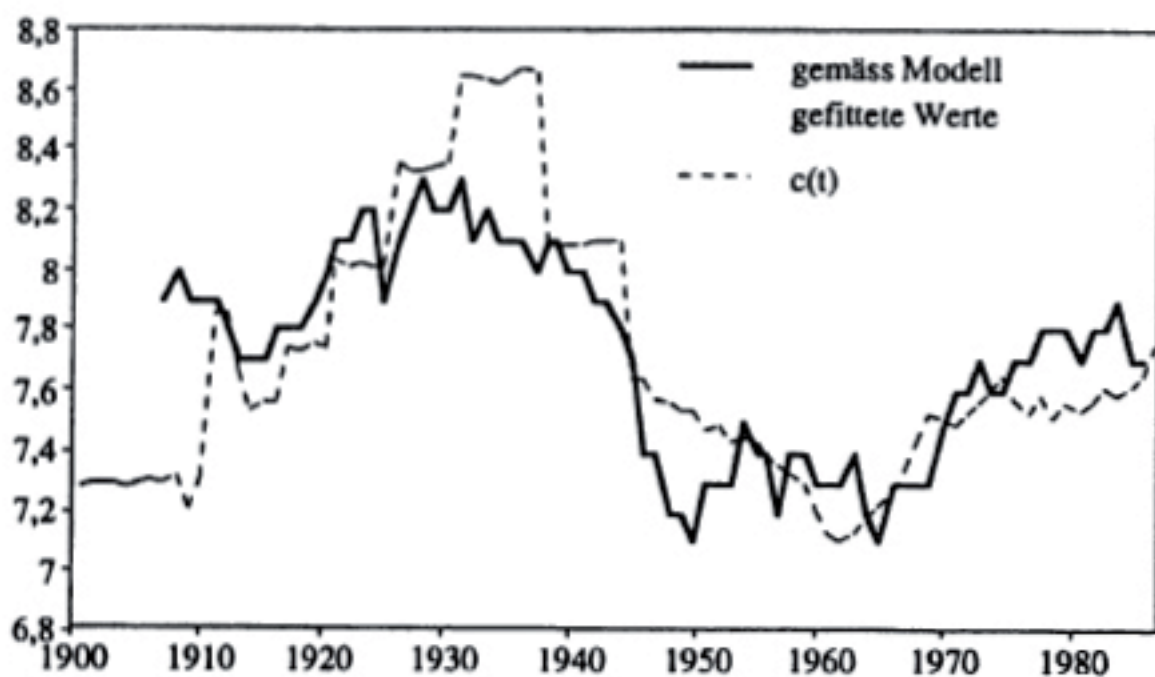
Das multivariate Regressionsmodell über den Zeitraum von 1900 und 1987 unter Einbezug der diskutierten Variablen weist insgesamt einen *Erklärungsanteil* (R-Quadrat) von 66 Prozent aus. Mit unserer Hypothese können somit zwei Drittel der Gesamt-Varianz des Faktors  $c(t)$  erklärt werden. Ebenfalls das Ergebnis des multivariaten Varianz-Tests ist hoch signifikant ( $F = 23.6$ ). Die Tafel mit den Beta-Koeffizienten, die der Tab. 11 entnommen werden können, stützt aber auch die These von Ryder insofern, als die generative Struktur vor einer Generation die weitaus erklärungskräftigste Variable darstellt. Die Geburtenrate und die Geschlechterproportion jeweils vor einer Generation tragen somit am stärksten zur Erklärung der Altersstruktur-Komponente  $c(t)$  bei.

Die nicht-signifikanten Ergebnisse für die übrigen Variablen (t-Werte und p) dürfen indes nicht zur Annahme verleiten, es handle sich dabei nicht um 'echte' Faktoren. Berechnet man nämlich ein analoges Regressionsmodell nicht über den gesamten Beobachtungs-Zeitraum (1900 bis 1987), sondern nur für die Zeitspanne seit 1945, dann zeigt sich, daß die Migrationssaldi und der Krisen-Indikator durchaus signifikante Faktoren des Altersverteilungsmaßes  $c(t)$  darstellen. Für die Variable Migrationssaldo wird ein t-Wert von 6.6 bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 0.0001 ausgewiesen und der t-Wert für den Krisen-Indikator beläuft sich auf 2.9, bei einem Signifikanzniveau von .007. Diese Zusammenhänge stützen somit die bivariaten Befunden, sie sich aus Abb. 38 ablesen lassen.



**Tab. 11: Ergebnis der multiplen Regression mit 6 Variablen zur Erklärung des Altersverteilungs-Faktors  $c(t)$**

Multiple Regression:					
Abh. Variable:	$y = c(t)$				
Unabh. Variablen:	X1-X6				
DF:	79				
R:	.81				
R-Quadrat:	.66				
Adj. R-Quadrat:	.63				
Standard-Fehler:	.26				
Varianztest:					
	DF	Summe d. Quadrate	Mittelwert i. Quadrat	F-Test	
Regression	6	9.3	1.6	23.6	
Residuen	73	4.8	0.7	$p = .0001$	
Total	79	14.1			
Multiple Regression:					
Parameter	Wert	Standard-Fehler	Standard-Wert	t-Wert	p
Intercept	32.65				
X1: Migrationssaldo (lag)	.19	.19	.12	1.03	.31
X2: Migrationssaldo	-.01	.01	-.10	.92	.36
X3: Bev.-wachstum in % (lag)	-.07	.10	-.08	.71	.48
X4: Krise (Dummy)	.03	.08	.03	.37	.71
X5: Geburten, lag	3.0E-5	5.2E-6	.67	5.8	.0001
X6: Geschlechterproportion	-.53	.15	-.25	3.55	.0007



**Abb. 38: Werte des Altersverteilungs-Faktors  $c(t)$  und gemäß Modell gefittete Werte von  $c(t)$**



Obige Darstellung (Abb. 38) gibt einerseits die Entwicklung der Zeitreihe  $c(t)$  in der Form, wie sie gemessen wurde und andererseits die gefittete Zeitreihe von  $c(t)$  auf der Basis unserer Modellannahmen wieder. Betrachten wir zunächst die Phasen, in welchen die gemessenen und die errechneten Werte am stärksten voneinander abweichen. Die Ergebnisse geben Anlaß zur Vermutung, daß vor allem Kompensations-Effekte nach Krisenereignissen eine nicht unwesentliche Rolle spielen. Die Abweichungen zwischen beiden Graphen sind nämlich während der ersten Dekade (Folge der Wirtschaftskrise im ausgehenden 19. Jh.), die ersten Nachkriegsjahre oder die 70er Jahre (Phase nach der 'normativen' Krise der späten 60er Jahre) am größten. Eine Überprüfung dieser Hypothese bedürfte indes weiterer Analysen, die hier nicht zuletzt aufgrund der Datenlage nicht zu leisten sind. Tabelle A-2 im Anhang gibt die numerischen Werte der verwendeten Variablen über den gesamten Zeitraum zwischen 1900 und 1980 wieder.<sup>523</sup>

## 2. Beziehung zwischen Kohorten- und Periodengesamtfertilität

Aufgabenstellung dieses Kapitels ist bekanntlich die erklärende Rekonstruktion der Fertilität, wobei erstens zwischen dem *Tempo*, also den Rhythmusschwankungen in der Geburtenfolge während der fertilen Phase innerhalb einer weiblichen Biographie, und den Veränderungen des *Quantums*, also der durchschnittlichen Kinderzahl je Frau, unterschieden wird. Zweitens verfolgen wir eine Perspektive, aus der kohorten- und periodenspezifische Zeitreihen systematisch zueinander in Beziehung gesetzt werden. Aus den Relationen zwischen beiden Betrachtungsweisen lassen sich nun weitere demographische Indikatoren berechnen.

Im Brennpunkt des folgenden Analyseschrittes stehen die langfristigen Veränderungen der *Periodengesamtfertilität* (igf) in Relation zur entsprechenden Zeitreihe mit den kohortenspezifischen Werten, also der *Kohortengesamtfertilität* (die auch Total Fertility Rate (TFR), endgültige Kinderzahl oder vollendete Fertilität genannt wird).

<sup>523</sup> Zur Erklärung der Variablen:

*Migrationssaldo (time-lag)*: Interpolation über fünfjährige Mittelwerte der Differenzen zwischen Ein- und Auswanderungen (Wanderungssaldi) in der Schweiz, bei einem time-lag von 30 Jahren, bezogen auf 1000 Einwohner. Quellen: Wilhelm Bickel: Bevölkerungsgeschichte und Bevölkerungspolitik der Schweiz, Büchergilde Gutenberg, Zürich 1947, François Höpflinger: Bevölkerungswandel in der Schweiz, Grösch 1986, S. 92, sowie eigene Berechnungen.

*Migrationssaldo*: Interpolierte Wanderungssaldi, bezogen auf 1000 Einwohner; gleiche Quellen.

*Geschlechterproportion (time-lag)*: Proportion zwischen männlichen und weiblichen Lebendgeburten, berechnet mit einem time-lag von 30 Jahren. Quellen: Bevölkerungsbewegungsstatistik des BFS und Eidg. Statistisches Jahrbuch, div. Jg., sowie eigene Berechnungen.

*Bevölkerungswachstum*: Jährliches prozentuales Wachstum der schweizerischen Bevölkerung zwischen jeweils zwei aufeinanderfolgenden Jahren. Quellen: Bevölkerungsbewegungsstatistik des BFS und Eidg. Statistisches Jahrbuch, div. Jg., sowie eigene Berechnungen.

*RGZ (time-lag)*: Entwicklung der rohen Geburtenziffer (RGZ) bei einem time-lag von 30 Jahren, dieselben Quellen.

*Krise (Dummy)*: Der Berechnungsmodus wurde oben ausgeführt.



Für jede Geburtskohorte wird die TFR (d. h.: die durchschnittliche kohortenspezifische Anzahl Geburten je Frau) ausgewiesen. Unterstellt wird eine gleichbleibende Mortalität der Frauen vor ihrer Menopause während des gesamten Beobachtungszeitraumes. Die TFR läßt sich beschreiben als die Summe aller Geburten eines Jahrgangs während der Dauer ihrer Reproduktionsfähigkeit (d. h. zwischen 15 und 49 Jahren). Die Ermittlung der Periodengesamtfertilität (igf) erfolgt durch Summierung der Kolonnen in der Matrix der altersspezifischen Fertilitätsziffern (ASFZ), jene der Kohortengesamtfertilität durch Addition der Diagonalen der gleichen Rohdaten-Matrix. Datengrundlage für beide Indikatoren bilden die Häufigkeitsverteilungen der Geburtsergebnisse von Frauen des Jahrganges  $t$ , mit Alter  $a$ .<sup>524</sup> Wegen der Unvollständigkeit der Rohdaten mussten die fehlenden ASFZ-Werte mittels des eingangs erörterten Schätzverfahrens ermittelt und daraus die kohortenspezifische Gesamtfertilität berechnet werden.

Im folgenden Analyseschritt wird die Kohortenfertilität auf jenen Zeitraum bezogen, während dessen die Frauen eines Altersjahrgangs an der periodenspezifisch gemessenen Fertilität faktisch beteiligt waren. Mit anderen Worten: Die kohortenspezifische Gesamtfertilität wird auf die periodenspezifische Gesamtfertilität alloziert. Dieser Allokationsschritt kann formal umschrieben werden als Verschiebung der Kohortenfertilität (jährliche Summe der kohortenspezifischen ASFZ) auf der Zeitachse. Der Betrag der zeitlichen Verschiebung (time-lag) entspricht dem *mittleren Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder* (mial) während des gesamten Beobachtungszeitraums. Bei dieser Transformation handelt es sich letztendlich um die Berücksichtigung des einfachen Faktums, daß eine beliebige Alterskohorte nicht bereits im ersten Lebensjahr in ihre fertile Phase eintritt, sondern erst ab ihrem ca. 15. Altersjahr. Ein Beispiel: Die Geburtskohorte 1900 durchlief ihre fertile Phase nicht zwischen 1900 und 1935 sondern zwischen 1915 und 1950.

In unseren Zeitreihen wurde der Graph mit den kohortenspezifischen TFR-Werten um 28 Jahre auf der Zeitachse verschoben.<sup>525</sup> Numerisch exakt beläuft sich der Durchschnittswert des mittleren Alters der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder (mial) auf 28,033 Jahre, das geometrische Mittel beträgt 27,979 Jahre und das harmonische Mittel 27,925 Jahre.

Aufgrund dieses Allokationsschrittes entstehen am Anfang der Zeitreihe Leerstellen. Diese wurden ergänzt, indem die fünfjährigen Mittelwerte der kohortenspezi-

<sup>524</sup> Die Ermittlung von Kohortenindikatoren aus der Matrix der ASFZ geht von der Voraussetzung aus, daß die Effekte der Zu- oder Abwanderung von Frauen eines Jahrgangs während der reproduktiven Phase vernachlässigt werden können. Diese Prämisse bedürfte der genaueren Abklärung.

<sup>525</sup> Der Indikator: 'mittleres Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder' = mial berechnet sich durch Multiplikation des Alters der Frau ( $a_j$ ) mit dem Wert der Anzahl Geburten ( $g_j$ ) je Frau im Alter  $a_j$ , dividiert durch die Gesamtzahl Frauen in der jeweiligen Kohorte. Für gruppierte Daten berechnet sich der Indikator nach folgender Formel:

$$\text{mial für 5-Jahres-Gruppen} = \frac{\sum_x (x + 2.5) \cdot {}_5L_x F_x}{\sum_x {}_5L_x F_x}$$

wobei  $L_x$  die Summe der Frauen mit Alter  $x$  wiedergibt und  $F_x$  die ASFZ der Frauen mit Alter  $x$ . vgl. Nathan Keyfitz & W. Flieger: World Population enters the Seventies, London 1976, S. 55.



fischen Gesamtfertilität, wie sie von Patrick Festy<sup>526</sup> ausgewiesen werden, interpoliert und eingesetzt wurden.

Abb. 39 gibt die Entwicklung der perioden- und kohortenspezifischen Gesamtfertilität wieder. Die Kolonnensummen der ASFZ ergeben den igf. Die Diagonalsummen der ASFZ, verschoben um das mittlere Alter der Geburt ihrer Kinder, ergeben die Kohortengesamtfertilität  $G(t)$ .<sup>527</sup> Die Verlaufsmuster beider Graphen entsprechen sich weitgehend. Im Unterschied zur periodenspezifischen Entwicklung der Fertilität zeichnet sich indes die Kohortenfertilität durch wesentlich geringere Fluktuationen aus. Der Graph  $G(t)$  ist gleichsam das geglättete Abbild des Graphen  $igf(t)$ . Versucht man das Verlaufsmuster zu umreißen, dann erscheinen die drei ersten Dekaden unseres Jahrhunderts als Phase der raschen Abnahme der durchschnittlichen Kinderzahl (Endphase des 'Demographischen Übergangs'). In den 30er Jahren wird ein Tiefpunkt erreicht, der in den 40er Jahren in die Phase des Nachkriegs-Babybooms übergeht. Ab Mitte der 60er Jahre ändert sich die Verlaufsrichtung erneut. Zu diesem Zeitpunkt setzt – in allen westeuropäischen Staaten nahezu zeitgleich – die Phase des jüngeren Geburtenrückgangs ein. Die Frage muß letztendlich offen bleiben, inwieweit sich derzeit ein Ende dieses 'zweiten demographischen Übergangs'<sup>528</sup> ankündigt, wie wir dies oben postuliert haben. Immerhin widersprechen die beiden Graphen einer solchen Vermutung nicht. Die unterschiedenen Phasen entsprechen auch den theoretischen Erwägungen, wonach normale Prozeßverläufe, während denen jeweils ein bestimmtes generatives Regime dominiert, und spannungsreichere Übergangsphasen einander ablösen und sich voneinander abgrenzen lassen.

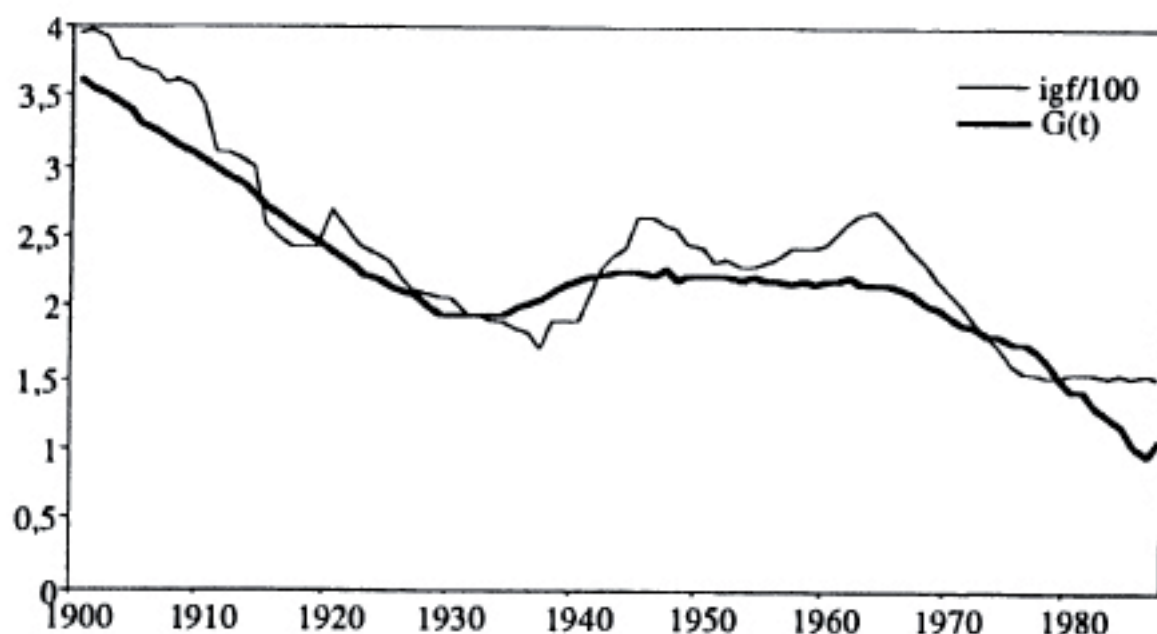


Abb. 39: Perioden- und Kohortengesamtfertilität in der Schweiz zwischen 1900 und 1987

<sup>526</sup> Patrick Festy: La fécondité des pays occidentaux de 1870 à 1970, INED Cahier No 85, Paris 1979, S. 98.

<sup>527</sup> Ebd., S. 154.

<sup>528</sup> Dirk Jan van de Kaa: The Second Demographic Transition revised, 1988 (Ms.).



## V. Verteilungsverzerrung in der Langzeitperspektive

Aus dem Vergleich zwischen den Proportionen der ASFZ-Werte in der Perioden- respektive der Kohortenbetrachtungsweise läßt sich ein Indikator berechnen, welcher die *Verzerrung der Häufigkeits-Verteilungen der altersspezifischen Fertilitätsziffern (ASFZ)* mißt.<sup>529</sup> Die ASFZ lassen sich bekanntlich als Häufigkeitsverteilungen darstellen, welche sich durch die Verteilungsparameter (Mittelwert, Varianz-Koeffizient, Schiefe, Kurtosis etc.) beschreiben lassen. Der *Index of distributional distortion* oder *Verzerrungsindex d(t)* berechnet sich aus den Proportionen der kohortenspezifischen Gesamtfertilität bezogen auf die Periodengesamtfertilität:

$$d(t) = 100 / \sum (\text{koh.ASFZ}_i) * \sum (\text{per.ASFZ}_j).$$

Der Mittelwert des Verzerrungsindex über die gesamte Beobachtungsdauer (1900 bis 1987) beläuft sich auf 1,073, das geometrische Mittel auf 1,066 und das harmonische Mittel auf 1,06. Würden die Geburtereignisse entlang der reproduktiven Phase aller Frauenkohorten dieselben *Verteilungscharakteristiken* aufweisen, resultierte für d(t) eine stetige Funktion. Faktisch ändert sich nun aber das Maß für die Verteilungsverzerrung d(t) von Kohorte zu Kohorte (Abb. 40). Die Variation von d(t) kann als ein allgemeines Maß für die *Veränderung des Rhythmus generativen Handelns* interpretiert werden. Eine positive Abweichung vom Gesamtmittelwert (mean d(t)) kennzeichnet jene Phasen, während denen Frauen ihre Kinder tendenziell in einer frühen Lebensphase zur Welt bringen. Folglich weisen diese Kohorten auch ein tieferliegendes mittleres Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder (mial) aus. Mit anderen Worten: Im Falle von d(t) > mean d(t) weisen die kohortenspezifischen ASFZ jüngerer Frauen überdurchschnittliche und die kohortenspezifischen ASFZ älterer Frauen unterdurchschnittliche Häufigkeiten aus. Analog kann in Phasen, in welchen eine Frauenkohorte ihre Kinder im Mittel vergleichsweise spät zur Welt bringt, eine negative Abweichung des Wertes d(t) von mean d(t) beobachtet werden (d(t) < mean d(t)). Diese Rhythmusveränderungen lassen sich im folgenden detailliert interpretieren. Abb. 41 gibt die Zeitreihe mit der Entwicklung von d(t) zwischen 1900 und 1987 wieder. Außerdem ist der Mittelwert von d(t) über die gesamte Zeitspanne (mean d(t)) als stetige Funktion eingezeichnet.

Die Graphik spiegelt insofern die Krisensituationen unseres Jahrhunderts deutlich wider, als politisch-militärische, ökonomische oder normative Konfliktphasen einen Ausschlag des Verzerrungsindikators nach unten (im Vergleich mit mean d(t)), also eine durchschnittliche Erhöhung des mittleren Alters der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder bewirkt. Soziale Problematiken unterschiedlichster Art – so kann man daraus folgern – scheinen die Eltern tendenziell zu *Aufschiebungen* ihrer Geburten zu motivieren. Der Graph d(t) zeigt deutliche Einbuchtungen zwischen 1914 und 1918, während der Weltwirtschaftskrise und des Zweiten

<sup>529</sup> Norman B. Ryder: *Components of temporal variation in American fertility*, London 1980, S. 20ff und 46f.



Weltkrieges, sodann in der Mitte der 50er Jahre, also während der Phase des Kalten Krieges (Mc Carthy) und des Ungarn-Aufstandes, und noch einmal nach den Revolten von 1968. Betrachtet man die Stärke der jeweiligen Ausschläge, dann scheinen der zweite Weltkrieg und die Phase seit 1968 die stärksten Rhythmuschwankungen, oder qualifizierter, die stärksten Aufschiebungseffekte verursacht zu haben. Doch hier scheint im Hinblick auf allfällige weitergehende Interpretationen Vorsicht am Platze zu sein. Gerade in diesen beiden Phasen koinzidiert das Absinken des Masses für die Verteilungsverzerrung oder Rhythmuschwankungen mit einem gleichzeitigen Absinken des *Quantums* an Geburten (vgl. TFR).

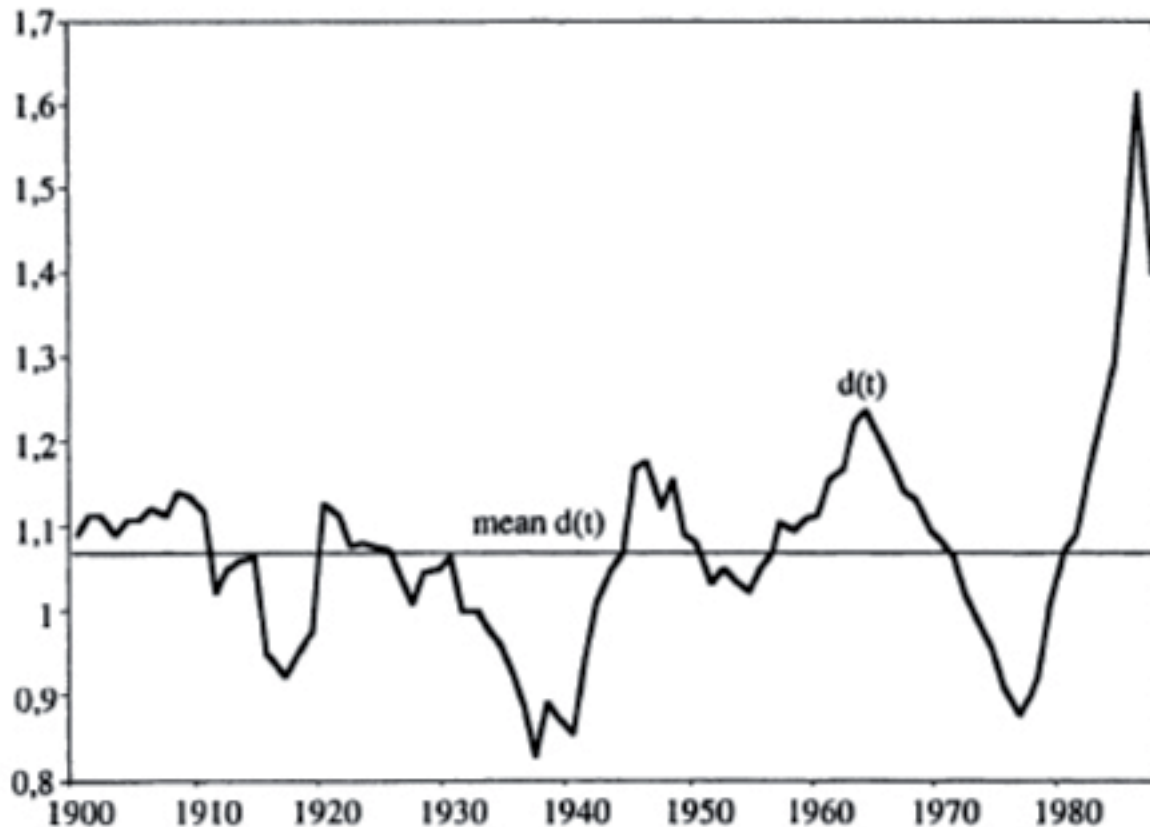


Abb. 40: Index der Verteilungsverzerrung  $d(t)$  in der Schweiz zwischen 1900 und 1987 (Rhythmus-Schwankungen)

Diese Einschränkung verweist somit auf den Sachverhalt, daß die Variation von  $d(t)$  nicht ausschließlich durch Tempo-Schwankungen zustande kommt, sondern daß sie auch mit der Entwicklung des kohortenspezifischen Quantums an Geburten in einem Zusammenhang steht. Einzelne Perioden zeichnen sich dadurch aus, daß alle Altersgruppen einer Kohorte relativ geburtenreich, respektive relativ geburtenarm sind. Als Beispiele sind die Phase des Nachkriegs-Babybooms und im gegenläufigen Sinne, die Zeit seit 1965 zu nennen. Mit anderen Worten: Obwohl der Indikator  $d(t)$  ein allgemeines Maß für Temposchwankungen darstellt, wird die Varianz von  $d(t)$  statistisch nicht unabhängig von den Veränderungen der durchschnittlichen Kinderzahl.



## VI. Quantum und Rhythmus-Schwankungen

Aufgabe des folgenden Analyseschrittes ist es, die Einflüsse des Geburtenquantums auszufiltern mit dem Ziel, einen möglichst 'reinen' Tempoindikator zu erhalten. Betrachten wir dazu Abb. 41. Die Darstellung gibt neben dem Maß für die *Verteilungsverzerrung* (Graph  $d(t)$ ) auch das auf die historische Zeit bezogene *kohortenspezifische Geburtenquantum*, (kohortenspezifische Gesamtfertilität oder vollendete Fertilität;  $G(t)$ ) sowie einen Indikator (smooth  $1-m(t)$ ), den wir als *Multiplikator* bezeichnen. Auf letzteren werden wir zurückkommen.

Vergleicht man die Verteilungsverzerrung  $d(t)$  mit der Kohortengesamtfertilität  $G(t)$ , zeigt sich in erster Näherung eine Gleichläufigkeit beider Graphen. Zwischen 1900 und 1930 zeichnen sich beide durch eine sinkende Tendenz aus, wobei aber die Steigung von  $G(t)$  deutlich größer ist. Bei der Verteilungsverzerrung kann außerdem das für die Schweiz typische zweigipflige Verlaufsmuster während der Nachkriegsphase bis 1965 beobachtet werden (vgl. *igf*), welches bei der Kohortenfertilität nicht festzustellen sind. Seit Mitte der 70er Jahre divergieren die beiden Graphen indes deutlich. Wie noch zu belegen sein wird, scheint diese Entkopplung von Geburtenquantum und Geburtenrhythmus keine direkte Folge der 'sexuellen Revolution' und der mit ihr einhergehenden normativen Verunsicherung seit den späten 60er Jahren zu sein. Aus der Entwicklung des Tempo-Indikators  $d(t)$  kann aber abgeleitet werden, daß sich in ihr zwei Tendenzen überlagern, nämlich: 1. langfristige Zyklen des Rhythmus generativen Handelns, welche mit der Entwicklung der Gesamtfertilität weitgehend synchron verlaufen und 2. kurzfristige Rhythmus-Schwankungen.

Im folgenden gilt es diese beiden Komponenten (*kurz- und langfristige* Fluktuationen des Geburtenrhythmus) analytisch zu separieren. Hierzu können wir auf den Indikator  $mial$ , also das mittlere Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder zurückgreifen. Wie Ryder nachgewiesen hat,<sup>530</sup> indizieren die jährlichen Veränderungen des mittleren Alters der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder Rhythmus-Veränderungen der Fertilität. Berechnet man für die jährlichen Differenzen des mittleren Alters ( $mial$ ) das mathematische Komplement zum Wert 1, also den Indikator  $1-m(t)$ , und glättet dessen Verlauf (quadrierte 7-jährige gleitende Mittelwerte: smooth  $1-m(t)$ ), erhält man ein Maß für die *langfristigen Rhythmus-Schwankungen* der Fertilität (vgl. Abb. 42; die numerischen Werte finden sich im Anhang, Tab. A-3). Mit anderen Worten: Die Berechnung gleitender Mittelwerte ermöglicht die Ausfilterung kurzfristiger Rhythmus-Schwankungen. Wir bezeichnen diesen Indikator im Anschluß an Ryder als 'Multiplikator'. Sein Absinken im diachronen Verlauf bezeichnet ein steigendes mittleres Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder und vice versa.

Ein Vergleich der Entwicklungen von Verteilungsverzerrung  $d(t)$  und Multiplikator smooth  $1-m(t)$  illustriert eine markante Übereinstimmung. Der Multiplikator

<sup>530</sup> Norman B. Ryder: *Components of temporal variation in American fertility*, London 1980, S. 29 und S. 48f.



weist indes weniger kurzfristige Fluktuationen auf als die Verzerrungsverteilung  $d(t)$  (geglättete Kurve). Daraus folgt, daß die Einwirkungen von Quantumveränderungen des generativen Handelns auf den Verteilungsindikator  $d(t)$ , wie wir das oben erwogen haben, von untergeordneter Bedeutung sind. Dies erlaubt uns, die signifikanten Determinanten von  $d(t)$  bei der nachfolgenden inferenzstatistischen Erklärung der Variation von  $d(t)$  als Faktoren von Tempoveränderungen zu interpretieren.

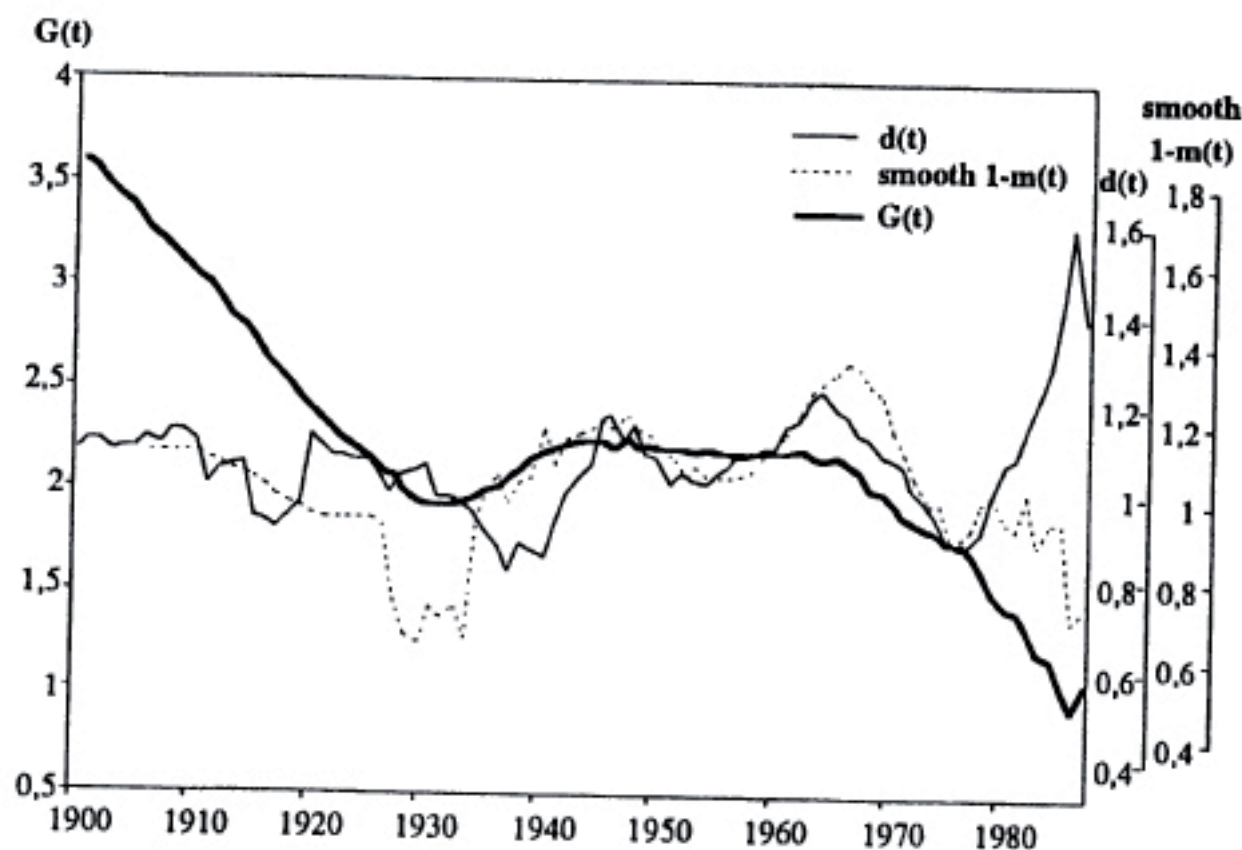


Abb. 41: Kohortenfertilität ( $G(t)$ ), Verzerrungsverteilung ( $d(t)$ ) und Multiplikator (smooth  $1-m(t)$ ) für die Schweiz zwischen 1900 und 1987

Wenn der Indikator smooth  $1-m(t)$  die langfristigen Rhythmus-Schwankungen generativen Handelns ausdrückt, mißt die Proportion von  $d(t)$  und  $1-m(t)$  die kurzfristigen Tempoveränderungen. Der entsprechende Indikator, wir nennen ihn  $y(t)$ , berechnet sich als Quotient von  $d(t)/1-m(t)$ . Abb. 42 gibt den Verlauf dieses Maßes wieder, die numerischen Werte finden sich im Anhang (Tab. A-3).

Während zwei Phasen sind rasche, kurzfristige Pendelausschläge zu beobachten: zwischen 1927 und ca. 1943 einerseits sowie nach 1970 andererseits. Die Zeit des Zweiten Weltkrieges kennzeichnet sich dadurch, daß die Werte von  $y(t)$  unter den Standard von 1 absinken, was auf einen mittelfristigen Aufschub von Geburten verweist. Während den übrigen Zeiträumen fluktuiert der Indikator nur geringfügig. Wir meinen, daß die vergleichsweise 'ruhigen' Zeiträume mitunter auf das Vorhandensein eines dominanten und weitgehend konsolidierten Familienmodells hindeuten, während starke Rhythmus-Fluktuationen die Übergänge zwischen



zwei generativen Regimes charakterisieren. Letztere zeichnen sich gemäß unseren theoretischen Erwägungen durch erhöhte soziale Spannungen und individuelle Verunsicherung aus.

Die weltweiten Krisen (Erster Weltkrieg, Weltwirtschaftskrise und Zweiter Weltkrieg, aber auch die normative Krise im Gefolge der 68er Bewegung) scheinen sich folglich auf das generative Handeln der Schweizerinnen ausgewirkt zu haben. Die Effekte können dahingehend qualifiziert werden, daß *Krisenereignisse* zur Aufschiebung von Geburten führen, was sich sowohl in Form lang- ( $l-m(t)$ ) als auch kurzfristiger Rhythmus-Variationen generativen Handelns ( $y(t)$ ) ausdrückt. Ein Vergleich der beiden Graphen mit der Kohortengesamtfertilität zeigt ferner, daß ebenfalls ein Zusammenhang zwischen *Temposchwankungen* und *Quantumsveränderungen* festgehalten werden muß. Bei den Phasen mit rasch fluktuierenden Rhythmus-Schwankungen handelt es sich nämlich zugleich um Übergänge im langfristigen Fertilitätsprozeß (Trendwende zum Nachkriegs-Babyboom respektive Beginn des jüngeren Geburtenrückgangs nach 1965). Beide Zeiträume zeichnen sich also dadurch aus, daß ein bestimmtes generatives Regime beginnt brüchig zu werden. Der Gesellschaft gelingt es nicht mehr, die individuellen Handlungsmuster strukturell und normativ zu sanktionieren, woraus den einzelnen Individuen *Unsicherheit* im Hinblick auf die Realisierung ihres Kinderwunsches erwächst. Dieses komplexe Syndrom von Ursachen erkennen wir insbesondere als Ursache für die flottierenden kurzfristigen Rhythmus-Schwankungen. Der Zeitpunkt der beiden nachgewiesenen Übergangsphasen deckt sich mit unseren theoretischen Erwägungen. Der postulierte Zusammenhang zwischen kurzfristigen Rhythmus-Schwankungen und der Erhöhung des gesellschaftlichen Spannungsniveaus wird uns noch zu beschäftigen haben.

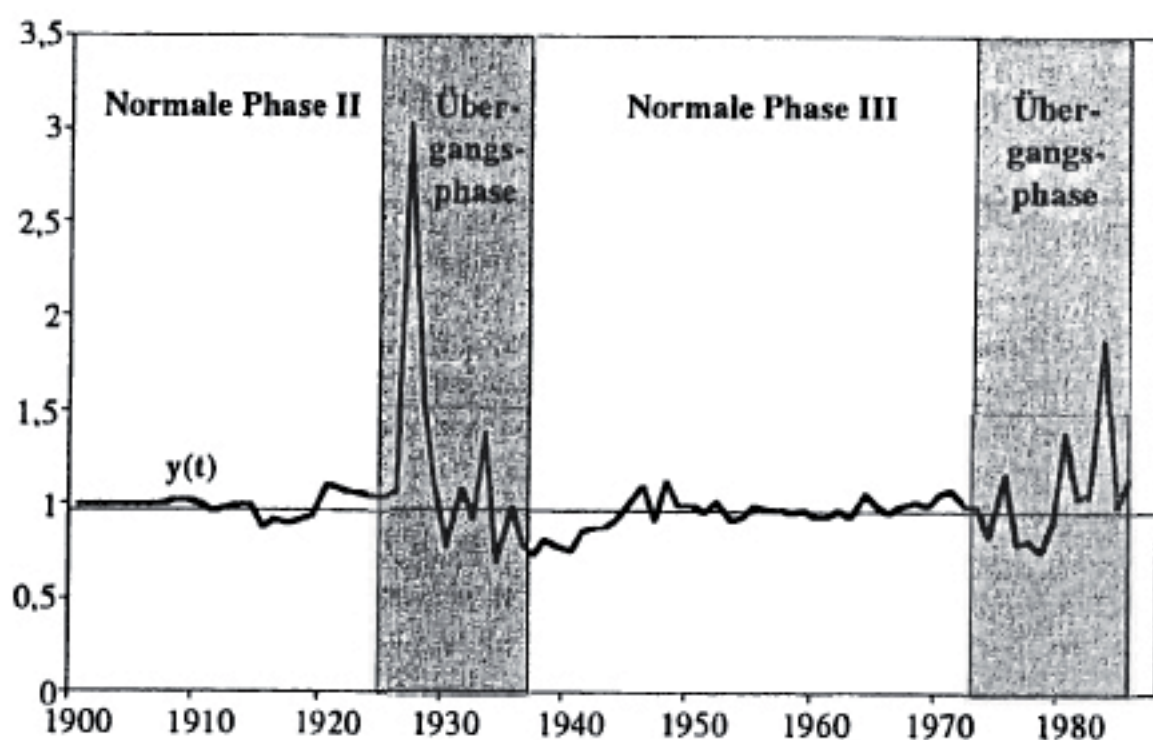


Abb. 42: Kurzfristige Schwankungen der Fertilität ( $y(t)$ ) in der Schweiz zwischen 1900 und 1987



Die so ausgelegte Handlungsunsicherheit würde überdies zur Erklärung beitragen, daß just zum Zeitpunkt, in welchen einerseits der Rhythmus generativen Handelns in Bewegung gerät und sich andererseits eine Trendwende bei der durchschnittlichen Anzahl Geburten feststellen läßt, auch die *Familienpolitik* zu einem politischen Thema avanciert.

Dieser Zusammenhang zeigt sich sowohl in den 30er Jahren wie in den 70er Jahren mit großer Deutlichkeit. 1929 beginnt mit einem politischen Vorstoß des nachmaligen Bundesrates Escher, der die Einführung von Familienschutz-Maßnahmen fordert, eine familienpolitisch aktive Phase, die bis zur Einführung des Familienschutzartikels in die Bundesverfassung im Jahre 1945 anhält. Die Diskursivierung der Familienpolitik rekurriert sowohl explizit auf das Geburtentief der frühen 30er Jahre wie auch auf die akute Gefährdung der Institution Familie in der damaligen Zeit. Die eruierten kurzfristigen generativen Temposchwankungen scheinen diese Sichtweise *ex post* zu bestätigen. Ein analoges Bild läßt sich auch für die Zeit nach 1970 zeichnen. Nach 1970 wurde nach einer langen Ruhepause des familienpolitischen Diskurses die Frage der Einführung einer Mutterschaftsversicherung wieder aufgegriffen und öffentlich diskutiert<sup>331</sup>. Die erneute Traktandierung der Familienpolitik in der Agenda der politischen Akteure koinzidiert zeitlich mit der Erfahrung des jüngeren Geburtenrückganges und ebenfalls mit einer Phase rascher Temposchwankungen.

Die Koinzidenz zwischen Quantumsveränderungen und Temposchwankungen der Fertilität einerseits und der Diskursivierung der Familienpolitik andererseits will indes mitnichten eine kausale Beziehung unterstellen. Daß die erstaunliche Kovariation gleichwohl mehr bedeutet als einen scheinbaren Zusammenhang, wird uns im Kapitel I noch detailliert zu beschäftigen haben.

Vorerst scheint ein Quervergleich mit den Befunden von Ryder angezeigt, der in seinen Analysen über die Fertilitätsentwicklung in den Vereinigten Staaten auf ähnliche Befunde stieß. Er findet in den Phasen des Ersten und Zweiten Weltkrieges, sowie während des Vietnam-Krieges rasch fluktuierende kurzfristige Temposchwankungen.<sup>332</sup>

### *1. Determinanten von Rhythmus-Schwankungen*

Im folgenden Analyseschritt richten wir unser Augenmerk auf die soziologischen Determinanten von Rhythmus-Schwankungen. Es gilt die Varianz von  $d(t)$  inferenzstatistisch zu erklären. Wir gehen von einem Modell aus, in welches 9 Variablen einbezogen werden:

Abhängige Variable (Y) im Regressionsmodell ist der Indikator der *Verteilungsverzerrung*  $d(t)$ . Abhängige Variablen sind:

<sup>331</sup> *Beat Fux: Fertilitätsentwicklung und generatives Verhalten im Drei-Länder-Vergleich*, Zürich 1988, S. 224-229 (Ms.).

<sup>332</sup> *Norman B. Ryder: Components of temporal variation in American fertility*, London 1980, S. 26.



1. Die *Alterstrukturkomponente*  $c(t)$ , wie sie oben diskutiert wurde (X8),
2. Der prozentuale *Bevölkerungszuwachs* der Schweiz zwischen jeweils zwei Jahren (X6),
3. Die aus 5-jährigen Durchschnittswerten interpolierten jährlichen *Migrationssaldi* der Schweiz (X7)<sup>533</sup>,
4. *Krisenphasen* (X5) wurden mittels der gleichen Dummy-Variable operationalisiert, wie wir sie bereits oben verwendet haben. Ein Unterschied besteht darin, daß wir zusätzlich auch die Jahre 1951 bis 1956 mit 1 codiert haben.
5. Weiter wurde die *Erwerbsquote verheirateter Frauen* (X4)<sup>534</sup> berücksichtigt.
6. Als Indikator für die ökonomische Entwicklung wurden die trendbereinigten *Brutto-Bauinvestitionen* verwendet (X3).
7. Als Maß für die individuelle Unsicherheit respektive für anomische Spannungen fließen die *Selbstmordquoten* (X2)<sup>535</sup> ins Modell ein.
8. Zur Bestimmung des *familienpolitischen Engagements* (X1) wurde eine Dummy-Variable konstruiert, wobei Phasen vermehrten Engagements mit 1, die übrigen Zeiträume mit 0 codiert wurden. Die numerischen Werte dieser Variablen können dem Anhang (Tab. A-4) entnommen werden.

Tab. 12: Korrelationsmatrix für  $d(t)$  mit 8 Variablen

	$d(t)$	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7
Familienpolitik (X1)	-.35							
Suizidrate (X2)	-.35	.44						
Bauinvest. (X3)	.31	-.10	-.75					
Frauenerwerbsq. (X4)	.30	-.36	-.67	.70				
Krise (X5)	.67	.53	.43	-.34	-.43			
Bev.-wachstum (X6)	.61	-.34	-.30	.22	-.01	-.43		
Migrationssaldo (X7)	.59	-.32	-.58	.53	.32	-.32	.71	
$c(t)$ (X8)	-.55	.56	.73	-.53	-.73	.43	-.43	-.68

<sup>533</sup> François Höpflinger: Bevölkerungswandel in der Schweiz, Grösch 1986, S. 92.

<sup>534</sup> Bruno Mordasini: Das Erwerbsverhalten in der Schweiz (Diss.), Basel 1985, S. 4.

<sup>535</sup> Wir benutzten Daten für den Kanton Zürich. Diese kovariieren hoch mit den eidgenössischen Werten. Zwecks Ausfilterung der kurzfristigen Variation der Selbstmordhäufigkeiten werden gleitende 5-jährige Mittelwerte berechnet. Die Rohdaten für die Bauinvestitionen und die Suizidraten hat uns Manuel Eisner zur Verfügung gestellt. Nähere Angaben zur Herkunft finden sich in Manuel Eisner: Wirtschaftliche Wachstumsschwankungen, Spannungen im Sozialsystem und abweichendes Verhalten im Kanton Zürich von 1855 bis 1979, Lizentiatsarbeit, Zürich 1984 (Ms.).



Tab. 13: Ergebnisse der multiplen Regression mit 8 Prädiktoren auf  $d(t)$ 

Multiple Regression:					
Abh. Variable:	$y = d(t)$				
Unabh. Variablen:	X1-X8				
DF:	67				
R:	.85				
R-Quadrat:	.73				
Adj. R-Quadrat:	.69				
Standard-Fehler:	.05				
Varianztest:					
	DF	Summe d. Quadrate	Mittelwert i. Quadrat	F-Test	
Regression	8	0.42	0.53	19.92	
Residuen	59	0.16	0.003	$p = .0001$	
Total	67	0.58			
Multiple Regression:					
Parameter	Wert	Standard-Fehler	Standard-Wert	t-Wert	p
Intercept	1.35				
X1: Familienpolitik (Dummy)	-.07	.19	-.37	3.74	.0004
X2: Suizidrate	.01	.00	.51	3.66	.0005
X3: Bauinvestitionen	1.2E-4	5.50E-5	.33	2.16	.04
X4: Frauenerwerbsquote	-.01	.01	-.22	1.24	.22
X5: Krise (Dummy)	-.01	.02	-.44	4.55	.0001
X6: Bevölkerungszuwachs	.01	.02	.02	0.17	.87
X7: Migrationssaldo	.01	.01	.30	2.20	.03
X8: $c(t)$	-.06	.04	-.30	1.65	.11

Betrachten wir zunächst die *Korrelationsmatrix* mit den bivariaten Zusammenhängen zwischen den ausgewählten Variablen (Tab. 12). Zwischen  $d(t)$  und dem *familienpolitischen Engagement* wird ein hoch signifikant negativer Zusammenhang ausgewiesen. Wir deuten ihn so, daß in Phasen, in welchen die Verteilung der Geburten mehrheitlich in spätere Lebensabschnitte verschoben wird, in denen also der Wert von  $d(t)$  sinkt, ein struktureller Anlaß zu intensiviertem familienpolitischen Engagement besteht. Mit diesem Zusammenhang dürfte außerdem der *Krisenindikator* kovariieren. Diese Vermutung wird in der Korrelationsmatrix bestätigt. Signifikant positiv ist der Zusammenhang zwischen  $d(t)$  und den *Brutto-Bauinvestitionen*. Je prosperierender die ökonomische Entwicklung verläuft, desto verjüngter erscheint auch die Charakteristik des Verteilungsverzerrungsmaßes. In wirtschaftlichen Aufschwungphasen besteht kein Zwang, eine intendierte Geburt hinauszuzögern. Ferner kann auch ein Zusammenhang zwischen der allgemeinen ökonomischen Entwicklung und der Integration der Frauen ins Erwerbsleben postuliert werden. Zwischen *Frauenerwerbsquote* und  $d(t)$  ist eine signifikant positive, Korrelation zu beobachten. Neben diesen allgemeinen makrostrukturellen Zusammenhängen deutet sich eine negative Beziehung zwischen  $d(t)$



und der *Suizidrate* an. Der tendenzielle Aufschub geplanter Geburten in spätere Lebensabschnitte geht einher mit Phasen, in denen die Selbstmordraten zunehmen, in denen also die individuelle Unsicherheit und Anomie ansteigt. Ferner ist zu vermuten, daß sich auch demographische Langzeiteffekte auf die Variation von  $d(t)$  niederschlagen. Dies kann insoweit bestätigt werden, als sowohl die Entwicklung des prozentualen *Bevölkerungszuwachses* wie die *Migrationssaldi* positiv mit  $d(t)$  korrelieren. Das Maß für den Effekt der *Altersstruktur*  $c(t)$  ist negativ mit  $d(t)$  assoziiert. Es ist zu vermuten, daß sich sowohl *endogen* die Vergrößerung des Frauenanteils, die in ihr gebärfähiges Alter eintreten – oder allgemeiner – eine wachsende Bevölkerung, als auch *exogen* die Veränderung der Bevölkerungsgröße infolge von Migrationsgewinnen positiv auf den Indikator  $d(t)$  auswirken. In entsprechenden Situationen sinkt also das Alter der Mütter bei der Geburt ihrer Kinder. Der Sachverhalt hängt aus Gründen, die wir oben erörtert haben, auch mit einer allgemeinen Verjüngungstendenz in der Altersstruktur einer Bevölkerung zusammen.

Die Korrelations-Matrix weist vereinzelte hohe Korrelationen aus, die es hinsichtlich eines allfälligen multikollinearen Effektes zu diskutieren gilt. Hohe negative Assoziationen sind zwischen der *Suizidrate* und den *Bauinvestitionen* zu beobachten. Dieser Zusammenhang scheint aus anomietheoretischen Erwägungen heraus durchaus plausibel. Ebenfalls zwischen der *Suizidrate* und der *Altersstrukturkomponente*  $c(t)$  wird ein hoher positiver Zusammenhang ausgewiesen. Dieser dürfte sich aus der altersspezifischen Verteilung von Selbsttötungen erklären lassen. Die hohe negative Assoziation zwischen  $c(t)$  und der *Frauenerwerbsquote* bedarf weiterer Abklärungen. Zu erwarten ist, daß sich der Zusammenhang aus der Altersverteilung erwerbstätiger Frauen erklären läßt. Die Assoziation zwischen dem *Migrationssaldo* und  $c(t)$  scheint als Folgeeffekt der schweizerischen Migrationspolitik plausibel, welche die Kontrolle von Migrationsströmen im Sinne eines wirtschaftspolitischen Instrumentes einsetzt.

Ein *multiple Regressionmodell* über die Zeit zwischen 1900 und 1987 mit den acht erwähnten Prädiktor-Variablen vermag 73 Prozent der Varianz von  $d(t)$  zu erklären (Tab. 13). Das Bevölkerungswachstum, die Frauenerwerbsquote und die Altersstrukturkomponente haben keinen bedeutenden Einfluß auf  $d(t)$ . Vor allem der Krisenindikator, die Suizidrate und das familienpolitische Engagement scheinen indes dominante Faktoren zu sein. Zur Erklärung der Rhythmusvariationen tragen aber auch die Migrationssaldi und die Brutto-Bauinvestitionen bei.

Wir interpretieren diese Befunde dahingehend, daß Krisenphasen zu vermehrter Unsicherheit und zu Belastungen (*Spannungen*) führt, die *entweder individuell* – d. h.: in Form von mikrosoziologischen anomischen Reaktionen, beispielsweise durch Suizid – 'gelöst' werden können, oder aber: daß eine spannungsgeladene makrosoziale Situation zu kollektiven, somit *politischen Entlastungsstrategien* motiviert. In diesem Fall können sich politische Akteure (Staat, Regierung) entweder zu einer '*Vergemeinschaftungs*'- Strategie veranlaßt sehen und zum Zwecke der Spannungsminderung beispielsweise gezielt die Institution Familie fördern. Das politische System kann aber auch im Sinne einer '*Vergesellschaftungs*'- Strategie vermehrt im Feld der Wirtschaftspolitik aktivieren. Dieser Pfad würde



etwa die Zusammenhänge zwischen  $d(t)$  und den Bauinvestitionen, respektive den Migrationssaldi erklären. Wir interpretieren die Ergebnisse des Regressionsmodells im Sinne einer komplexen Handlungssequenz (Abb. 43). Makro- und/oder mikrosoziale Krisenphänomene determinieren den Rhythmus generativen Handelns. Der dazwischengeschalteten Familien-, Bevölkerungs- (Migrationen) und Wirtschaftspolitik kann die Funktion von handlungsbegünstigenden oder -erschwerenden Faktoren zuerkannt werden. Analog kann Suizid als individuelle Fluchtreaktion vor einem Übermaß an Spannungen gedeutet werden.

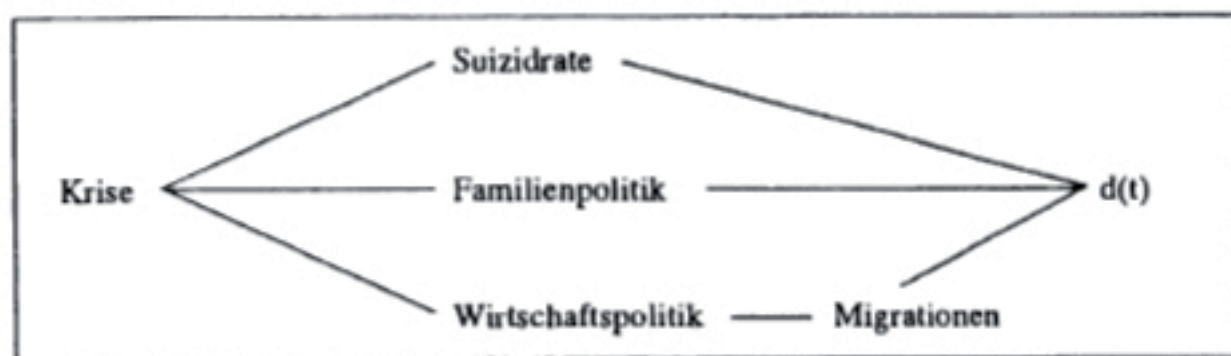


Abb. 43: Sequentielle Interpretation des Regressionsmodells

Für eine solche *sequentielle* Deutung sprechen auch die Ergebnisse eines Regressionsmodells mit den gleichen Prädiktorvariablen auf die kurzfristigen Rhythmus-Schwankungen der Fertilität ( $y(t)$ ). In diesem Fall werden einzig das familienpolitische Engagement und der Krisenindikator als signifikante Faktoren ausgewiesen. Familienpolitik korreliert mit den kurzfristigen Rhythmus-Fluktuationen signifikant mit  $-0.25$ . Zwischen letzteren und dem Krisenindikator ist ein bedeutender Zusammenhang von  $-0.29$  festzustellen.

Wir haben eine Reihe alternativer Regressionsmodelle berechnet, die indes nicht im Detail diskutiert werden sollen. Einige Befunde sind es wert festgehalten zu werden. Modelliert man die Rhythmus-Schwankungen ( $d(t)$ ) mit den obgenannten Variablen, aber ohne die demographischen Variablen (Bevölkerungszuwachs;  $c(t)$ ), werden 65 Prozent der Varianz aufgeklärt. Am erklärungskräftigsten sind dabei die Variablen Migrationssaldo, Familienpolitik, Krise und Suizidrate. Der Unterschied zwischen beiden Modellen besteht darin, daß sich im Modell, in welchem demographische Variablen einbezogen wurden, die Beta-Koeffizienten sämtlicher Prädiktoren mit Ausnahme der Variable Migrationssaldo deutlich erhöhen. Daraus läßt sich ein *spannungsentlastender Synergie-Effekt* der demographischen Struktur ableiten.

Ein Modell ohne die demographischen Prädiktor-Variablen für den eingeschränkteren Zeitraum zwischen 1945 und 1987 vermag einen größeren Anteil der Varianz von  $d(t)$  aufzuklären, nämlich 81 Prozent. Während dieser Phase kommt insbesondere der Suizidrate *keine* Erklärungskraft zu. Wir interpretieren den Befund dahingehend, daß seit dem Zweiten Weltkrieg vor allem der historisch einmalige makrostrukturelle Modernisierungs- und Industrialisierungsschub sowie dessen makrokulturelles Korrelat – die Fortschritts-Euphorie – die Variation von  $d(t)$  bestimmen.



Für die Zeit zwischen 1900 und 1945 erklären hingegen die Prädiktoren lediglich 59 Prozent der Rhythmus-Variationen. Diese Phase kennzeichnet sich einerseits durch das Fortschreiten des Demographischen Überganges, der sich in nahezu stetig zurückgehenden Geburtenziffern ausdrückt. Dieser Sachverhalt wirkt sich indes nur geringfügig auf das Timing der Geburten ( $d(t)$ ) aus. Die beiden Weltkriege sowie die Weltwirtschaftskrise veranlassen Frauen aber mittelfristig, intendierte Geburten zeitlich zu verschieben.

Die Befunde decken sich u. E. mit der Theorie langfristiger und historisch sukzessiv wirksam werdender Determinanten der Fertilität, wie dies auch von Linde postuliert worden ist (vgl. unsere Ausführungen in den Kapiteln F und G sowie im theoretischen Abschnitt des vorliegenden Kapitels). Das Ergebnis des Regressionsmodells (gesamter Zeitraum mit 8 Prädiktoren) läßt sich abschließend mit Abb. 44 verdeutlichen. Diese Darstellung zeigt den Verlauf des Indikators  $d(t)$  und die gemäß Modellannahmen gefitteten Werte.

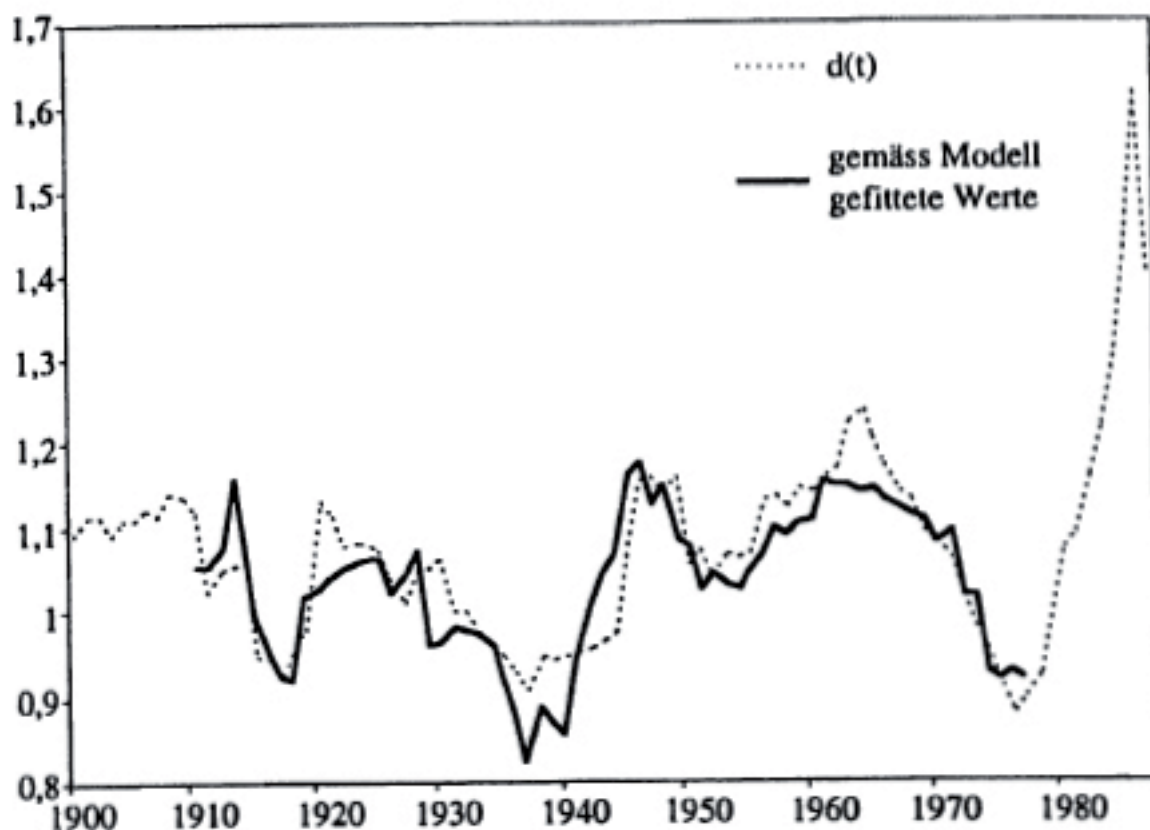


Abb. 44: Werte des Indikators für Rhythmus-Schwankungen ( $d(t)$ ) und gemäß Modell gefittete Werte von  $d(t)$

## 2. Komponenten von Quantum und Tempo der Fertilität in der Kohortenbetrachtung

Wechseln wir für die folgenden Analysen in die *Kohortenbetrachtungsweise*. Abb. 45 illustriert das langfristige Verlaufsmuster der kohortenspezifischen Gesamtfertilität  $G(T)$  sowie das durchschnittliche Alter der Mutter bei der Geburt



ihrer Kinder ( $M(T)$ ). Die Indikatoren  $G(t)$  und  $G(T)$  unterscheiden sich dadurch, daß  $G(t)$  auf der historischen Zeitachse verschoben worden ist, während  $G(T)$  die echten Zeitpunkte wiedergibt. Das gleiche gilt auch für das Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder. Zur Glättung der Zeitreihe wurde beim Indikator  $M(T)$  5-jährige gleitende Mittelwerte berechnet. Die numerischen Werte finden sich im Anhang (Tab. A-5).

Betrachten wir die beiden Graphen in Abb. 45, von denen  $G(T)$  das kohortenspezifische Geburten-*Quantum* und  $M(T)$  das *Timing* der Fertilität wiedergibt. Bezüglich des Indikators  $M(T)$  gilt es zwei Anmerkungen anzuführen. Wenn Mütter ihre Kinder als vergleichsweise junge Frauen zur Welt bringen, sinkt grundsätzlich der Wert von  $M(T)$ . Im Unterschied zu anderen in der Demographie gebräuchlichen Meßgrößen (z. B.: dem Alter der Mutter bei der ersten Geburt), stellt  $M(T)$  einen Mittelwert über alle Kinder einer Person dar. Daraus folgt, daß der Rückgang der Geburtenziffern in diesen Indikator einfließt.

Nimmt man an, daß es sich bei  $G(T)$  und  $M(T)$  lediglich um zwei Aspekte des gleichen Sachverhaltes handelt, müßten die beiden Graphen in streng gegenläufiger Art schwingen, ähnlich wie dies zwischen einer Sinus und der entsprechenden Cosinus-Kurve der Fall ist. Ohne Zweifel entspricht ein solch einfaches Verhältnis von Tempo und Quantum der Fertilität nicht der empirischen Realität. Insbesondere hat sich, infolge der Verringerung der durchschnittlichen Kinderzahl je Frau, die mittlere Dauer zwischen der ersten und der letzten Geburt (genutzte fertile Phase) im Laufe des Jahrhunderts verkürzt. Die Prüfung unserer Hypothese, wonach zwischen dem Timing und der Anzahl Geburten eine sukzessive Beziehung besteht, erfordert die Berücksichtigung dieses Umstandes.

Beschreiben wir zunächst das Verlaufsmuster der beiden Zeitreihen in Abb. 45.  $M(T)$  geht zu Beginn des Beobachtungszeitraumes (ab Geburtskohorte 1900) aus einem breitgipfligen Hoch in eine Phase über, in welcher das mittlere Alter der Mutter nahezu linear zurückgeht (von ca. 30,5 Jahre auf gut 26 Jahre). Mit der Kohorte 1940 erreicht der Indikator einen Tiefpunkt, der bis in die Mitte der 50er Jahre anhält, um dann wieder anzusteigen.

Im Vergleich dazu befindet sich das Geburten-*Quantum* der Alterskohorten um 1905 in einem relativ hochliegenden Wellental (Ende des Demographischen Überganges). Von der Kohorte 1907 an setzt der Babyboom ein, der von den Jahrgängen 1915 bis 1938 getragen wird. Danach sinkt die durchschnittliche Geburtenzahl, indes steiler als dies beim Graphen  $M(T)$  ca. 30 Jahre früher der Fall gewesen ist. Von der Kohorte 1958 an verlangsamt sich dieser Prozeß.

Insgesamt zeigt sich für die Jahrgänge zwischen 1900 und ca. 1930 eine Gegenläufigkeit von Quantum und Tempo. Seither verflüchtigt sich diese negative Kovariation von Tempo und Quantum und beide Indikatoren zeigen eine sinkende Tendenz.

Das Verhältnis beider Graphen zueinander legt folgende Vermutung nahe. Die beiden Indikatoren verlaufen phasenverschoben, wobei die zeitliche Verschiebung zwischen  $M(T)$  und  $G(T)$  ca. 30 Jahre, also just eine Generation, beträgt. Der



Gesamtverlauf des Geburtenquantums (dies deutet zumindest das Wellental zu Beginn des Beobachtungszeitraumes beim Graphen  $G(T)$  an) zeichnet sich außerdem durch ein langfristiges Absinken aus. Hierin manifestiert sich der säkulare Geburtenrückgang. War nämlich das Wellental von  $G(T)$  zu Beginn des Jahrhunderts knapp unter 2 Kindern je Frau, so liegt es in den ausgehenden 50er Jahren etwa bei 1,2 Kindern. Das Muster einer um ca. eine Generation verschobenen Variation von mittlerem Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder und der Gesamtfertilität entspricht weitgehend den Befunden, die Ryder mit seinem US-amerikanischen Datensatz berechnet hat.<sup>536</sup>

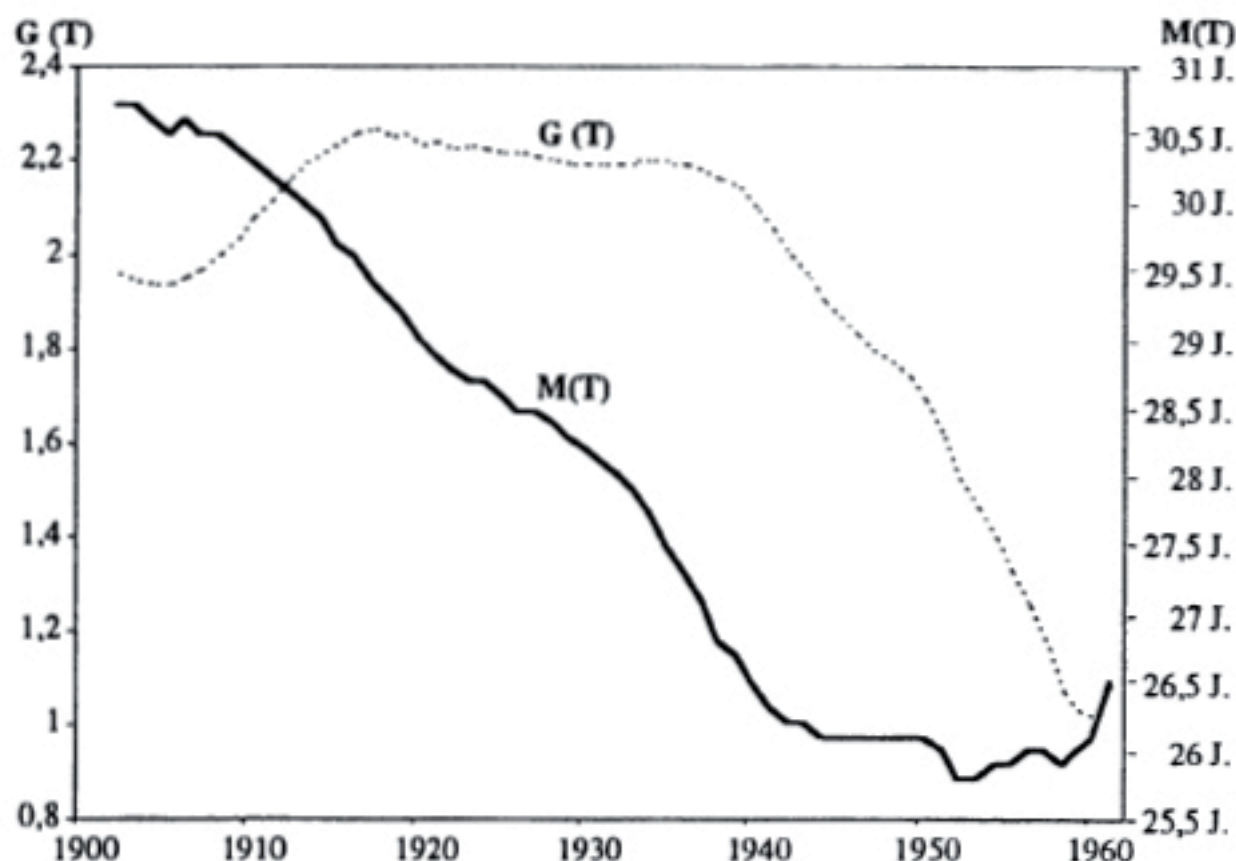


Abb. 45: Kohortengesamtfertilität ( $G(T)$ ) und kohortenspezifisches Tempo ( $M(T)$ ) der Fertilität

Gegenüber einer zwar visualisierbaren, aber zweifelsohne simplifizierenden Deutung ist indes Skepsis angezeigt. Zum einen reicht der Beobachtungszeitraum bei weitem nicht aus, um eine derartige Generalisierung wagen zu können. Zum zweiten vernachlässigt diese Interpretation – worauf auch Ryder hinweist – die Tatsache, daß zwischen Quantum und Tempo der Fertilität phasenweise isomorphe Verlaufsmuster beobachtet werden können. Die voreilige Behauptung einer Phasenverschiebung zwischen den beiden Komponenten der Kohortenfertilität vernachlässigt insbesondere den Sachverhalt, daß sich die durchschnittliche Kinderzahl sowie die Zeitintervalle zwischen den Geburten auf das mittlere Alter der Mutter auswirken können.

<sup>536</sup> Norman B. Ryder: Components of temporal variation in American fertility, London 1980, S. 29.



Folgende Erwägungen gilt es im Hinblick auf eine Erklärung des Zusammenhanges beider Graphen in Abb. 45 in Rechnung zu stellen:

1. Es ist zu erwarten, daß bestimmte Kohorten durch Periodenereignisse geprägt werden, auf welche ein Jahrgang sowohl in Form einer Verschiebung geplanter Geburten wie auch in Form einer Tardierung derselben reagiert. Solche Teilprozesse würden sich in einem gleichzeitigen Anstieg oder Absinkens beider Indikatoren ( $M(T)$ ;  $G(T)$ ) niederschlagen. Innerhalb unseres Beobachtungszeitraums läßt sich eine solche Episode für die Kohorten zwischen ca. 1938 und 1945 feststellen. In der historischen Zeit handelt es sich dabei um den Zeitpunkt des Beginns des jüngeren Geburtenrückgangs (um 1965).

2. Ein anderer Erklärungsansatz würde argumentieren, daß die Verlaufsmuster von Quantum und Tempo einer langfristigen, vor allem durch demographische Strukturen prädestinierten Trajektorie folgen. Hieraus würden für beide Komponenten (Tempo und Quantum) jeweils spezifische Verlaufsmuster resultieren. Dies schließt Effekte von Periodenereignissen auf die einzelnen Komponenten keineswegs aus. Dieser Ansatz gewichtet somit den Einfluß der langfristigen Bevölkerungs- und Fertilitätsentwicklung stärker. Dem muss durchaus Beachtung gezollt werden. Gleichwohl dürfen u. E. die Einwirkungen nicht-demographischer Faktoren (z. B.: historische Ereignisse, wirtschaftliche, politische oder normative Krisen) nicht aus dem Blickfeld geraten. Wir meinen, daß gerade die Kontrastierung von perioden- und kohortenspezifischen Zeitreihen einen Weg darstellt, beide Erklärungsansätze zu integrieren.

Ziel des nachfolgenden Analyseschrittes ist eine weitergehende Prüfung der Beziehungen zwischen den beiden Indikatoren  $G(T)$  und  $M(T)$ . Es ist in Erinnerung zu rufen, daß die beiden Meßgrößen aus einer einzigen Rohdatenmatrix ermittelt wurden. Wir sehen uns daher veranlaßt, die These der phasenverschobenen Entwicklung von Tempo und Quantum ergänzend auf der Grundlage voneinander unabhängiger Indikatoren zu belegen. Zu diesem Zweck wurde die *durchschnittlichen Geburtenintervalle*  $I(t)$  berechnet (Vgl. Abb. 46).

Das Verfahren läßt sich wie folgt resümieren. Für jeden Zeitpunkt kann zuerst das mittlere Alter der Mutter bei der Geburt jedes ihrer Kinder ( $M_i$ )<sup>377</sup> ermittelt werden.

$$M_i = \frac{\sum x \cdot g(x,y)}{\sum g(x,y)}$$

Leider lassen sich hieraus nicht ohne weiteres die benötigten Altersdifferenzen der Mutter zwischen zwei Geburten ermitteln. (Etwa:  $M(y+1) - M(y)$ ). Zwischen zwei Fällen gilt es zu unterscheiden. Im ersten Fall folgt mit einem Mittelwert von  $M'(y)$  eine  $i + 1$ te Geburt. Im zweiten Fall resultierte indes, weil keine ranghöhere Geburt mehr eintritt, ein Mittelwert von  $M''(y)$ . Rechnerisch kann belegt werden, daß  $M'(y)$  und  $M''(y)$  beträchtlich divergieren. Auf diesem Wege sind folglich

<sup>377</sup>  $g$  = Geburten der Ordnungsziffer  $y$  zum Alter  $x$  der Mutter.



keine zuverlässigen Informationen über das durchschnittliche Intervall zwischen jeweils zwei Geburten zu bestimmen.

Wie Ryder nachgewiesen hat,<sup>538</sup> kann unter der Annahme:

$$M''(y) = M(y+1)$$

das Alter der Mutter zum Zeitpunkt der Geburt eines Kindes  $x$ -ter Partität  $M(y)$  und damit auch die interessierenden Intervalle  $I(y)$  mittels *Parity Progression Ratios* ( $R(y)$ ) folgendermaßen bestimmt werden:

$$\begin{aligned} M(y) &= [R(y) * M'(y)] + [1 - R(y)] * M''(y) \\ &= [R(y) * M'(y)] + [1 - R(y)] * M(y + 1) \text{ und} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} I(y) &= M(y + 1) - M'(y) \\ &= [M(y + 1) - M(y)] / R(y). \end{aligned}$$

Hieraus läßt sich auf der Grundlage paritätsspezifischer Daten der Ränge 1 bis 4 das mittlere Intervall der Geburten wie folgt eruieren:

$$I = \{ [(G(2) * I(1)) + (G(3) * I(2)) + (G(4) * I(3)) + (G(5+) * I(4+))] / (G - G(1)) \}.$$

Wir haben anhand der Daten aus der Bevölkerungsnachschreibung für die Zeit<sup>539</sup> zwischen 1935 und 1980 die mittleren Geburtenintervalle in Fünfjahresabständen ermittelt und mittels Interpolationen jährliche Daten errechnet. Die Inverse des Verlaufs dieser Zeitreihe ist in Abb. 46 festgehalten.

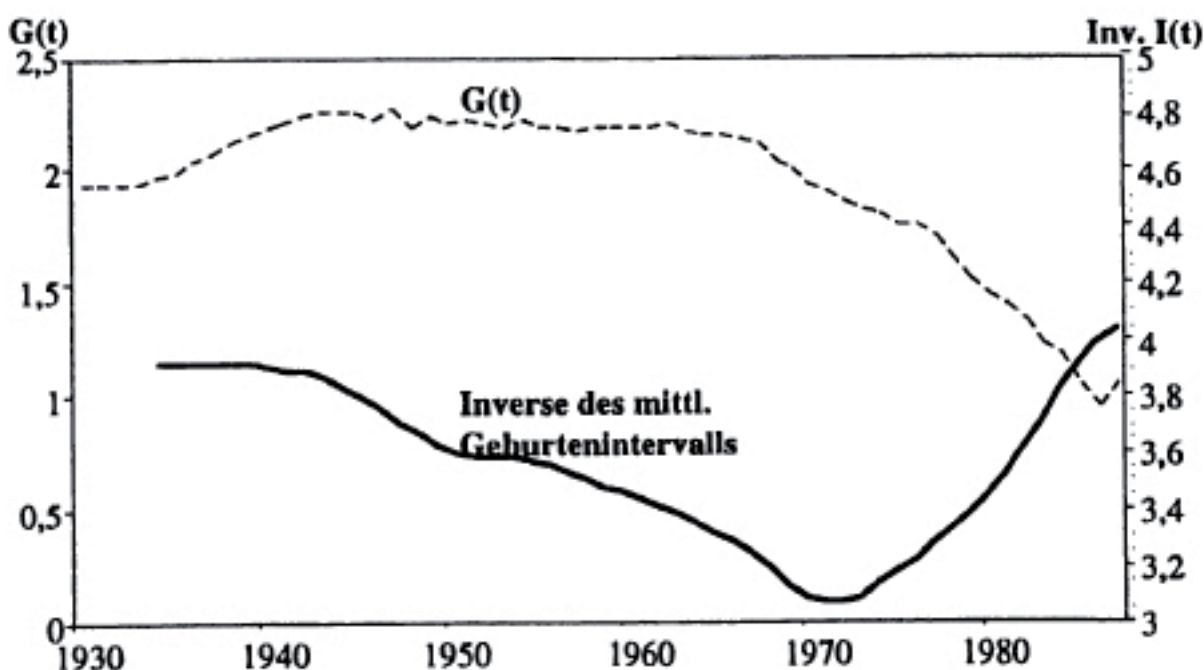


Abb. 46: Periodengesamfertilität ( $G(t)$ ) und Inverse des mittleren Geburtenintervalls ( $Inv. I(t)$ )

<sup>538</sup> Norman B. Ryder: Components of temporal variation in American fertility, London 1980, S.50f.

<sup>539</sup> Paritätsspezifische Fertilitätsziffern sind in der Schweiz erst ab 1932 erhältlich.



Die Ergebnisse stützen u. E. die Hypothese einer phasenverschobenen Entwicklung von Tempo und Quantum der Fertilität. Weil es sich bei unserer Datengrundlage aber um Periodendaten handelt, haben wir die Inverse der Entwicklung der mittleren Zeitintervalle zwischen den Geburten dargestellt und mit der Periodengesamtfertilität verglichen. Anstelle der zusammengefaßten Geburtenziffer (igf) wurde indes der auf die historische Zeit allozierte Indikator  $G(t)$  eingesetzt. Dieser entspricht bekanntlich dem igf, zeichnet sich indes durch einen weniger stark fluktuierenden Verlauf aus. Dies erleichtert lediglich die Interpretation der Ergebnisse. Es zeigt sich eine weitgehende Entsprechung zwischen dem kokortenspezifischen Tempo der Fertilität ( $M(T)$ , vgl. Abb. 45) und dem mittleren Geburtenintervall (Inv.  $I(t)$ ). Ein Unterschied besteht darin, daß nach 1970 die Intervalle zwischen den Geburten vergleichsweise stärker zurückgehen (Inverse  $I$ ). Dieser Unterschied dürfte daraus resultieren, daß seit 1970 (ca. ab Kohorte 1947) der relative Anteil kinderreicher Familien überproportional zurückging. Nachdem die Zwei-Kind-Familie zur Norm geworden ist, verringerte sich tendenziell auch das Intervall zwischen den beiden Geburten. Nicht auszuschließen sind auch Verzerrungen aufgrund der ebenfalls häufiger auftretenden Ein-Kind-Familien.

Insgesamt meinen wir mit diesen Analysen belegen zu können, daß sich die langfristigen Entwicklungen des Rhythmus generativen Handelns und die Quantumsveränderungen (Reduktion der durchschnittlichen Kinderzahl) durch eine Phasenverschiebung kennzeichnen lassen. Bevor wir weitergehende Erwägungen betreffend die partielle *Unabhängigkeit* von Tempo und Quantum anstellen, soll im folgenden Abschnitt versucht werden, das *Kohortenquantum* nochmals zu dekomponieren.

Die Kohortengesamtfertilität  $G(T)$  kann interpretiert werden als Mittelwert über die Verteilung der *paritätsspezifischen* Fertilitätsziffern. Dies ist also ein Maß für die durchschnittliche Anzahl Kinder, die eine Frauenkohorte Zeit ihres Lebens zur Welt bringt. Die Verteilung der unterschiedlichen Familiengrößen ist das komplexe Resultat einer Vielzahl individueller Entscheidungen und Möglichkeiten, welche das generative Handeln betreffen (Fekundität, Entscheidung für oder gegen eine Elternschaft, Entscheidung für oder gegen jeweils ein weiteres Kind). Die Determinanten für jede dieser Entscheidungen können aufgrund des Designs der vorliegenden Untersuchung nicht ermittelt werden. Die Gründe, welche Frauen oder Paare zu einem bestimmten Handeln motivieren, müßten auf der Grundlage von Individualdaten zu Einstellungen, Wertvorstellungen, strukturellen Zwängen, sowie der soziostrukturellen und soziokulturellen Einbettung einer Person in einem historisch je besonderen Kontext zu klären versucht werden. Gleichwohl mag ein Blick auf die Komponenten des Fertilitätsquantums makrosoziologische Anhaltspunkte für solche weiterführenden mikrosoziologischen Studien zu geben.



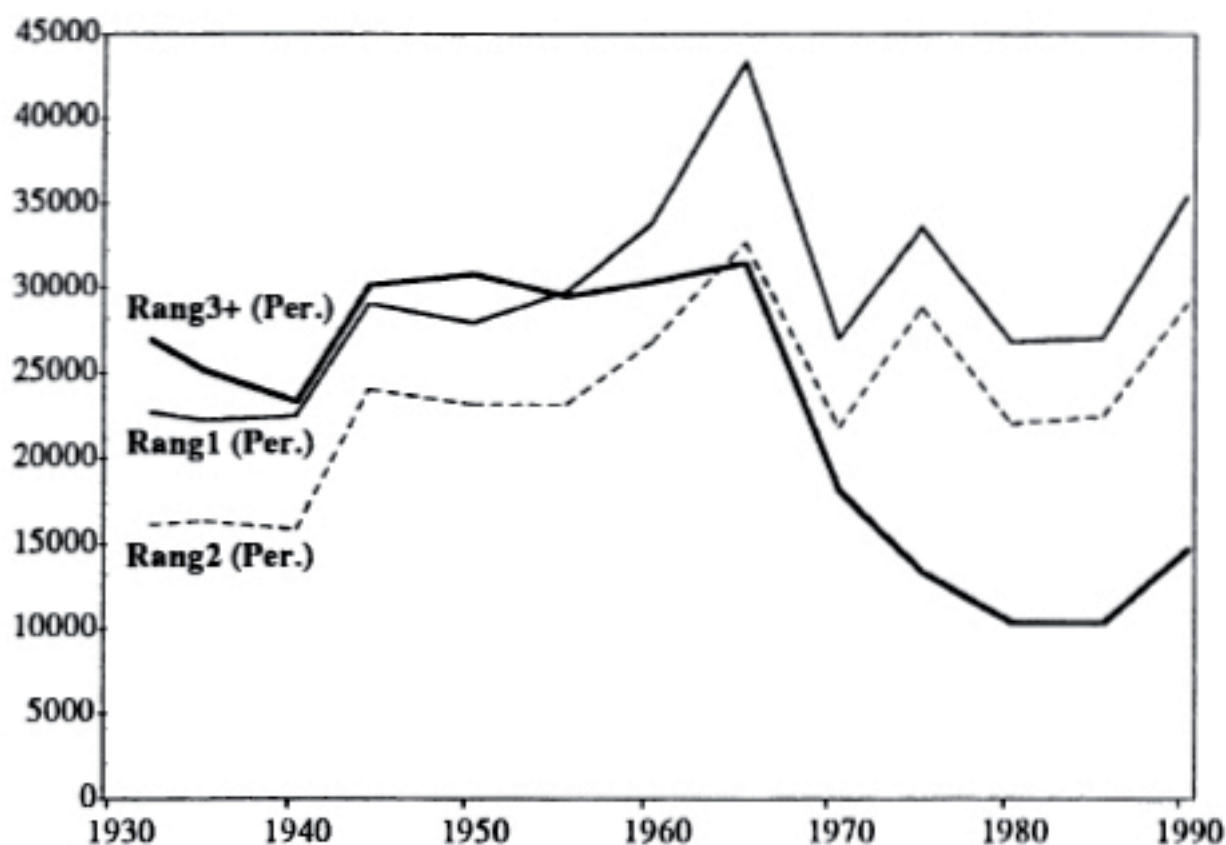


Abb. 47: Geburtenentwicklung nach Rangfolge der Kinder  
(periodenspezifische Entwicklung in der Schweiz zwischen 1930 und 1987)

### 3. Komponenten des Quantums der Fertilität in der Periodenbetrachtung

Mit dem folgenden Analyseschritt wenden wir den Blick auf das Geburtenquantum, näherhin die *rang- oder paritätsspezifische* Entwicklung der Fertilität. Angesichts der im internationalen Vergleich relativ geringen außerehelichen Fertilität in der Schweiz (sie beläuft sich bis 1980 auf weniger als 5 Prozent aller Geburten) läßt sich dieser Sachverhalt vereinfachend auch als Familiengröße bezeichnen. Wir unterscheiden wiederum zwischen den beiden Betrachtungsweisen (nach Kohorten und nach Perioden). Nach einer Darstellung des allgemeinen Verlaufs dieser Zeitreihen werden die Faktoren zu bestimmen sein, welche die Familiengröße determinieren.

Wir unterscheiden drei Paritätskomponenten (Entwicklung der Erstgeburten (Parität 1), der Zweitgeburten (Parität 2) und der Geburten höheren Ranges (Parität 3+) <sup>540</sup> (vgl. Abb. 47). In der Periodenbetrachtungsweise entsprechen deren Verlaufsmuster plausiblerweise der Entwicklung dem Index der Gesamtfertilität (igf). Bis in die frühen 60er Jahre, dem Beginn des jüngeren Geburtenrückganges, folgen alle drei Komponenten dem allgemeinen Pfad der Gesamtfertilität. Daraus läßt sich folgern, daß die Familiengröße weitgehend durch jene Faktoren bestimmt

<sup>540</sup> Quelle: Eidg. Statistisches Jahrbuch, div. Jg.



wird, die auch die Gesamtfertilität bestimmen. Bei detaillierterer Betrachtung zeigt sich, daß die oberste Komponente (Parität 3+) weniger zum zeitweiligen Geburtentief Mitte der 50er Jahre beigetragen hat als die beiden anderen Komponenten. Ebenso steigt der Anteil Geburten dritten und höheren Ranges nach 1957 weniger steil an, als dies bei den beiden anderen Graphen festzustellen ist. Nach 1965 stürzt der Anteil Frauen mit drei und mehr Kindern rasch und rapide ab um sich seit 1975 auf tiefem Niveau zu konsolidieren. Während der Periode 1955 bis 1965 fällt ferner eine drastische Zunahme der Ein- und Zwei-Kind-Familien ins Auge. Ein Vergleich der Zeitreihen für die erste und zweite Parität zeigt für die Phase seit 1965 einen u-förmigen Verlauf, der sich bei den entsprechenden Kohortenindikatoren nicht feststellen läßt.

Diese Befunde bestätigen den säkularen Trend der Geburtenbeschränkung. Während der Nachkriegszeit sinkt der Anteil kinderreicher Familien ab, während sich die Norm der Ein- oder Zwei-Kind-Familie zunehmend durchsetzt.

Bezüglich dieser Zeitreihen gilt es zwei Bemerkungen anzuführen. Erstens messen die perioden- und rangspezifischen Geburtenziffern lediglich die Häufigkeit von Geburten einer bestimmten Parität und nicht die endgültige Familiengröße. Zweitens haben wir anläßlich unserer Erörterung der zusammengefaßten Geburtenziffer bereits darauf hingewiesen, daß in der Periodenbetrachtungsweise die Einflüsse historischer Ereignisse stärker zum Ausdruck kommen, als dies bei den entsprechenden kohortenspezifischen Zeitreihen (endgültige Fertilität, endgültige Familiengröße) der Fall ist. Beides ruft nach einer Kontrastierung der diskutierten rangspezifischen Entwicklungen durch Kohortendaten (endgültige Familiengröße; vgl. Abb. 48).<sup>541</sup>

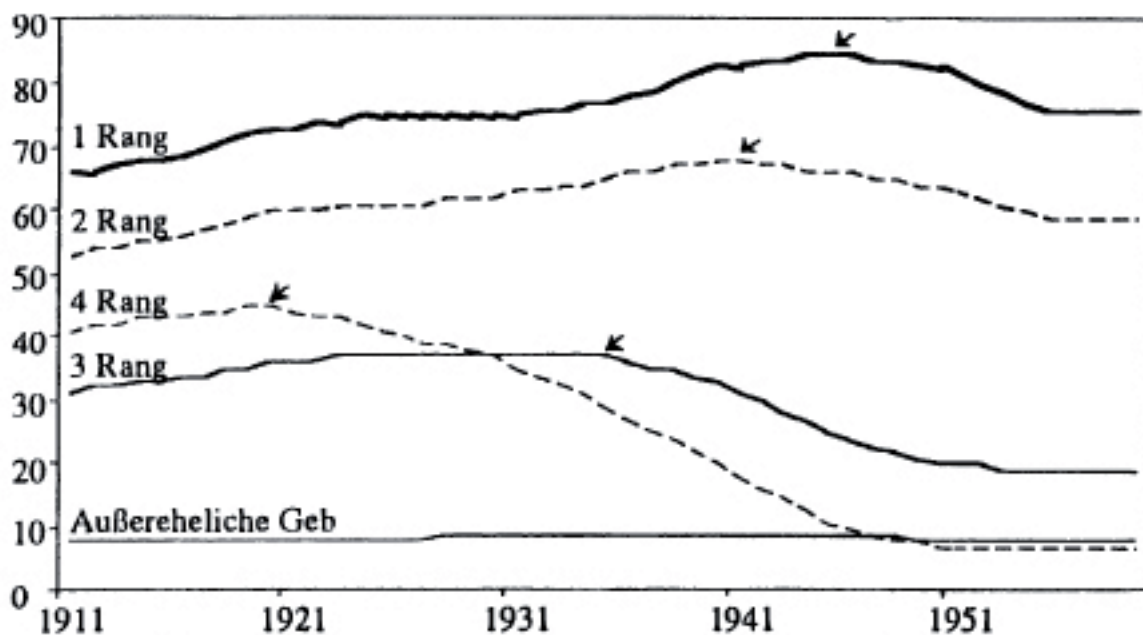


Abb. 48: Geburtenentwicklung nach Rangfolge der Kinder  
(Entwicklung in der Schweiz für die Kohorten 1910 bis 1960)

<sup>541</sup> Quelle: François Höpflinger: Bevölkerungswandel in der Schweiz, Grösch 1986, S. 76. Die dort wiedergegebenen fünfjährigen Mittelwerte der Anzahl Geburten im Rang x pro 100 Frauen wurden linear interpoliert, um jährliche Daten zu erhalten.



Abb. 48 zeigt für die Geburten der Parität 1 und 2 über den ganzen Zeitraum einen gleichartigen Verlauf. Bis zum Altersjahrgang 1945 steigen die Anteile leicht an, bei den folgenden Jahrgängen (bis Kohorte 1955) sinken sie geringfügig. Seither scheinen sich beide Graphen stabilisiert zu haben. Der Wendepunkt ist beim Graphen für Erstgeburten bei der Kohorte 1945 festzumachen, jener für Zweitgeburten bei der Kohorte 1940. Je höher die Parität, desto weiter wandert der Wendepunkt zurück. Ab Kohorte 1935 sinken die Anteile der Drittgeburten, ab Jahrgang 1920 bereits jene der Parität 4. Ebenfalls nimmt die Intensität des Rückganges (Steigung der Graphen) mit dem Rang des Kindes zu. Bei den höherrangigen Paritäten ebbt die rückläufige Tendenz ab Kohorte 1955 ab.

Wir versuchen im folgenden Analyseschritt die Komplexität dieser Informationen zu reduzieren, indem wir zwei Quantums-Komponenten unterscheiden, nämlich *Kinderarmut (low-Quantum)*  $L(T)$  und *Kinderreichtum (high-Quantum)*  $H(T)$ . Bei deren Berechnung schließen wir uns wiederum Ryder an.<sup>542</sup> Die Indikatoren wurden wie folgt berechnet:

$$H(T) = \frac{G(T) - G1(T) - G2(T)}{G(T) - G1(T)}$$

wobei  $G(T)$  die Gesamtfertilität der Kohorte  $T$  und  $G1$  die Erstgeburten der Kohorte  $T$  (Parität 1) meint (Analog die weiteren Paritäten).

$$L(T) = \left( \frac{1 - H(T)}{2} \right)^2 + \left( \frac{2 * G(T) * (1 - H(T))}{2} \right)^{0.5} - \frac{1 - H(T)}{2}$$

folglich gilt:

$$G(T) = L(T) + \frac{L^2(T)}{1 - H(T)}$$

Abb. 49 gibt die Verlaufsmuster der beiden Komponenten wider. Die numerischen Werte sind dem Anhang (Tab. A-5) zu entnehmen.

Zwischen dem Jahrgang 1911 und 1940 nimmt der relative Anteil Frauen, die Zeit ihres Lebens zwei oder weniger Kinder zur Welt bringen (*Kinderarmut* oder *Low-Quantum*) nahezu linear zu. Mit der Kohorte 1941 tritt eine Trendwende ein. Der Anteilsgewinn zwischen Kohorte 1911 und Kohorte 1940 beläuft sich auf 13,4 Prozent. Über den gesamten Beobachtungszeitraum steigt er, infolge des jüngeren Geburtenrückgangs, um 5,1 Prozent.

Die prozentualen Anteile von Frauen, die im Laufe ihres Lebens drei oder mehr Kindern das Leben schenken (*Kinderreichtum* oder *High-Quantum*), unterscheidet sich recht deutlich von der Kinderarmut. Bereits vom Beginn des Beobachtungszeitraumes an sinkt der Graph, wobei die Steigung zwischen Kohorte 1930 und 1950 am größten ist. Innerhalb von weniger als einer Generation geht der Anteil Frauen mit drei und mehr Kindern um rund einen Drittel zurück (32,2 Prozent). Berücksichtigt man, daß die hochfertile Lebensphase dieser Kohortengruppe in

<sup>542</sup> Norman B. Ryder: Components of temporal variation in American fertility, London 1980, S. 50 und S. 31.



die Zeit zwischen 1955 und 1975 fällt, läßt sich sagen, daß die gebräuchliche Bezeichnung 'jüngerer Geburtenrückgang' eigentlich zu wenig präzise ist. Adäquater wäre es wohl, von einem Rückgang kinderreicher Familien zu sprechen.

In resümierender Absicht läßt sich festhalten, daß grundsätzlich der Entscheid Kinder zu bekommen nach wie vor eine Norm darstellt, woran sich über die Zeit hinweg vergleichsweise wenig geändert hat. Der Anteil Frauen, die zeitlebens kinderlos bleiben, nimmt erst in jüngster Zeit merklich zu. Für die Geburtskohorten bis 1950 dürfte die Motivation zur Elternschaft weitgehend eine Selbstverständlichkeit gewesen sein. Dies schließt indes einen Trend zur Geburtenbeschränkung nicht aus. Die Veranlassung, daß Frauen oder Paare sich für eine Vergrößerung der Familie entscheiden und ein drittes oder ranghöheres Kind zur Welt bringen, nimmt im Laufe des Jahrhunderts immer stärker ab. Es kann vermutet werden, daß ein solcher Entscheid durch eine komplexe Konfiguration struktureller und kultureller Sachverhalte verursacht wird. Die Faktoren, welche dies begünstigen könnten, dürften zunehmend prekärer geworden sein (Kosten der Kinder, Kinder als Konkurrenz bezüglich der Realisierung von Konsuminteressen, emotionale Bedürfnisse lassen sich bereits mit einem oder zwei Kindern befriedigen usw.). Detaillierteres Wissen über die Faktoren, welche auf individueller Ebene die generativen Entscheidungen determinieren, läßt sich mittels demographischer Zeitreihen nicht eruieren. Hierzu müßte wiederum auf Befragungsdaten zurückgegriffen werden.

Für den Fortgang unserer Analysen leiten wir aus den oben diskutierten Tendenzen ab, daß gerade die Entwicklung des *Kinderreichtums* weiterer soziologischer Aufklärung bedarf. Dabei wird zu prüfen sein, inwieweit des Auseinanderdriften zweier unterschiedlicher generativer Handlungsweisen – Divergieren von Kinderarmut und Kinderreichtum – unsere *Polarisierungshypothese* stützt.

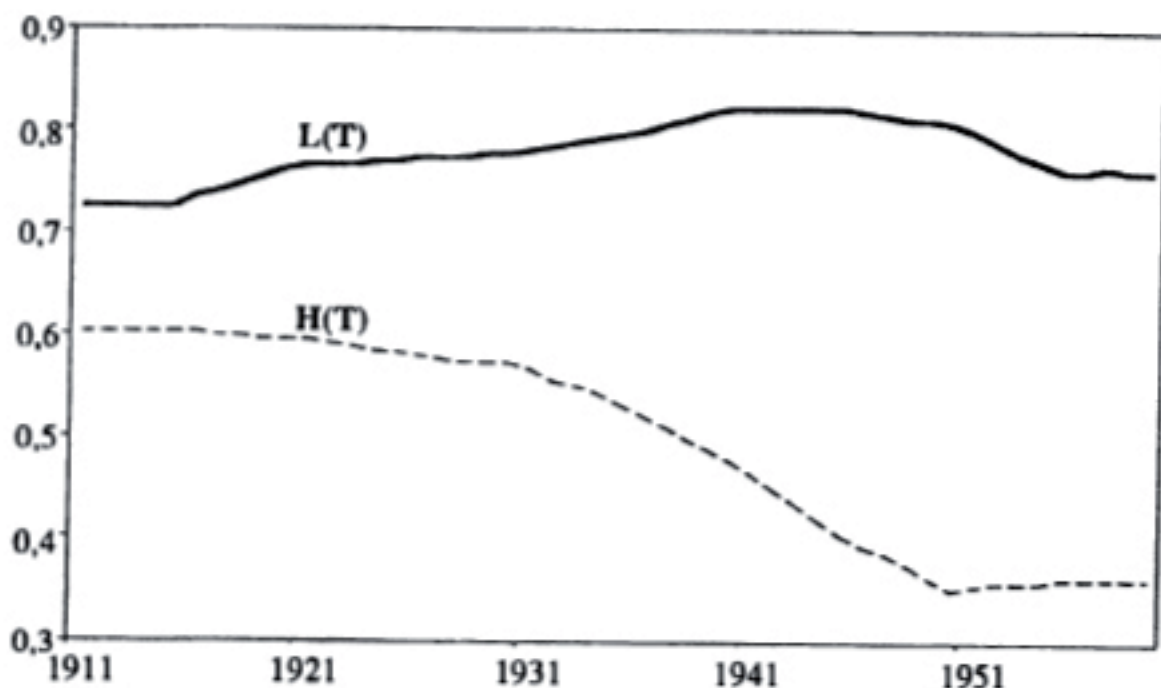


Abb. 49: Kohortenspezifische Entwicklung von Kinderreichtum ( $H(T)$ ) und Kinderarmut ( $L(T)$ ) in der Schweiz (1910 bis 1960)



## VII. Determinanten des Kinderreichtums

Wir postulieren, daß insbesondere folgende Faktoren zum starken Rückgang des Anteils kinderreicher Familien unter den Generationen 1930 bis 1950 beigetragen haben: 1. Die prosperierende ökonomische Entwicklung der schweizerischen Volkswirtschaft; 2. Die Integration der Frauen ins Erwerbsleben; 3. Die Integration der Frauen ins Bildungssystem und 4. Der häufigere Gebrauch von oralen Kontrazeptiva. Dabei dürfte es sich strenggenommen weniger um kausale Determinanten dieser Fertilitäts-Komponente handeln als vielmehr um Korrelate und Ausdrucksformen jenes fundamentalen kulturellen Wandels, den wir mit Max Weber als *Rationalisierungsprozeß* bezeichnen können. Mit anderen Worten: Getragen von den erwähnten Kohorten findet im Verlauf der 60er Jahre eine tiefgreifende Veränderung des Familien- und Frauenbildes statt. Mit der Rolle der Mutter und Erzieherin einer großen Kinderschar konkurriert das Interesse an einer besseren Bildungs- und Erwerbsspartizipation. Dies wiederum reduziert die monetäre Abhängigkeit der Frauen vom alleinigen Erwerbseinkommen ihrer Gatten und gibt ihnen die Möglichkeit, von den neuen Konsumofferten zu profitieren. Die rasche Verbreitung oraler Kontrazeptiva läßt sich als verhaltensmäßige Strategie verstehen, solche konkurrierenden Orientierungen zu harmonisieren. Den Prozeß insgesamt als 'Pillenknicke' bezeichnen zu wollen, wie dies von Demographen mitunter vorgeschlagen wurde, erschien uns indes als eine unangemessene Simplifizierung des Sachverhalts. Gleichwohl dürfte die moderne Praxis der Geburtenkontrolle zur Beschränkung der Kinderzahl beigetragen haben.

Vor diesem Hintergrund erstaunt es kaum, daß die vier Faktoren zumindest partiell voneinander abhängig sind. So lassen sich etwa zwischen der Konjunkturentwicklung einerseits, sowie der Bildungs- und Erwerbsintegration von Frauen andererseits hohe Korrelationen feststellen. Ebenso besteht zwischen dem Bildungsniveau und dem Gebrauch oraler Kontrazeptiva ein signifikanter Zusammenhang.

Eine inferenzstatistische Absicherung dieser Hypothese ist aus verschiedenen Gründen nicht zu leisten. Zum einen handelt es sich bei den erwähnten Determinanten um äußerst komplexe Sachverhalte, die einer detaillierteren Überprüfung auf Individualdatenebene (Befragungsdaten) bedarf. Dabei müßten auch lebensphasenspezifische Sonderentwicklungen berücksichtigt werden. Ansätze dazu haben insbesondere F.-X. Kaufmann und J. Huinink vorgelegt. Selbst wenn es sich bei der Phase zwischen 1960 und 1975 um den eigentlichen Übergang zu einem neuen Familienmodell und veränderten generativen Regime handelt, ist der Zeitraum zu kurz, als daß die multivariate Analyse von Zeitreihen verlässliche Resultate zutage fördern könnte.

Wir begnügen uns daher mit einer *deskriptiven* Darstellung einiger Zusammenhänge, welche die Kovariation dieser Variablen plausibel erscheinen lassen. Die ökonomische Entwicklung des Kontextes Schweiz haben wir mit der Entwicklung der Brutto-Bauinvestitionen operationalisiert,<sup>543</sup> Die Erwerbsquoten verheirateter

<sup>543</sup> Die Daten wurden uns von Manuel Eisner zur Verfügung gestellt.



Frauen wurden von Mordasini kompiliert.<sup>544</sup> Die prozentualen Studentinnenanteile (im Alter zw. 20 und 24 Jahren) bezogen auf alle Studierenden wurden vom Europarat veröffentlicht.<sup>545</sup> Die allgemeine Entwicklung der Mittelschülerzahlen wurde kontrolliert.<sup>546</sup> Die Daten für kontrazeptives Verhalten wurden der Dissertation von Franz Kühne entnommen.<sup>547</sup> Die Werte dieser Indikatoren finden sich im Anhang (Tab. A-6).

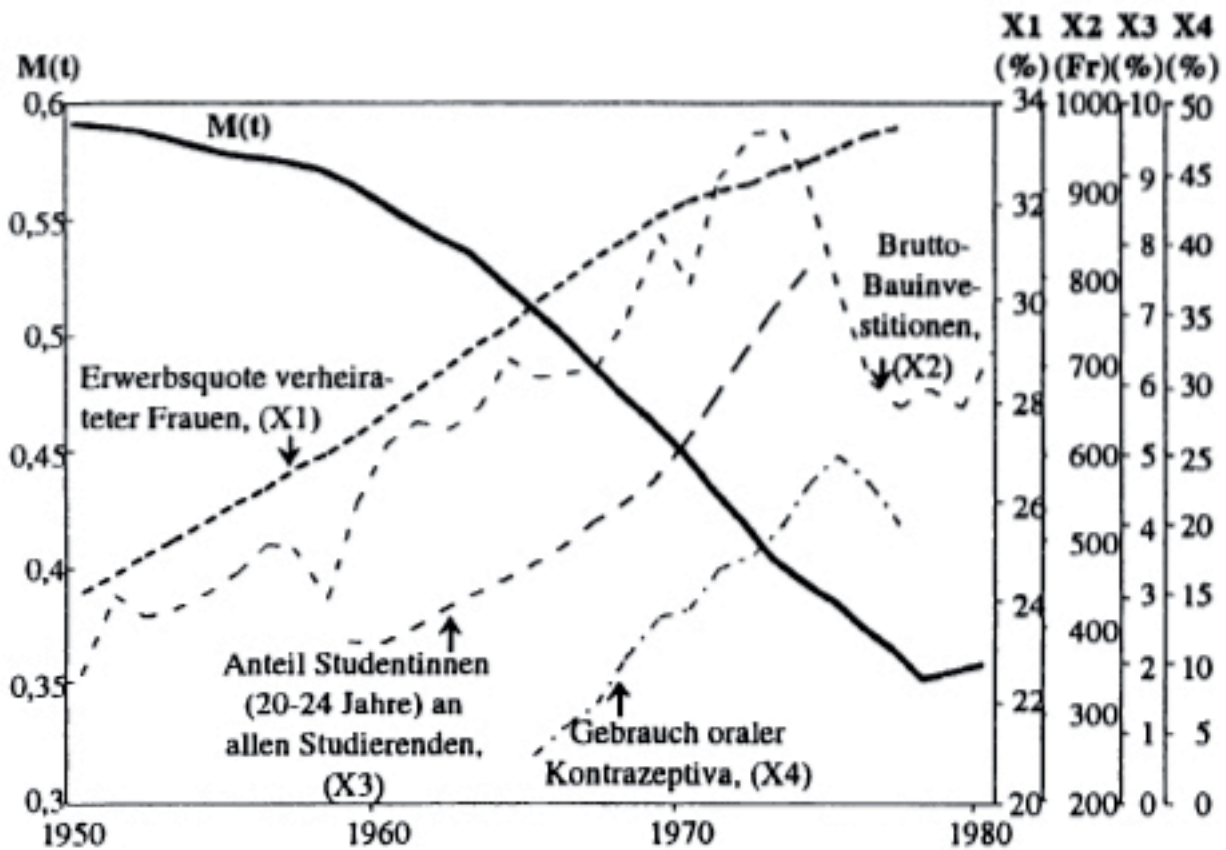


Abb. 50: Determinanten der hohen Paritätskomponente in der Schweiz

Obige Abbildung gibt zum einen den Rückgang der Komponente Kinderreichtum, zum anderen die Entwicklungen von fünf unabhängigen Variablen wieder. Die negativen Assoziationen von  $H(T)$  mit diesen Prädiktoren ist evident. Wir erwähnten bereits, daß wir diese nicht im Sinne kausaler Zusammenhänge interpretieren.<sup>548</sup> Gegen eine solche Simplifizierung lassen sich folgende Gründe anführen:

<sup>544</sup> Bruno Mordasini: Das Erwerbsverhalten in der Schweiz (Diss.), Basel 1985. Die Daten wurden für unsere Zwecke linear interpoliert.

<sup>545</sup> Council of Europe (Hrsg.): Population Studies, No. 4: Recent Trends in Attitudes and Behaviour affecting the Family in Council of Europe Member States, Strasbourg 1979. Die Angaben wurden interpoliert.

<sup>546</sup> Erziehungsdirektion des Kantons Zürich, Mittelschulstatistik Heft 23/24, Zürich 1983. Es handelt sich um kantonale Zürcherische Daten.

<sup>547</sup> Franz Kühne: Kontrazeption in der Schweiz, Zürich 1984 (Diss.), Anhang 1,1.

<sup>548</sup> Johannes Huinink: Das zweite Kind, in: Zeitschrift für Soziologie, Jg. 18, 3(1989), S. 196-198.



1. Bereits um die Jahrhundertwende waren vergleichsweise hohe Frauenerwerbsquoten zu beobachten. In der Langfristperspektive lassen sich sowohl die allgemeinen Frauenerwerbsquoten als auch diejenigen verheirateter Frauen durch einen u-förmigen Verlauf charakterisieren. Ein Vergleich dieser Zeitreihen mit der Entwicklung der Geburtenhäufigkeit zeigt insgesamt wenig Parallelen. Die außerhäusliche Erwerbsbeteiligung von Frauen zeichnet sich vor allem durch phasentypische Funktionen und Bedeutungsinhalte aus und dürfte das generative Handeln nicht generell beeinflussen.

2. Die Integration der Frauen ins Bildungssystem begann in den sozialen Oberschichten und diffundierte später in die übrigen Schichten. Die Geburtenbeschränkung hingegen begann auf allen Ebene des Schichtungssystems gleichzeitig, wie Hans Linde überzeugend nachgewiesen hat.<sup>549</sup>

3. Auch der Zusammenhang zwischen der ökonomischen Entwicklung und dem Rückgang des Kinderreichtums ist komplexer, als daß er auf einen einfachen Ursache-Wirkungs-Zusammenhang zu reduzieren wäre. Eine wesentlich komplexere Erklärung offeriert beispielsweise die Easterlin-Hypothese.<sup>550</sup>

4. Zur Erklärung der Erwerbsbeteiligung von Frauen dürfte neben der wirtschaftlichen Entwicklung vor allem auch der allgemeine Wertewandel (Individualisierung) beitragen. So begünstigt beispielsweise eine außerhäusliche Tätigkeit die Realisierung emanzipatorischer Interessen.

5. Ebenso erscheint uns der Zusammenhang zwischen dem Rückgang kinderreicher Familien und dem Gebrauch von Kontrazeptiva als ein komplexer Sachverhalt. Schon vor der Erfindung der 'Pille' wurde Geburtenplanung betrieben. Der raschen Verbreitung oraler Kontrazeptiva während der 60er Jahre kann somit eher eine Katalysator-Funktion im Feld kulturellen Wandels zuerkannt werden. Ein solchermaßen vermittelnder Wirkungszusammenhang zwischen Geburtenkontrolle und Rückgang höherrangiger Geburten dürfte nicht von der Hand zu weisen sein.

Das Syndrom von ökonomischem Fortschritt, zunehmender Erwerbspartizipation und Bildungsintegration von Frauen sowie der Rationalisierung generativen Handelns (sowohl im Sinne einer rationalen Abwägung der persönlichen Interessen im Hinblick auf die Entscheidung zur Elternschaft als auch im Sinne einer Rationalisierung der kontrazeptiven Praktiken) dürfte in seiner Koinzidenz gleichwohl eine historische Einmaligkeit darstellen. In ihrem interdependenten Zusammenwirken bezeugen diese Faktoren die Genese eines neuen Familienbildes, in welchem die Frau als eigenständiges Rechtssubjekt sowie als gleichberechtigte Partnerin in Familie und im Erwerbsleben anerkannt wird. Die Normalisierung dieses Familienbildes wirkt sich in der Folge auch auf das generative Handeln aus.

Wir deuten diese Veränderungen generativen Handelns in Übereinstimmung mit Befunden von Johannes Huinink dahingehend, daß „der individuelle Entschei-

<sup>549</sup> Hans Linde: Theorie der säkularen Nachwuchsbeschränkung 1800-2000, 1984, S. 50ff.

<sup>550</sup> Jürgen Cronm: Bevölkerung – Individuum – Gesellschaft, Opladen 1988, S. 175ff.



dungszusammenhang für oder gegen eine Familie und die Geburt mehrerer Kinder immer stärker von der Dominanz traditioneller Selbstverständlichkeiten befreit wurde“.<sup>351</sup> Der Rückgang des Kinderreichtums besagt somit, daß jene Frauen oder Familien, die

„gleichsam eher einem gesellschaftlichen 'commitment' folgend eine Familie gründen (...) gleichwohl eine auf die individuellen Interessen und neuen gesellschaftlichen Anforderungen gerichtete Orientierung nicht aufgeben (...) und auf eine Vergrößerung der Familie verzichten.“<sup>352</sup>

Anders drückt van de Kaa diesen Erklärungsansatz mit Bezugnahme auf eine Arbeit von Blossfeld und Huinink aus, wenn er schreibt:

„They (Blossfeld und Huinink) show rather convincingly, in my view, that the higher age of first marriage usually found to be associated with higher levels of education, is not the result of an inclination to marry late because one has invested so much in one's education. It is not that one wants to benefit from that investment first before marrying, but it is the norm not to marry while one is still being trained, which is decisive. To quote them: 'Das heißt, nicht die Akkumulation von Humankapitalinvestitionen, sondern die soziale Norm, nicht zu heiraten, wenn man sich in Ausbildung befindet, ist es, wodurch der Heiratszeitpunkt und damit die Familiengründung in ein höheres Lebensalter verschoben wird'“<sup>353</sup>

Wir erklären den Rückgang bei den Geburten höherer Parität aus individuellen *Spannungen oder Konflikten*<sup>354</sup> infolge konkurrierender Wertvorstellungen. Den Bedürfnissen nach personaler Verwirklichung in der Familie und mit Kindern einerseits stehen jene nach Selbstverwirklichung gegenüber. Während erstere in der Vorstellung von der Familie als dem Urtypus eines *gemeinschaftlichen* Sozialsystems begründet sind, legitimieren sich letztere aus dem Willen, den spezifischen Anforderungen eines modernen *gesellschaftlichen* Systems zu entsprechen. Aus der Erfordernis, die konkurrierenden Ansprüche von Familie und Gesellschaft zu harmonisieren, resultieren somit individuelle Entscheidungskonflikte. Gelingt es einer Person nicht, zwischen den gemeinschaftlichen und den gesellschaftlichen Anforderungen<sup>355</sup> einen ausbalancierten Zustand zu erzielen, sind Spannungen und vermehrte Handlungsunsicherheit unausweichlich. In den raschen kurzfristigen Rhythmus-Schwankungen generativen Handelns finden solche Ungleichgewichte ihren Ausdruck. Wenn die Konflikte zwischen gemeinschaftlichen und gesellschaftlichen<sup>356</sup> Werten zum Dilemma gedeihen und sich die beiden Wertesysteme miteinander nicht mehr vermitteln lassen, werden in der Folge auch die Entscheidungen für weitere Kinder, also die Bildung einer kinderreichen Familie immer unwahrscheinlicher. Aus der Möglichkeit, daß sich Individuen auch für traditionale Werte entscheiden können, leitet sich die Polarisierungs-Hypothese ab. Anteilsmäßig wird diese Option seit den 60er Jahren indes immer seltener gewählt. Es läßt sich belegen, daß kinderreiche Familien vor allem in Gebieten überproportional häufig vorkommen, wo traditionale Wertvorstellungen noch stärker

<sup>351</sup> Johannes Huinink: *Das zweite Kind*, 1989, S. 204.

<sup>352</sup> Ebd., S. 204.

<sup>353</sup> Dirk Jan van de Kaa: *Female Labour Market behaviour and Fertility: Preferences, Restrictions and Behaviour*, Den Haag, April 1989, (Ms.).

<sup>354</sup> Vgl. Beat Fux: *Beruf kontra Familie, divergierende Orientierungen*, Wiesbaden 1988.

<sup>355</sup> Norbert Elias: *Wandlungen der Wir-Ich Balance*, 1987, S. 207-315.

<sup>356</sup> Hans-Joachim Hoffmann-Nowotny: *The Future of the Family*, 1987, S. 176ff.



verbreitet sind. Geburtenbeschränkung, Kontrazeption, aber auch die außerhäusliche Erwerbstätigkeit sind somit Strategien von Frauen, um Konflikte zwischen traditionellen und modernen Wertvorstellungen auf individueller Ebene zu mildern. Dies deutet einen Ansatzpunkt für eine zeitgerechte Familienpolitik an. Bedenkt man nämlich, daß die besagten Wertekonflikte dazu führen, daß Kinderreichtum tendenziell negativ konnotiert wird, müßten adäquate familienpolitische Strategien nicht nur konfliktmindernd eingreifen (z. B.: mittels Lastenausgleich zwischen Kinderlosen und Eltern), sondern prospektiv ein soziales Klima zu schaffen versuchen, welches Kinderreichtum im alltäglichen Leben nicht negativ sanktionierte.

### VIII. Außereheliche Fertilität und Tempokomponenten

In unseren Ausführungen stecken weitere Implikationen, die der Diskussion bedürfen. Bereits erwähnt wurde die relativ geringe Zunahme lebenslang kinderlos bleibender Frauen. Dieses Handlungsmuster, welches als radikale Anpassung an die Erfordernisse einer modernen Gesellschaft interpretiert werden kann, bleibt bis zu den Kohorten mit Jahrgang 1950 relativ marginal insbesondere wenn die biologische Unfruchtbarkeit in Rechnung gestellt wird. Erst im Laufe der 80er Jahre kann in der Schweiz eine starke Zunahme des Anteils kinderloser Frauen beobachtet werden. Weil sich aufgrund unserer Daten das Faktum einer sehr späten Mutterschaft methodisch nur schwer vom völligen Verzicht auf Kinder unterscheiden läßt, kann diese Komponente der Fertilität hier lediglich in Form einer Erörterung der langfristigen kohortenspezifischen Tempo-Indikatoren behandelt werden. Zuvor verdient die Entwicklung der außerehelichen Fertilität unsere Beachtung. Bislang haben wir zwischen dem Geburtenquantum und der Familiengröße nicht explizit unterschieden. Dies vor dem Hintergrund, daß die außereheliche Fertilität im Verlaufe des Jahrhunderts nur geringfügig zugenommen hat. Der Anteil außerehelicher Geburten in Relation zu allen Lebendgeborenen beläuft sich zwischen 1900 und 1985 auf weniger als 6 Prozent. Ebenfalls die Proportion der außerehelichen Geburten in Beziehung zum Anteil nicht verheirateter Frauen ist mit Werten zwischen 5 und 9 Promille insbesondere im internationalen Vergleich relativ bescheiden. Erst seit den späten 70er Jahren läßt sich eine markante Zunahme der außerehelichen Fertilität nachweisen.

Die außerehelichen Geburtenziffer bezogen auf 1000 nicht verheiratete Frauen<sup>357</sup> (vgl. Abb. 51) stagniert ohne nennenswerte Schwankungen bis Mitte der 70er Jahre bei rund 4,5 Promille, um seither rasch anzusteigen. Demgegenüber zeichnet sich die Anzahl außerehelicher Geburten in Relation zu allen Lebendgeborenen durch einen u-förmigen Verlauf aus. Während der beiden ersten Dekaden des Jahrhunderts ist eine rückläufige Tendenz zu verzeichnen. Im Verlaufe der Nachkriegszeit mehren die außerehelichen Geburten wiederum zu. Der relative Anteil außerehelicher Geburten an der Gesamtfertilität ist in der Schweiz wesentlich geringer

<sup>357</sup> François Höpflinger: *Wandel der Familienbildung in Europa*, 1987, S. 190.



als beispielsweise in den skandinavischen Ländern oder Teilen von Österreich.<sup>558</sup> Die Akzeptanz einer 'Ledigen Mutter' weist somit markante kulturspezifische Eigenarten auf, die der näheren Analyse bedürften.

Ein Vergleich der beiden Indikatoren (Abb. 51) verdeutlicht, daß dem generativen Handeln außerhalb einer formal institutionalisierten Familie zu verschiedenen Zeiten unterschiedliche Bedeutungen zuerkannt werden müssen. Das u-förmige Muster entspricht weitgehend der periodenspezifischen Gesamtfertilität und dürfte demzufolge durch die gleichen Faktoren wie  $G(t)$  zu erklären sein. Ergänzend hat zweifellos auch der Mangel an adäquaten Möglichkeiten der Geburtenkontrolle einen Einfluß auf dessen Verlauf gehabt. Bezieht man die außereheliche Fertilität hingegen auf die Anzahl lediger Frauen, stellt man seit dem jüngeren Geburtenrückgang einen starken Anstieg fest. Erklärbar ist dies durch die zunehmende Verbreitung nichtehelicher Lebensgemeinschaften und den Wandel in der Abfolge familialer Entscheidungen. Wenn während der Blütezeit der normenintegrierten Kleinfamilie die Eheschließung der Zeugung und/oder Geburt eines Kindes vorausging, ist heute vielfach der Entscheid zur Elternschaft die primäre Dezision. Wir werden auf diesen Sachverhalt noch zurückkommen.

Die Entwicklung der außerehelichen Geburtenhäufigkeit läßt sich nur teilweise als Indiz für das tendenzielle Erodieren einer auf der Ehe beruhenden Familienform auslegen. Bis Ende der 80er Jahre erfolgt die Geburt eines Kindes innerhalb dieser Lebensform. Berücksichtigt man erstens die Trendwende bei der außerehelichen Fertilität Mitte der 70er Jahre, zweitens die etwa gleichzeitig beginnende Zunahme der Kinderlosigkeit und drittens die erst während den 80er Jahren ansteigende Fertilität innerhalb von Konsensualpartnerschaften, kann gleichwohl vermutet werden, daß die klassische Kleinfamilie zunehmend Konkurrenz erhält.<sup>559</sup> Diese Befunde bekräftigen somit die Pluralisierungshypothese und die zunehmende Toleranz gegenüber Personen, die neue Lebensformen erproben.<sup>560</sup>

Wenden wir uns im folgenden der Entwicklung zweier *Tempo-Indikatoren* zu. Abb. 52 gibt für den Beobachtungszeitraum 1900 bis 1960 kohortenspezifische Werte über das Alter der Frau bei der Erstheirat sowie das mittlere Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder wieder. Für den Zeitraum seit 1960 werden die periodenspezifischen Werte dargestellt.<sup>561</sup> Wir können aus der Gegenüberstellung von Kohorten- und Periodendaten quantitative Unterschiede feststellen, die der eingehenderen Analyse bedürften. Insgesamt charakterisieren sich die beiden Zeitreihen durch einen langgezogenen u-förmigen Verlauf. Wir haben die Anschlüsse zwischen den beiden Betrachtungsmodi kenntlich gemacht (Pfeile).

<sup>558</sup> Hans-Joachim Hoffmann-Nowotny & Beat Fux: Present demographic trends in Europe, 1990.

<sup>559</sup> Hans-Joachim Hoffmann-Nowotny: The Future of the Family, 1987, S. 143ff und passim.

<sup>560</sup> François Höpflinger: Bevölkerungswandel in der Schweiz, 1986, S. 46.

<sup>561</sup> Quellen: François Höpflinger: Bevölkerungswandel in der Schweiz, 1986, S. 29f., Hans-Joachim Hoffmann-Nowotny: The Future of the Family, 1987, S. 133, Council of Europe (Hrsg.): Recent Demographic Trends in the Member States of the Council of Europe, Strasbourg 1989, S. 98; Patrick Festy: La fécondité des pays occidentaux de 1870 à 1970, 1979, S. 143; sowie eigene Berechnungen.



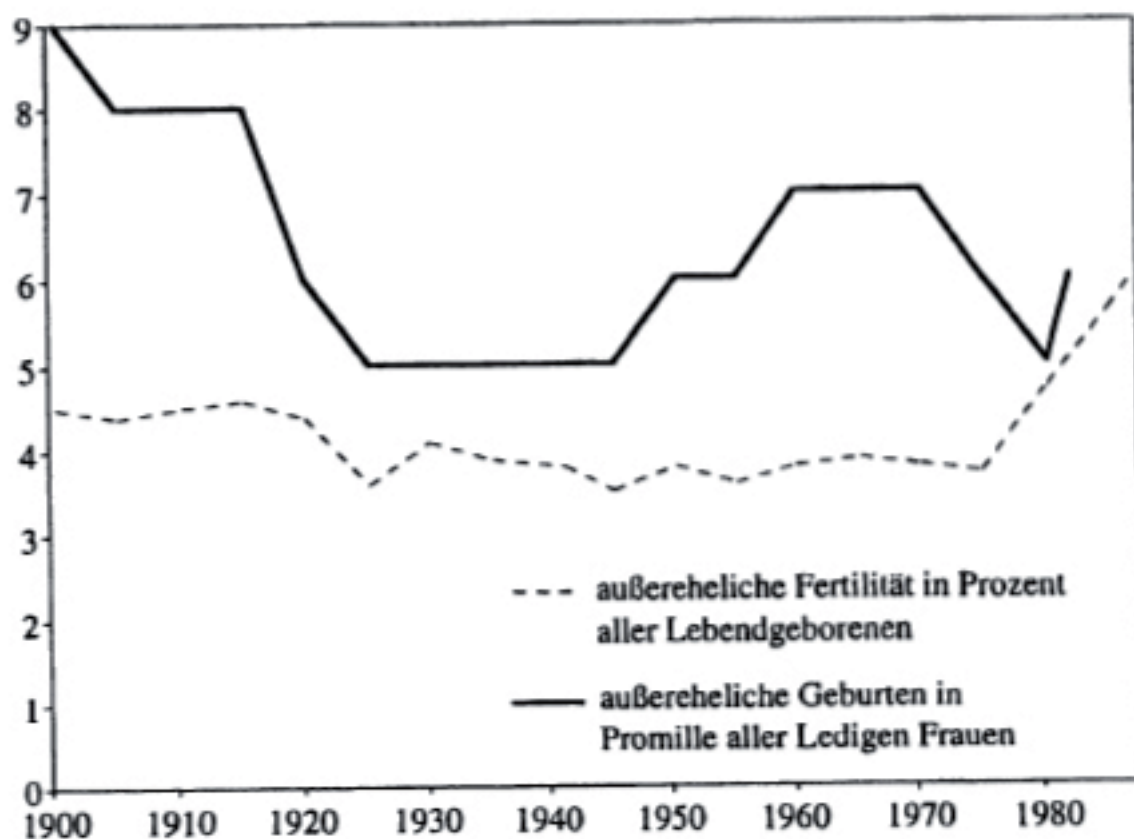


Abb. 51: Außereheliche Fertilität in der Schweiz zwischen 1900 und 1987

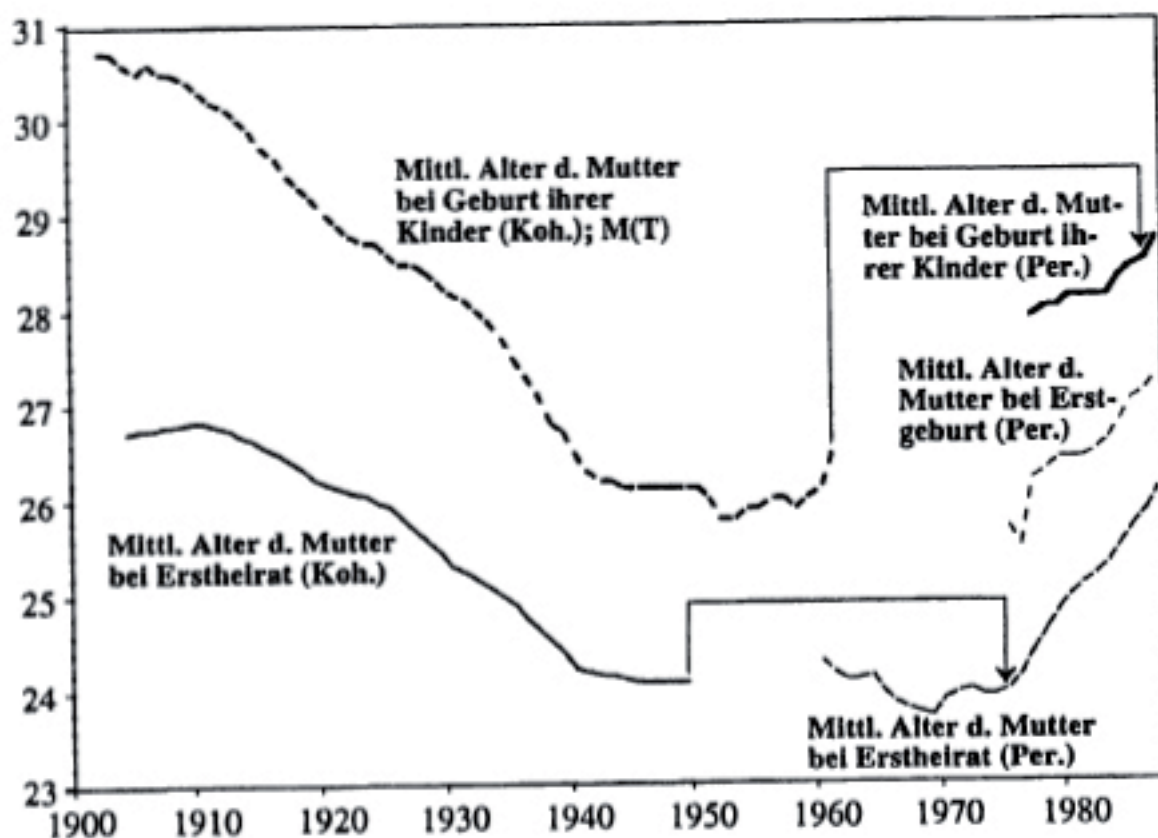


Abb. 52: Tempo-Indikatoren der ehelichen Fertilität in der Schweiz



Der langfristige u-förmige Verlauf des Erstheiratsalters kann vor allem dadurch erklärt werden daß die kulturellen Hürden, welche die Eheschließung einschränkten, mit der zivilrechtlichen Ehegesetzgebung von 1874 beseitigt wurden. Damit waren die Bedingungen, die eine freie Entscheidung zu Ehe und Familie ermöglichen, erfüllt. Die bürgerlich-liberale Familienform erhält mit dem eidgenössischen Zivilgesetzbuch von 1907/12 eine angemessene Rechtsgrundlage. Mit ihr wird gleichsam das 'goldene Zeitalter der Familie'<sup>562</sup> eingeleitet. Dieses zeichnet sich durch einen langfristig anhaltenden Rückgang des Erstheiratsalters aus, der insbesondere von den Jahrgängen 1900 bis 1940 getragen wird. Das mittlere Erstheiratsalter sinkt um drei Jahre (von ca. 27 Jahren auf rund 24 Jahre) und bleibt bis Ende der 60er Jahre auf diesem Niveau. Von da weg bewirkt der Wandel des generativen Regimes einen erneuten Anstieg dieses Indikators.

Das mittlere Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder, kennzeichnet sich durch eine gleichartige Verlaufsform. Zwischen 1900 und 1940 sinkt das Alter der Mutter von knapp 31 Jahren auf 26 Jahre, um seit Beginn der 70er Jahre – ab Kohorte 1960 – wieder anzusteigen.

Während das Erstheiratsalter von der Anzahl leiblicher Nachkommen unabhängig ist, wird das mittlere Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder durch das Quantum eigener Kinder beeinflusst. Dieser Indikator mißt somit nicht ausschließlich Rhythmus-Schwankungen generativen Handelns. Eine methodisch korrekte Ausfilterung der Quantums-Komponente, welche sich hinter dem Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder verbirgt, und die nur mit großem Zeitaufwand zu leisten wäre, erübrigt sich indes aufgrund der Gleichläufigkeit beider Indikatoren.

Einige ergänzende Überlegungen bezüglich der Entwicklung des Geburten-Rhythmus scheinen uns gleichwohl angezeigt. Wir ermittelten die jährlichen Differenzen zwischen dem Erstheiratsalter und dem mittleren Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder (Abb. 53). Der Abstand zwischen der Eheschließung und dem mittleren Alter bei den Geburten reduziert sich über die Kohorten 1904 bis 1950 von knapp vier Jahren auf ca. 2 Jahre. Einzig bei den Kohorten 1925 bis 1930 läßt sich eine kurzfristige Zunahme dieses Zeitintervalls feststellen. Es ist dies jene Generation, die das Zwischentief in der periodenspezifischen Fertilitätsentwicklung Mitte der 50er Jahre verursachte. Dieser Trendbruch innerhalb des sich ansonsten nahezu linear verringernden Intervalls zwischen Heirat und Erstgeburt kann wohl mit Periodenereignissen wie etwa dem einsetzenden Kalten Krieg begründet werden. Getragen wurde der fünfjährige Rhythmuswechsel von einer Frauengeneration, welche den zweiten Weltkrieg in ihrer Jugend erlebt hatte und sich während der damaligen geopolitischen Unsicherheitsphase zu einer Verschiebung ihrer Geburten motivieren ließ. Alloziert man die Kohortenzahlen auf die Periode (seit 1970), so läßt sich ein weiteres Absinken der Differenz zwischen Eheschließung und dem Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder festhalten (vgl. Pfeil). Die kurvilineare Entwicklung des Erstheiratsalters und des Alters der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder (Abb. 52) einerseits und der quasi lineare Rückgang des

<sup>562</sup> Reinhard Sieder: Sozialgeschichte der Familie, Frankfurt 1987, S. 243.



Zeitintervalls zwischen Heirat und erster Geburt andererseits gilt es nunmehr auf die postulierte Ablösung zweier demographischer Regimes zu beziehen.

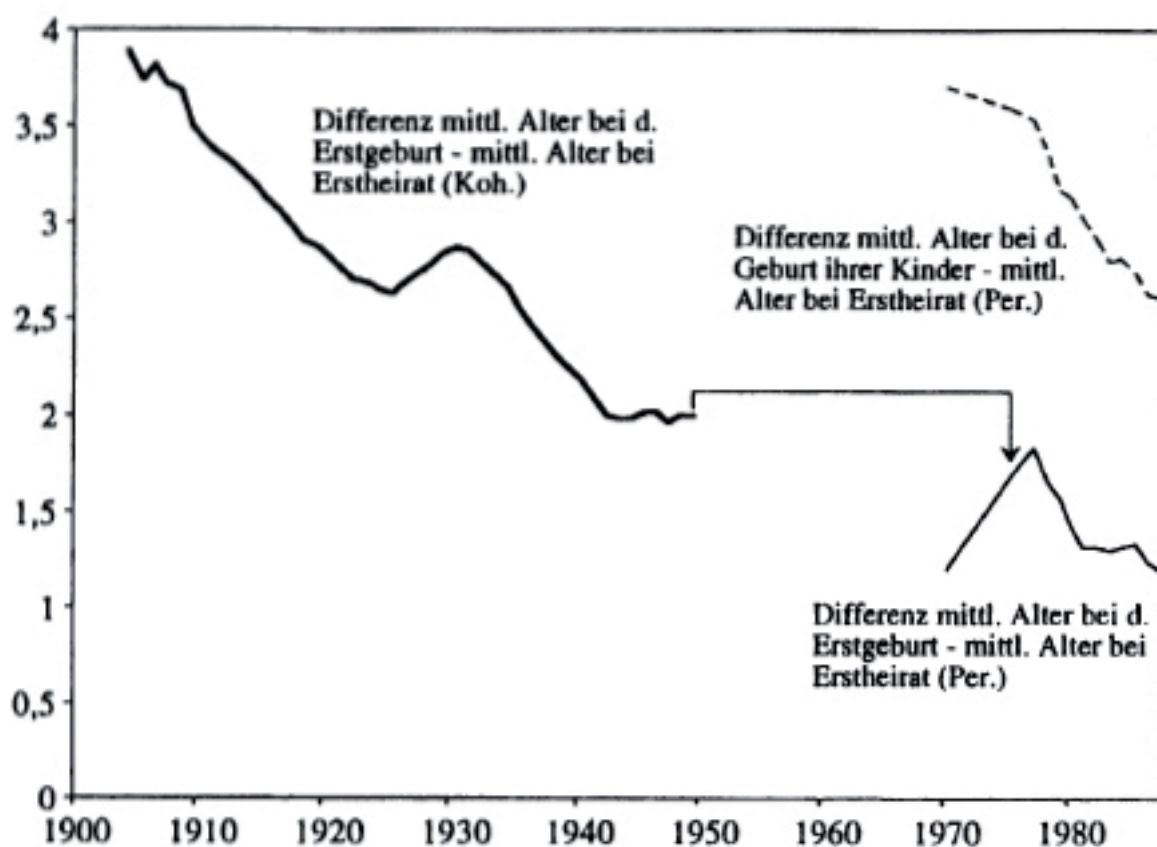


Abb. 53: Zeitintervall zwischen Erstheirat und erster Geburt in der Schweiz

Die seit den ausgehenden 70er Jahren feststellbare Trendwende, welche unserer theoretisch postulierten Periodisierung durchaus entspricht, kann insbesondere durch drei Faktoren erklärt werden: 1. Veränderungen in der Phasierung des Lebenslaufs; 2. Reduktion der Familiengröße und 3. Wandel in der Abfolge familienbezogener Entscheidungen. Diese drei Determinanten bilden die Bausteine eines in Entstehung begriffenen neuen generativen Regimes.

War es bis in die 60er Jahre die Regel, daß insbesondere Frauen ihr Elternhaus erst mit der Gründung einer eigenen Familie verlassen, ist dies heute immer seltener der Fall. Zwischen die beiden biographischen Ereignisse schiebt sich eine sich tendenziell verlängernde präfamiliale Phase, während der häufige Wechsel zwischen unterschiedlichen Lebensformen stattfinden. Erst nach Erprobung alternativer Optionen entscheidet man sich zur Eheschließung und zur Formalisierung seiner Partnerschaft. Zu diesem Schritt entschließt man sich häufig erst dann, wenn die Realisierung des intendierten Kinderwunsches akut wird. Außerdem dürfte die zunehmende Bildungs- und Erwerbspartzipation von Frauen diese Entwicklung begünstigen.

Die Reduktion der durchschnittlichen Familiengröße (Konzentration auf die Zwei-Kind-Familie) macht es möglich, die Dauer der biologischen Reproduktionsfähigkeit nicht vollumfänglich zu nutzen, sondern geplante Kinder in spätere Le-



bensabschnitte zu verlagern. Die modernen Mittel der Kontrazeption begünstigen eine solche rationale Planung des generativen Verhaltens. Diese beiden Faktoren sind u. E. indes keine hinreichenden Bestimmungsgründe für die beobachtete Erhöhung des Erstheiratsalters respektive des Alters der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder. Wir meinen, daß weiter ein Wandel in der Abfolge familienbezogener Entscheidungen mitberücksichtigt werden muß, welcher seinerseits erklärungsbedürftig scheint.

Der Wechsel in der Abfolge familienbezogener Entscheidungen läßt sich theoretisch wie folgt erklären. Das traditionelle Regime (klassisches Kleinfamilien-Modell) zeichnet sich dadurch aus, daß sich die Partner in ihrem Lebenslauf zunächst für die Eheschließung entscheiden. Dieser Entscheid zur formalen Institutionalisierung einer Partnerschaft bestimmt spätere Dezisionen, insbesondere die Anzahl Kinder sowie die zeitliche Planung derselben. Dieses Regime wird seit Mitte der 60er Jahre zunehmend häufiger substituiert durch ein anderes, das sich durch eine Umkehrung in der Reihenfolge oben erwähnter Entscheidungen auszeichnet. Im neuen Regime ist es gerade der Entscheid für ein Kind, welche die Partner zur Eheschließung motiviert.<sup>563</sup> Wir können diesen Wandel wie folgt formalisieren:

*Altes generatives Regime 'traditionelle Kleinfamilie':*

Entscheid zur Eheschließung —————> Generative Entscheidung(en)

*Neues generatives Regime: 'moderne' Partnerschaftsfamilie:*

Generative Entscheidung(en) —————> Entscheid zur Eheschließung

*Abb. 54: Familienbezogene Entscheidungs-Sequenzen  
nach generativem Regime*

Beide Entscheidungen werden durch die normativen Erwartungen des sozialen Umfeldes beeinflußt, was sich indes anhand demographischer Daten nicht zeigen läßt. Zweifellos trägt der Wechsel in der Abfolge familienrelevanter Dezisionen indes zur Erklärung des rückläufigen Zeitintervalls zwischen Erstheirat und dem Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder wie auch des steigenden Erstheiratsalters oder des Alters der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder bei. Dies bedarf der weitergehenden Abklärung.

Wir nehmen an, daß das partnerschaftliche Regime mit einer Erhöhung der Anforderungen an die Persönlichkeits-Strukturen des Paares einhergeht oder umgekehrt, daß die normativen Verbindlichkeiten im neuen Regime schwächer werden. Die Umkehrung der Entscheidungs-Sequenz erfordert von den Individuen eine rationale Abwägung der Vor- und Nachteile ihrer Dezisionen, somit ein höhe-

<sup>563</sup> Kurt Lüscher und Heribert Engstler: Formen der Familiengründung in der Schweiz, Eine Analyse amtlicher Daten über die Geborenen, 1979-1987, BFS, Bern 1991. Heribert Engstler, Thomas Schwarz, Ivar Cornelius und Kurt Lüscher: Formen der Familiengründung in Baden-Württemberg. Eine Analyse der Geburtenstatistik 1970 bis 1989, Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, Stuttgart 1992.



res Maß an 'Reife' und Verantwortlichkeit gegenüber den Folgen des eigenen Handelns. Vor diesem Hintergrund erweist sich der Regimewechsel als kollektive Neudefinition des Terminus Familie, wobei der „Normkomplex der verantworteten Elternschaft“ (Kaufmann) gegenüber den traditionellen familienbezogenen Normen tendenziell die Überhand gewinnt. Der neue Normkomplex muß nicht nur die „Erziehungsverantwortung der leiblichen Eltern“ in ihrem Kalkül berücksichtigen, sondern ebenso „die Norm, Kinder nur dann zur Welt zu bringen, wenn man glaubt, dieser Verantwortung gerecht zu werden.“<sup>564</sup> Im Vergleich zur normativ vorgepfadeten Handlungsabfolge im traditionellen Familienmodell erfordert die rationale Familienplanung, welche weit mehr beinhaltet als bloß den Gebrauch von Kontrazeptiva, mehr Zeit. Hieraus läßt sich ableiten, daß die Meinung, der elterlichen Verantwortung zu genügen und der daraus resultierende Entscheid zur Elternschaft die Realisierung einer Geburt in spätere Lebensphase hinausschieben lassen. Die Retardierung generativen Handelns wirkt sich in der Folge auch auf die Anzahl Kinder aus. Sie trägt insbesondere zur Erklärung des Rückgangs kinderreicher Familien bei.

Drei weitere Aspekte gilt es hervorzuheben, die in den rationalen Entscheidungsprozeß einfließen:

1. *Strukturelle Rahmenbedingungen* oder *Opportunitätskosten* (z. B.: Kosten des täglichen Lebens, Angemessenheit des Wohnraums, Aufwendungen für die Kindererziehung);

2. Die *Thematisierung der wirtschaftlichen, politischen und demographischen Entwicklung* (z. B.: Konjunktur, Ressourcenverknappung, politische Krisen, 'Bevölkerungsexplosion');

3. *Komplexe normative Anforderungen* und *kulturelle Dilemmata* (Widerstreit zwischen traditionellen und modernen Normen, zwischen den Anforderungen des 'gemeinschaftlichen' respektive des 'gesellschaftlichen' Sozialtyps).

Solche komplexen Ursachen erschweren insbesondere die Entscheidung für Kinder höherer Parität. Zu betonen ist, daß mit der Genese und zunehmenden Verbreitung des partnerschaftlichen Regimes, wie wir es skizzenhaft umrissen haben, das historisch ältere Regime nicht ausstirbt. Gerade weil dieses den Individuen viele spannungsentlastende Offerten anbietet (z. B.: institutionelle Absicherung der Partner und deren Kinder, Erleichterung des familialen Alltags), bleibt es als alternative Handlungsoption erhalten. Dies erklärt denn auch, daß insbesondere die Geburt eines Kindes Paare zur Formalisierung ihrer Partnerschaft motiviert. Das Ergebnis dieses Sachverhalts ist einerseits die *Pluralisierung* familialer Lebensformen im Sinne einer Erweiterung der Handlungsoptionen und andererseits die *Polarisierung* reproduktiver Handlungsmuster (kinderarme vs. kinderreiche Familien), wobei letztere zahlenmäßig an Bedeutung verlieren.

Auf einer abstrakteren Ebene stützen die diskutierten Befunde unsere Hypothese, wonach der Gebrauch von Kontrazeptiva, die zunehmende Erwerbsintegration

<sup>564</sup> Franz-Xaver Kaufmann: Familie und Modernität, 1988 S. 395.



der Frauen, aber auch deren zunehmende Integration ins höhere Bildungssystem nicht als eigentliche Ursachen des Wandels generativen Handelns zu werten sind. Weit eher können sie als Ausdrucksformen eines umfassenderen *kulturellen* Wandels interpretiert werden, der gleichfalls das Entstehen eines *neues generativen Regimes* bewirkt. Dies ergänzt und erhärtet unsere Hypothese vom Primat der kulturellen Determinanten im Vergleich mit den strukturellen.

## IX. Rekapitulation

Wir versuchen zum Schluß die wichtigsten Befunde und Ergebnisse dieses Kapitels zusammenzufassen.

Im Zentrum der Überlegungen stand die *langfristige Fertilitätsentwicklung*. Das Design unserer Analysen bestand darin, diesen komplexen Gegenstand zu dekomponieren. Wir unterschieden systematisch zwischen dem *Rhythmus* generativen Handelns und dessen quantitativem Ergebnis einerseits, sowie zwischen der perioden- und der kohortenspezifischen Betrachtungsweise andererseits. Folgenden Komponenten wurde vertiefte Aufmerksamkeit zuteil: der *Altersstruktur* der Bevölkerung (welche sich auf die langfristige Fertilitätsentwicklung auswirkt), die *perioden-* und *kohortenspezifischen* *Geburtensziffern*, die *lang-* und *kurzfristigen Rhythmus-Schwankungen* generativen Handelns, ferner die *paritäts-spezifischen Komponenten* (Kinderreichtum, Kinderarmut und Kinderlosigkeit) sowie weitere Tempo-Komponenten, die mit dem Heiratsverhalten einhergehen (Außereheliche Geburtensziffern, Erstheiratsalter, Alter der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder).

Neben einer deskriptiven Erörterung der geläufigen demographischen Indikatoren für die einzelnen Komponenten versuchten wir – im Sinne eines *soziodemographischen* oder soziologischen Erklärungsversuches – für die u. E. bedeutendsten Indikatoren inferenzstatistische *Modelle* zu entwickeln, um auf diesem Wege den *differentiellen Determinanten* von Tempo-Schwankungen und Quantum-Veränderungen generativen Handelns auf die Spur zu kommen. Dabei wurden auch die Zusammenhänge zwischen Fertilität und staatlicher *Familienpolitik* in Rechnung gestellt.

Der Dekomposition der Fertilität ging eine arbeitsintensive Datenaufbereitung voraus. Vor allem die altersspezifischen Geburtensziffern für einzelne Kohorten waren nicht greifbar und mußten mittels *relationaler Gompertz-Modellen* zuerst geschätzt werden.

Für drei Komponenten wurden detaillierte Erklärungsmodelle entwickelt: für die *Altersstruktur-Komponente* ( $c(t)$ ), für die langfristigen *Rhythmus-Schwankungen* der Fertilität ( $d(t)$ ) sowie für den überproportionalen *Rückgang des Kinderreichtums* ( $H(T)$ ) im Verlaufe der beiden letzten Dekaden.

Forschungsleitend war die Hypothese, wonach die langfristige Entwicklung der Fertilität nicht gleichzusetzen ist mit einem *linear fortschreitenden Prozeß*. Viel-



mehr läßt sie sich rekonstruieren als Abfolge von normalen Teilprozessen und spannungsreichen Übergangsphasen. Eine Zielsetzung unserer Untersuchungen bestand folglich darin, den *Beginn* und die *Dauer* der einzelnen Phasen zu ermitteln und die strukturellen Zusammenhänge mit gesellschaftlichen *Krisen* zu belegen. Ferner versuchten wir nachzuweisen, daß die Brüche zwischen normalen Teilprozessen jeweils mit dem *Wandel generativer Regimes* kovariieren. Erhärtet wurde außerdem die Hypothese, wonach konfliktsreiche oder spannungsreiche Umbruchphasen jeweils mit der Intensivierung des *familienpolitischen Diskurses* korrelieren.

Wir resümieren im folgenden die Befunde unserer inferenzstatistischen *Erklärungsmodelle*.

Die *Altersverteilung* einer Bevölkerung erwies sich als Faktor, der vergleichsweise wenig zur Erklärung der Entwicklung der Geburtenziffern beiträgt. Ein solcher Zusammenhang wird in der einschlägigen Literatur häufig angenommen. Der Einfluß der Altersstruktur (gemessen als Altersverteilungsfaktor  $c(t)$ ) auf die Fertilität kann vor allem durch drei Determinanten erklärt werden:

1. Durch die *generative Struktur* vor einer Generation (G-1). Eine rein demographische Erklärung des Altersverteilungsfaktors, welche bloß die relative Anzahl Frauen im gebärfähigen Alter, die Geschlechterproportion der Neugeborenen und das Bevölkerungswachstum vor einer Generation in Rechnung stellt, greift indes zu kurz. Zur Erklärung der Varianz von  $c(t)$  tragen auch politische und soziale Determinanten bei.

2. Eine relevante politische Determinante des Altersstruktureffektes stellt die staatliche *Migrationspolitik* dar, die sich in den Migrationsströmen ausdrückt.

3. Ferner wirken sich gesamtgesellschaftliche Krisenereignisse (Kriege, ökonomische oder normative Krisen) auf die Altersstruktur einer Bevölkerung aus.

Aufgrund systematischer Vergleiche von Perioden- und Kohortengesamtfertilität wurde in Anlehnung an Ryder der *Index der Verteilungs-Verzerrung*  $d(t)$  bestimmt. Dieser Indikator mißt langfristige Tempo- oder Rhythmus-Schwankungen generativen Handelns. Einen signifikanten Einfluß auf Rhythmus-Schwankungen haben folgende Variablen:

1. *Krisenereignisse* (politische, ökonomische und normative Krisen),

2. *Familien-, bevölkerungs- (Migration) und wirtschaftspolitisches Steuerungs-* handeln des Staates und

3. Die *Selbstmordhäufigkeiten* (als Indikator für Zustände der Unsicherheit respektive individuelle anomische Spannungen).

Eine weiterführende Dekomposition der Tempo-Schwankungen in kurz- ( $y(t)$ ) und langfristige Schwankungen ( $1-m(t)$ ) des Geburten-Rhythmus erbrachte den Nachweis, daß während der Nachkriegsentwicklung insbesondere zwei weitere Faktoren von Bedeutung sind:

4. Der *Modernisierungs- und Industrialisierungsschub* sowie

5. Die *Fortschritts-Euphorie*, als dem kulturellen Korrelat der Modernisierung.



Im weiteren ließ sich der vermutete Mechanismus nachweisen, gemäß welchem Tempo-Schwankungen generativen Handelns den quantitativen Veränderungen der Fertilität *zeitlich vorausgehen* (Tempo-vor-Quantum-Hypothese). Eine Bevölkerung reagiert insbesondere in Form von Rhythmus-Veränderungen äußerst sensibel auf Krisenereignisse (sowohl politische, wie wirtschaftliche oder normative Krisen).

Unsere Analysen führten weiter zur Erkenntnis, daß der Rückgang der Periodengesamtfertilität (igf) Mitte der 50er Jahre fast ausschließlich durch Tempo-Effekte zu erklären ist. Ferner konnte evident gemacht werden, daß sich die normativen Veränderungen (Wertwandel) seit den späten 60er Jahren in starken kurzfristigen Tempo-Schwankungen niederschlagen.

Die Dekomposition der Fertilität nach *Parität* der Kinder machte plausibel, daß der Begriff Geburtenrückgang dahingehend präzisiert werden müßte, daß es sich weniger um eine allgemeine Beschränkung der Kinderzahl, als vielmehr um einen überproportionalen Rückgang *kinderreicher* Familien handelt. Die differentielle Betrachtung der paritätsspezifischen Geburtenziffern stützte im weiteren die Hypothese einer zunehmenden *Pluralisierung* reproduktiver Handlungsmuster und einer damit einhergehenden Polarisierungstendenz. Die makrostrukturellen und -kulturellen Veränderungen führen dazu, daß dem Modell der traditionellen Kleinfamilie Konkurrenz erwächst, daß diese unterschiedlichen Lebensformen nebeneinander koexistieren und sozial akzeptiert werden. Die so verstandene Pluralisierung schlägt sich, wie wir meinen belegen zu können, in der Polarisierung generativer Handlungstypen nieder (Kinderlosigkeit, Kinderarmut, Kinderreichtum).

Eine inferenzstatistische Erhärtung der Determinanten des überproportionalen Rückgangs *kinderreicher Familien* war aus methodischen Gründen nicht opportun. Anhand deskriptiver und bivariater Erwägungen ließ sich gleichwohl evident machen, daß zur Erklärung dieser Komponente folgende Variablen von besonderer Bedeutung sind:

1. Die *Frauenerwerbsbeteiligung*,
2. Die *Bildungsintegration* der Frauen,
3. Die makrostrukturelle *Wirtschaftsentwicklung* und
4. Der Gebrauch oraler *Kontrazeptiva*.

Es ist indes zu vermuten, daß die indirekten Zusammenhänge zwischen der Wirtschaftsentwicklung, der Erwerbsbeteiligung und Bildungsintegration von Frauen sowie dem Gebrauch oraler Kontrazeptiva einerseits und der Geburtenbeschränkung andererseits nicht als kausale Beziehungen zu interpretieren sind. Vielmehr handelt es sich bei all diesen Entwicklungen um Ausdrucksformen eines fundamentaleren *Rationalisierungsprozesses* im Weberschen Sinne, also um Resultate eines basalen *kulturellen* Prozesses.

Mit einer so verstandenen Rationalisierung familialen und reproduktiven Handelns kann ferner die Ablösung zweier *generativer Regimes* in Zusammenhang



gebracht werden. War vor den 60er Jahren in der Regel die individuelle Entscheidung zur Familiengründung die primäre Entscheidung, welche spätere generative Dezsionen präformierte, scheint sich diese Handlungs-Sequenz tendenziell umgekehrt zu haben. In der Regel geht heute der Entschluß zur Elternschaft einer Formalisierung der Partnerschaft (Eheschließung) zeitlich voraus. Die Dezsion, ein Kind zu gebären, erfolgt nach einer Phase des rationalen Abwägens der zu erwartenden Handlungsfolgen. Die Neigung zur nachträglichen Formalisierung einer Partnerschaft erfolgt nicht zuletzt aus pragmatischen Motiven, weil das Rechtssystem und die Familienpolitik diesen Wandel bislang noch kaum adäquat berücksichtigt haben. So geben etwa international vergleichende Studien Anlaß zur Vermutung, daß in dem Masse, wie das positive Recht (Familienrecht, Ehe-recht, Sozialversicherungen etc.) die nicht ehelichen Lebensformen den ehelichen gleichstellt, die außereheliche Fertilität ansteigt.

Die Bedürfnisse von Frauen nach einer soliden Ausbildung und nach einer außerhäuslichen Erwerbstätigkeit, welche ihnen eine monetäre Unabhängigkeit garantiert, begünstigen eine Neuorganisation des Lebenslaufes. Die Erhöhung des Erstheiratsalters sowie des Alters der Mutter bei der Geburt ihrer Kinder, aber auch die 'rationalere' Familienplanung zeugen somit von neuen (*familialen*) Wertvorstellungen, respektive davon, daß Frauen derzeit nicht mehr glatt an tradierte Prozesse anschliessen, sondern die Fiktion einer partnerschaftlichen Lebensform selbst dann erproben, wenn damit vermehrte Restriktionen einhergehen. Solches Probe-handeln läßt in der Folge das Ausmaß sozialer Spannungen ansteigen (vgl. Fluktuationen kurzfristiger Tempo-Schwankungen  $y(t)$ , Selbstmordhäufigkeiten). Es begünstigt aber ebenso die Diskursivierung der Familienpolitik. Es wird im folgenden Kapitel zu belegen sein, daß die derzeitigen Inhalte der Familienpolitik just die erwähnten Spannungsfelder betreffen (z. B.: Anrechnung der Babyjahre an die Rentenbemessung, Vermittlung von Erwerbstätigkeit und Familie, Steuersplitting etc.) In demographischer Hinsicht verursacht der Wandel des generativen Regimes vor allem die Verschiebung der Geburten in vergleichsweise späte Lebensabschnitte, was im Endeffekt einen quantitativen Rückgang der Geburtenziffern nach sich zieht.