

### Entwicklung eines Modells zur Analyse von Fertilitätsentscheidungen in Partnerschaften

Stein, Petra; Pavetic, Monika

Veröffentlichungsversion / Published Version

Sammelwerksbeitrag / collection article

#### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Stein, P., & Pavetic, M. (2008). Entwicklung eines Modells zur Analyse von Fertilitätsentscheidungen in Partnerschaften. In K.-S. Rehberg (Hrsg.), *Die Natur der Gesellschaft: Verhandlungen des 33. Kongresses der Deutschen Gesellschaft für Soziologie in Kassel 2006. Teilbd. 1 u. 2* (S. 2152-2167). Frankfurt am Main: Campus Verl. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-152115>

#### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

#### Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

# Entwicklung eines Modells zur Analyse von Fertilitätsentscheidungen in Partnerschaften

*Petra Stein und Monika Pavetic*

## Einleitung

Die Modellierung von Entscheidungsprozessen, an denen mindestens zwei Akteure beteiligt sind, stellt ein Desiderat der gegenwärtigen Forschung dar. Die Probleme bei der Modellierung von Entscheidungsprozessen, wie die adäquate Berücksichtigung des Grades der Übereinstimmung der verhandelnden Akteure, die Einbeziehung des akteursbezogenen Effekts auf die Entscheidung, die Schätzung des relativen Einflusses sowie die wechselseitige Beeinflussung der Akteure konnte bisher nicht zufriedenstellend gelöst werden.

Zwar lassen sich in der internationalen Forschung eine Reihe von Entscheidungsmodellen finden. Bezogen auf Fertilitätsentscheidungen schätzen zum Beispiel Tim Barmby und Alessandro Cigno (1990) Fertilitätsmuster unter Verwendung eines sequenziellen Wahrscheinlichkeitsmodells. In den letzten Jahren lassen sich vermehrt Forschungen finden, die Fertilitätsentscheidungen unter Verwendung von Modellen vom Poisson-Typus für Zähldaten spezifizieren und schätzen. Steven B. Caudill und Franklin G. Mixton (1995) entwickeln zensierte Regressionsmodelle. Gary King (1989), Rainer Winkelmann und Klaus F. Zimmermann (1994) verwenden verallgemeinerte Zähldaten-Modelle, die als Spezialfälle die Poisson-Verteilung, die negative Binomialverteilung und die Binomialverteilung für Zähldaten enthalten. Diese Modelle sind jedoch erstens restriktiv und zweitens nur für Zähldaten geeignet. Des Weiteren können mit diesen Modellen die relativen Einflüsse der Akteure sowie die gegenseitige Beeinflussung der Akteure nicht geschätzt werden.

Ein Vorschlag zur Lösung dieser Probleme ist von Michael E. Sobel und Gerhard Arminger (1992) gemacht worden, die ein nicht-lineares simultanes Probit-Modell zur Analyse von Entscheidungsprozessen entwickeln. Unter Verwendung dieses Modells ist es möglich, erstens den Einfluss der Akteure aufeinander und zweitens den relativen Einfluss der Akteure auf die Entscheidung zu bestimmen. Das Modell weist allerdings eine Reihe von Identifikationsproblemen auf, deren Lösung für die spezifische Problemlage in dem hier angewandten Modell in diesem Aufsatz präsentiert wird. Das formale Modell wird zur Analyse von Entscheidungsprozessen in Partnerschaften – speziell zur Analyse von Entscheidungsprozessen

bezüglich der Realisierung des Kinderwunsches – eingesetzt. Die Analyse basiert auf den ersten beiden Wellen 1988 und 1990 des Bamberger-Ehepaar-Panels.

## Untersuchungen zum generativen Verhalten und Kinderwunsch

Die Modellierung von Fertilitätsentscheidungen als partnerschaftlichen Entscheidungsprozess zwischen zwei Individuen hat bislang wenig Beachtung in der empirischen Forschung gefunden. Obwohl der Übergang zur Elternschaft als Ergebnis eines sozialen Interaktionsprozesses und damit als Ergebnis eines Entscheidungsprozesses zwischen zwei Individuen im Kontext einer Partnerschaft verstanden werden kann, liegen bisher kaum repräsentative Untersuchungen auf der Paarebene vor. Die meisten empirischen Studien untersuchen den Übergang in die Elternschaft vorrangig aus der Perspektive der Frau. Die Untersuchungen zeigen, dass Veränderungen im Fertilitätsverhalten der Frau in einem starken Zusammenhang mit ökonomischen Rahmenbedingungen stehen und damit auch auf berufsbiographische Faktoren der Frau zurückzuführen sind. Dazu zählen längere Berufsausbildung, Bildungsexpansion, Karriereressourcen, veränderte Rolle der Frau und zunehmende Erwerbstätigkeit, die einen aufschiebenden Effekt auf die Elternschaft haben und zu einer Senkung der Wahrscheinlichkeit einer Mutterschaft führen (vgl. z.B. Brüderl/Klein 1993; Schaeper/Kühn 2000). Eine Berücksichtigung des Mannes bei der Untersuchung des generativen Verhaltens findet oftmals nicht statt, zumal auch davon ausgegangen wird, dass ein innerpartnerschaftlicher Konsens hinsichtlich der Familienplanung besteht.

In den letzten Jahren haben Untersuchungen zum generativen Verhalten von Männern zugenommen (vgl. z.B. Tölke/Diewald 2003; Schmitt 2004). Die Forschungen gelangen zu den Ergebnissen, dass berufsbiographische Faktoren ebenfalls den Übergang in die Vaterschaft mitbestimmen. Erwerbsbiographische Unsicherheiten, das heißt verlängerte Ausbildungsphasen, Unterbrechung der Erwerbsarbeit und Selbständigkeiten haben einen negativen Einfluss auf das Fertilitätsverhalten des Mannes. Während für Frauen gilt, dass Karrierechancen auf Grund eines höheren Bildungsniveaus die Mutterschaft aufschieben bzw. ganz verhindern, gilt eine ausreichend finanzielle Basis des Mannes als Bedingung für den Übergang in die Elternschaft.

Partnerschaftsbezogene Studien zum generativen Verhalten, also Studien, die auch den jeweiligen Partner ausreichend berücksichtigen, sind bisher selten anzutreffen (vgl. z.B. Corijn u.a. 1996; Klein 2003; Kurz 2005). Diese machen allerdings deutlich, dass für die Erklärung des generativen Verhaltens die simultane Betrachtung der Merkmale beider Partner von großer Wichtigkeit ist. Zum anderen zeigt

sich, dass sich die Effekte der Individualmerkmale von Männern und Frauen auf der Partnerschaftsebene anders darstellen als in der Lebenslaufanalyse des Einzelnen. Auch partnerschaftsbezogene Merkmale wie die Partnerschaftsdauer sind für das generative Verhalten von Bedeutung.

Des Weiteren zeigt sich, dass neben den individuellen Eigenschaften und Lebenssituationen beider Partner und partnerschaftsbezogenen Merkmalen auch die jeweiligen Dispositionen beider Partner hinsichtlich der Realisierung des Kinderwunsches zur Erklärung von Elternschaft beitragen und daher nicht zu vernachlässigen sind. Die simultane Betrachtung des geschlechtsspezifischen Kinderwunsches zeigt, dass sowohl die Disposition der Frau als auch die des Mannes einen Effekt auf die Fertilitätsentscheidung hat (vgl. z.B. Beckman u.a. 1983). Auch innerpartnerschaftliche Unstimmigkeiten hinsichtlich des Kinderwunsches haben einen eindeutigen Effekt auf das generative Verhalten, können allerdings zu unterschiedlichen Entscheidungsverläufen führen. Die Untersuchungen bleiben dennoch defizitär, da unter Anwendung der von ihnen eingesetzten Methoden nicht aufgezeigt werden kann, inwieweit die Kinderwünsche der Partner sich wechselseitig bedingen. In der bisherigen Forschung bleiben die Auswirkungen des wechselseitigen Annäherungsprozesses auf die eigentliche Entscheidung und somit der eigentliche Entscheidungsprozess zwischen den Partnern unberücksichtigt. Unklar sind auch die Auswirkungen der Merkmale sowie der Lebenssituationen der Partner auf die Wünsche des Einzelnen im Entscheidungsprozess.

Daher wird hier im Folgenden der Entscheidungsprozess der Familiengründung aus der Perspektive des Paares analysiert. Es wird untersucht, ob und inwieweit die Dispositionen resp. der Kinderwunsch beider Partner sich wechselseitig beeinflussen. Des Weiteren wird geprüft, mit welchem Gewicht die Dispositionen beider Partner im Rahmen des Aushandlungs- bzw. Annäherungsprozesses Einfluss auf die Entscheidung nehmen. Die eigentliche Fertilitätsentscheidung des Paares wird dabei als Funktion von gewichteten Effekten der Dispositionen beider Partner unter Einbeziehung der biographischen Entwicklung der Partner spezifiziert.

## Modellierung von Entscheidungsprozessen

Die Modellierung solcher Entscheidungsprozesse ist aus statistischer Sicht nicht einfach. Die resultierenden statistischen Probleme bei der Modellierung von Entscheidungsprozessen, wie die Bestimmung des simultanen Einflusses der akteursbezogenen Dispositionen aufeinander sowie die Schätzung der relativen Einflüsse der Akteure auf die Entscheidung als auch die Integration individueller Effekte beider Partner, konnten bisher nicht zufriedenstellend gelöst werden.

Ein Vorschlag zur Lösung dieser Probleme ist von Sobel und Arminger (1992) gemacht worden, die es mit Hilfe eines nicht-linearen simultanen Probit-Modells ermöglichen, einerseits den Einfluss der akteursbezogenen Dispositionen aufeinander und andererseits den relativen Einfluss der Akteure auf die Entscheidung zu bestimmen. Das Verfahren lässt sich auf unterschiedlichste Entscheidungsprozesse beziehen.

### Modellspezifikation

Im Folgenden wird eine trivariate Verteilung modelliert, in der angenommen wird, dass die Disposition der Frau als auch die des Mannes einen Einfluss auf die Fertilitätsneigung des Paares hat. Darüber hinaus wird angenommen, dass die Partner sich in Hinblick auf ihre Disposition wechselseitig beeinflussen können. Dabei handelt es sich bei diesen drei Merkmalen um latente Variablen, die über den Kinderwunsch beider Partner und der Fertilitätsentscheidung des Paares binär operationalisiert werden. Im Unterschied zu anderen Forschungen in diesem Bereich, die den Kinderwunsch beider Partner als manifeste exogene Variablen betrachten, werden sie hier als Indikatoren für die latenten endogenen Dimensionen verwendet, deren Ausgestaltung im Zusammenhang mit metrischen und nicht-metrischen exogenen Merkmalen beider Partner untersucht wird. Diese komplexe Zusammenhangsstruktur mit latenten und nicht-metrischen Variablen kann mit Hilfe eines nicht-linearen simultanen Probit-Modells geprüft werden.

Auf Basis dieser Annahmen wird ein simultanes Strukturgleichungsmodell als Spezialfall des folgenden Modells formuliert:

$$\eta = \mu + \mathbf{B}\eta + \Gamma x + \varepsilon$$

Dabei ist  $\eta$  ein  $m \times 1$ -Vektor von endogenen latenten Variablen.  $\mu$  ist ein  $m \times 1$ -Vektor von Regressionskonstanten.  $\mathbf{B}$  ist eine  $m \times m$ -Matrix und enthält die Koeffizienten, die die Beziehungen zwischen den latenten endogenen Variablen an-

geben.  $\Gamma$  ist eine  $m \times n$ -Matrix von Regressionskoeffizienten der exogenen Variablen  $x$  auf  $\eta$ .  $\varepsilon$  ist ein  $m \times 1$ -Vektor der Residuen. Dabei gilt:  $\varepsilon \approx N(0, \Omega)$ .

Die reduzierte Form des Modells lautet:

$$\eta = (I - B)^{-1} \mu + (I - B)^{-1} \Gamma x + (I - B)^{-1} \varepsilon$$

Durch die Substitution

$$\delta = (I - B)^{-1} \mu,$$

$$\Pi = (I - B)^{-1} \Gamma \text{ und}$$

$$\varepsilon^* = (I - B)^{-1} \varepsilon$$

erhält man die reduzierte Form des Modells, welche wie folgt geschrieben werden kann:

$$\eta = \delta + \Pi x + \varepsilon^*$$

mit

$$\varepsilon^* \approx N(0, \Sigma)$$

$$\Pi = (I - B)^{-1} \Gamma$$

$$\Sigma = (I - B)^{-1} \Omega (I - B)^{-1T}$$

$\delta$  stellt den Vektor der allgemeinen Mittelwerte dar.  $\Pi$  ist die Matrix der Regressionskoeffizienten und  $\varepsilon^*$  die der Fehlerterme der reduzierten Form, wobei die Kovarianzmatrix mit  $V(\varepsilon^*) = \Sigma$  bezeichnet wird.

Das Modell wird vervollständigt, indem die Beziehungen zwischen den latenten Variablen und den beobachteten Indikatoren  $y_i$  ( $i = 1, \dots, k$ ) spezifiziert werden:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{falls } \eta_i > 0 \\ 0 & \text{falls } \eta_i \leq 0 \end{cases}$$

Die Indikatoren der Disposition der Frau und des Mannes liegen als binäre Variablen (1 = Kinderwunsch vorhanden und 0 = kein Kinderwunsch vorhanden) vor.

Das Modell weist erhebliche Identifikationsprobleme auf. Die Parameter der reduzierten Form sind nur bis auf einen Skalar identifiziert. Das bedeutet, dass die Parameter über die einzelnen Gleichungen nicht miteinander verglichen werden können. Damit ist zum Beispiel unklar, ob der Einfluss der exogenen Variablen der Frau höher ist als der des Mannes. Des Weiteren ist die Einhaltung der Restriktionen, dass die Parameter, die den relativen Einfluss eines Partners angeben, auch als relative Parameter interpretiert werden können, problematisch. Schätzbar sind lediglich die Relationen der Parameter zueinander. Eine erste Lösung des Problems ist die Einführung einer Diagonalmatrix  $\Lambda$ . Die identifizierten Parameter der reduzierten Form sind  $\delta^* = \Lambda\delta$ ,  $\Pi^* = \Lambda\Pi$ ,  $\Sigma^* = \Lambda\Sigma\Lambda$ , mit  $\text{diag}(\Sigma^*) = \mathbf{I}$ . Dies impliziert, dass die Strukturparameter nicht identifiziert werden können, lediglich  $\mu^* = \Lambda\mu$ ,  $\Gamma^* = \Lambda\Gamma$ ,  $B^* = \Lambda B\Lambda^{-1}$  und  $\Omega^* = \Lambda\Omega\Lambda$  sind identifiziert.

Die reduzierten Formparameter sind:

$$\begin{aligned} \delta^* &= \Lambda\delta = (I - B^*)^{-1} \mu^* \\ \Pi^* &= \Lambda\Pi = (I - B^*)^{-1} \Gamma^* \\ \Sigma^* &= \Lambda\Sigma\Lambda = (I - B^*)^{-1} \Omega^* (I - B^*)^{-1T} \end{aligned}$$

Durch Einsetzen erhält man:

$$\begin{aligned} \delta^* &= (I - \Lambda B\Lambda^{-1})^{-1} \Lambda\mu \\ \Pi^* &= (I - \Lambda B\Lambda^{-1})^{-1} \Lambda\Gamma \\ \Sigma^* &= (I - \Lambda B\Lambda^{-1})^{-1} \Lambda\Omega\Lambda(I - \Lambda B\Lambda^{-1})^{-1T} \end{aligned}$$

### Modellschätzung

Die einzelnen Parameter werden mit Hilfe eines dreistufigen Schätzverfahrens geschätzt. In einem ersten Schritt erfolgt die Parameterschätzung der unrestringierten reduzierten Form  $\tau$ ,  $\delta$ ,  $\Pi$  und  $\Sigma$  unter Anwendung der Maximum-Likelihood-Methode. In der zweiten Stufe wird die asymptotische Kovarianz-Matrix des Parametervektors der ersten Stufe geschätzt. Diese wird unter anderem für die dritte Stufe

als Gewichtungsmatrix benötigt. In der dritten Stufe wird der Vektor, der die Strukturparameter enthält, unter Verwendung der Minimum-Distanz-Methode geschätzt. Die notwendigen Berechnungen erfolgen in MECOSA 3.

### Anwendung auf Fertilitätsentscheidungen in Partnerschaften

Zur Illustration des Modells betrachten wir ein einfaches Modell mit zwei Wellen und drei endogenen und elf exogenen Variablen. Die Analyse basiert zunächst auf den ersten beiden Wellen 1988 und 1990 des Bamberger-Ehepaar-Panels<sup>1</sup>. Die Daten der ersten Welle enthalten Angaben zum Kinderwunsch sowie eine Reihe weiterer Eigenschaften beider Partner. Aus der zweiten Welle resultiert die Angabe, ob die Frau seit der letzten Befragung ein Kind bekommen hat oder derzeit schwanger ist. Die Analyse basiert auf 836 Paaren. Paare, die fehlende Werte bei mindestens einer Variablen aufwiesen, wurden aus den Analysen ausgeschlossen.

---

<sup>1</sup> Das Bamberger-Ehepaar-Panel ist eine vom Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend finanzierte Untersuchung, die an der Sozialwissenschaftlichen Forschungsstelle der Universität Bamberg (SOFOS) unter der Leitung von L. A. Vaskovics durchgeführt wurde und eine soziologische Teilstudie des Gesamtprojekts »Optionen der Lebensgestaltung junger Ehen und Kinderwunsch« darstellt. Die fünfte Erhebungswelle wurde durch das Bayerische Staatsministerium für Arbeit und Sozialordnung, Familie und Frauen unterstützt. Die Datensätze wurden vom Staatsinstitut für Familienforschung an der Universität Bamberg (ifb) zu Forschungszwecken zur Verfügung gestellt.



### Auswahl der Modellvariablen

Die latenten Variablen und ihre Indikatoren sind:

- Die Disposition der Frau, ein Kind zu bekommen ( $\eta_1$ ), welche über den geäußerten Kinderwunsch ( $y_1$ ) in der ersten Welle 1988 indiziert wird (nein = 0, ja = 1).
- Die Disposition des Mannes gegenüber einem Kind ( $\eta_2$ ), welche über den geäußerten Kinderwunsch ( $y_2$ ) in der ersten Welle 1988 indiziert wird (nein = 0, ja = 1).
- Die Fertilitätsneigung des Paares ( $\eta_3$ ), welche über eine Schwangerschaft oder die Geburt eines Kindes ( $y_3$ ) zwischen der ersten und zweiten Welle (1990) indiziert wird (nein = 0, ja = 1).

Die exogenen Variablen sind:

- $x_1$ : Einstellung der Frau zu dem Nutzen von Kindern (1988):  
1 = stimme gar nicht zu bis 5 = stimme voll und ganz zu<sup>2</sup>
- $x_2$ : Einstellung des Mannes zu dem Nutzen von Kindern (1988)
- $x_3$ : Partnerschaftsdauer in Jahren vor Eintritt in die Ehe (1988)
- $x_4$ : Bildungsbeteiligung der Frau (1988):  
1 = in Ausbildung, 0 = nicht in Ausbildung
- $x_5$ : Bildungsbeteiligung des Mannes (1988)
- $x_6$ : Bildungsniveau der Frau (1988): 1 = Abitur/Hochschulreife, 0 = sonstiges
- $x_7$ : Bildungsniveau des Mannes (1988)
- $x_8$ : Berufstätigkeit der Frau (1988):  
1 = hauptberuflich erwerbstätig, 0 = sonstiges
- $x_9$ : Berufstätigkeit des Mannes (1988)
- $x_{10}$ : Fertilitätsverhalten der Herkunftsfamilie der Frau (1988):  
1 = Geschwister vorhanden, 0 = keine Geschwister vorhanden
- $x_{11}$ : Fertilitätsverhalten der Herkunftsfamilie des Mannes (1988)

---

<sup>2</sup> Es handelt sich hierbei um einen klassierten additiven Index bestehend aus folgenden fünf Items: 1. Kinder machen das Leben intensiver und erfüllter, 2. Kinder geben einem das Gefühl, gebraucht zu werden, 3. Kinder bringen einem Liebe und Zuneigung entgegen, 4. Kinder sind etwas, wofür es sich lohnt zu leben und zu arbeiten, 5. Kinder bringen die Partner einander näher. Diese wurden auf Basis einer obliquen explorativen Faktorenanalyse ausgewählt und bilden den psychisch-emotionalen Wert von Kindern ab.

## Spezifikation des inhaltlichen Modells

Das zu prüfende Entscheidungsmodell mit den zu schätzenden Parametern stellt sich graphisch wie folgt dar:

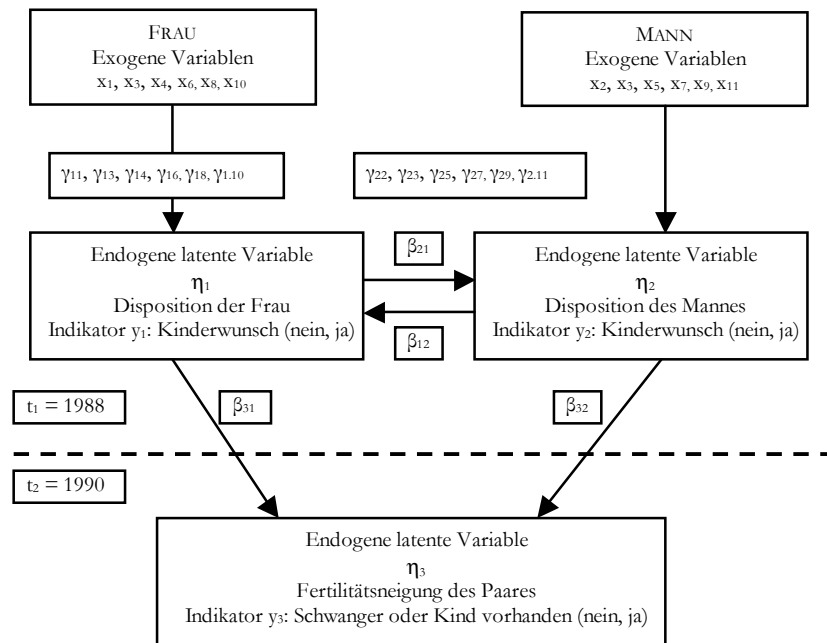


Abbildung 1: Adaption eines Entscheidungsmodells auf die Modellierung eines Entscheidungsprozesses zum Übergang in die erste Elternschaft

Auf der linken Seite der Abbildung sind die exogenen und endogenen Variablen der Frau und auf der rechten Seite die des Mannes angeordnet. Unten findet sich die Fertilitätsneigung des Paares. Die durch Pfeile verbundenen Variablen verdeutlichen das zu prüfende theoretische Modell. Die exogenen Variablen weisen jeweils einen direkten Einfluss auf die endogenen latenten Variablen  $\eta_1$  (Disposition der Frau) und  $\eta_2$  (Disposition des Mannes) auf. Dieser Zusammenhang wird durch die Parameter in  $\Gamma$  repräsentiert. Die Variable »Partnerschaftsdauer« ist ein Merkmal, das einen Einfluss auf die Dispositionen beider Partner hat und die Beeinflussung der Disposition des anderen Partners erlaubt. Des Weiteren ist der mögliche Zusammenhang zwischen den endogenen latenten Variablen  $\eta_1$ ,  $\eta_2$  und  $\eta_3$  abgebildet. Die Koeffizienten  $\beta_{21}$  und  $\beta_{12}$  repräsentieren den wechselseitigen Einfluss zwischen der

Disposition der Frau und der Disposition des Mannes. Da in diesem Fall die Disposition des Paares nur zu einem Zeitpunkt erfasst wurde, kann hier auch streng genommen nur der Zusammenhang interpretiert werden. Die Parameter  $\beta_{31}$  und  $\beta_{32}$  zeigen den Einfluss der Disposition der Frau bzw. des Mannes auf die Fertilitätsneigung des Paares ( $\gamma_3$ ) an. Die exogenen Variablen weisen damit einen indirekten Einfluss auf die Familiengründungsbereitschaft des Paares und auf die Disposition des jeweils anderen Partners auf – vermittelt über die Dispositionen beider Partner.

Folgende Hypothesen bzw. Modellrestriktionen werden geprüft:

- Hypothese (a): Die Effekte der exogenen Variablen auf die jeweilige Disposition der Partner sind bei Männern und Frauen identisch:  
 $\gamma_{11} = \gamma_{22}, \gamma_{13} = \gamma_{23}, \gamma_{14} = \gamma_{25}, \gamma_{16} = \gamma_{27}, \gamma_{18} = \gamma_{29}, \gamma_{1,10} = \gamma_{2,11}$ .
- Hypothese (b): Die Disposition des Mannes beeinflusst nicht die Disposition der Frau und/oder die Disposition der Frau beeinflusst nicht die Disposition des Mannes:  $\beta_{12} = 0$  und/oder  $\beta_{21} = 0$ .
- Hypothese (c): Der Einfluss der Disposition der Frau auf die Disposition des Mannes entspricht dem Einfluss der Disposition des Mannes auf die Disposition der Frau und ist ungleich Null:  $\beta_{12} = \beta_{21} \neq 0$ .
- Hypothese (d): Die Disposition der Frau beeinflusst nicht die (spätere) Fertilitätsentscheidung des Paares:  $\beta_{31} = 0$ .
- Hypothese (e): Die Disposition des Mannes beeinflusst nicht die (spätere) Fertilitätsentscheidung des Paares:  $\beta_{32} = 0$ .
- Hypothese (f): Die Disposition des Mannes und die Disposition der Frau beeinflussen die (spätere) Fertilitätsentscheidung des Paares gleichwertig:  $\beta_{31} = \beta_{32}$ .

## Interpretation der Ergebnisse

Es werden insgesamt 13 Modelltests durchgeführt. Zunächst erfolgt eine Schätzung des allgemeinen Modells (G) und des nicht-linearen Modells (N). Die Modelle RN 1 bis RN 11 stellen restriktivere nicht-lineare Modelle dar, denn in ihnen sind weitere unterschiedliche Proportionalitätsrestriktionen formuliert. Die Hypothese (b) wird durch die ersten drei Modelle RN 1 bis RN 3 und (c) durch RN 4 in Tabelle 1 abgebildet. RN 5 und RN 6 stellen die Hypothesentests für (d) und (e) dar. Hypothese (f) spiegelt sich im Modell RN 10 wider. Darauf aufbauende Modelle mit erweiterten Proportionalitätsrestriktionen finden sich in RN 7 bis RN 9 und RN 11.

Restriktionen	Modell	$\chi^2$	df	$\hat{\lambda}$	s.e.	$R^2$
	G	48,55	17			
	N	53,58	22	2,03	(0,48)	0,333
$\beta_{12}^* = \beta_{21}^* = 0$	RN 1	160,71	24	1,29	(0,21)	0,220
$\beta_{12}^* = 0$	RN 2	55,84	23	2,46	(0,57)	0,312
$\beta_{21}^* = 0$	RN 3	84,05	23	1,07	(0,20)	0,301
$\beta_{12}^* = \lambda^2 \beta_{21}^*$	RN 4	61,62	23	1,22	(0,13)	0,327
$\beta_{31}^* = 0$	RN 5	55,15	23	2,14	(0,49)	0,323
$\beta_{32}^* = 0$	RN 6	57,62	23	1,96	(0,48)	0,341
$\beta_{31}^* = \beta_{32}^* = 0$	RN 7	133,49	24	1,66	(0,46)	0,212
$\beta_{12}^* = \beta_{21}^* = \beta_{31}^* = 0$	RN 8	181,25	25	0,94	(0,16)	0,143
$\beta_{12}^* = \beta_{21}^* = \beta_{32}^* = 0$	RN 9	170,64	25	1,67	(0,31)	0,236
$\beta_{32}^* = \lambda \beta_{31}^*$	RN 10	53,60	23	2,03	(0,48)	0,332
$\beta_{12}^* = \lambda^2 \beta_{21}^*, \beta_{32}^* = \lambda \beta_{31}^*$	RN 11	62,96	24	1,14	(0,11)	0,318

Tabelle 1:  $\chi^2$ -Wert, Freiheitsgrade,  $\hat{\lambda}$ -Wert und  $R^2$

Die in der Tabelle 1 aufgeführte  $\chi^2$ -Teststatistik mit der diesbezüglichen Anzahl der Freiheitsgrade (df) gibt Aufschluss über die Güte der Modellanpassung. Der Vergleich eines Modells mit einem restriktiveren Modell ermöglicht die Annahme bzw. Ablehnung dieses Modells. Es wird abgelehnt, falls bei dem restriktiveren Modell ein besserer Modellfit vorliegt. Daneben finden sich für jedes Modell die Anzahl der Freiheitsgrade (df), die sich aus der Differenz zwischen der Anzahl der geschätzten Parameter der reduzierten Form und der geschätzten, linear unabhängigen Strukturparameter ergibt. Des Weiteren sind für die nicht-linearen Modelle der Proportionalitätsfaktor  $\lambda$  und sein asymptotischer Standardfehler aufgeführt. Es zeigt sich, dass die Schätzung für  $\lambda$  durchweg auf dem 5 %-Niveau signifikant ist. Ausgewiesen ist ebenfalls  $R^2$ , der den Anteil der erklärten Varianz der endogenen Variablen widerspiegelt. Die Inspektion der  $\chi^2$ -Teststatistik, des  $\chi^2$ -Differenztests und der  $R^2$ -Statistik kommt zu dem Ergebnis, dass RN 10 den besten Modellfit und den höchsten Varianzerklärungsanteil aufweist.

Tabelle 2 gibt nun Aufschluss über die vom Programm vorgenommenen Parameterschätzungen des Modells RN 10. Das Modell beinhaltet Parameterrestriktionen bezüglich B und  $\Gamma$ . Daraus kann inhaltlich geschlussfolgert werden, dass (1) die Disposition des Mannes ( $\beta_{32}^*$ ) und die Disposition der Frau ( $\beta_{31}^*$ ) die Fertilitätsentscheidung des Paares gleichwertig beeinflussen und (2) die Effekte der exogenen Variablen ( $\Gamma$ -Parameter) auf die jeweilige Disposition von Mann und Frau sich nicht signifikant voneinander unterscheiden.

Parameterbeschreibung	Parameter	Parameterschätzung	s.e.
Proportionalitätsfaktor	$\lambda$	2,03	(0,477)
Gleichung »Disposition der Frau«			
Konstante	$\mu_1^*$	0,136	(0,473)
Einstellung der Frau zu dem Nutzen von Kindern	$\gamma_{11}^*$	$\lambda\gamma_{22}^* = 0,435$	
Partnerschaftsdauer	$\gamma_{13}^*$	$\lambda\gamma_{23}^* = -0,028$	
Bildungsbeteiligung der Frau	$\gamma_{14}^*$	$\lambda\gamma_{25}^* = -0,340$	
Bildungsniveau der Frau	$\gamma_{16}^*$	$\lambda\gamma_{27}^* = 0,047$	
Berufstätigkeit der Frau	$\gamma_{18}^*$	$\lambda\gamma_{29}^* = -0,173$	
Fertilitätsverhalten der Herkunftsfamilie der Frau	$\gamma_{1.10}^*$	$\lambda\gamma_{2.11}^* = 0,271$	
Disposition des Mannes	$\beta_{12}^*$	0,251	(0,136)

Gleichung »Disposition des Mannes«			
Konstante	$\mu_2^*$	0,041	(0,247)
Einstellung des Mannes zu dem Nutzen von Kindern	$\gamma_{22}^*$	0,214	(0,043)
Partnerschaftsdauer	$\gamma_{23}^*$	-0,014	(0,013)
Bildungsbeteiligung des Mannes	$\gamma_{25}^*$	-0,167	(0,077)
Bildungsniveau des Mannes	$\gamma_{27}^*$	0,023	(0,047)
Berufstätigkeit des Mannes	$\gamma_{29}^*$	-0,086	(0,068)
Fertilitätsverhalten der Herkunftsfamilie des Mannes	$\gamma_{2,11}^*$	0,134	(0,072)
Disposition der Frau	$\beta_{21}^*$	0,545	(0,070)
Gleichung »Fertilitätsneigung des Paares«			
Konstante	$\mu_3^*$	-0,671	(0,081)
Disposition der Frau	$\beta_{31}^*$	0,158	(0,027)
Disposition des Mannes	$\beta_{32}^*$	$\lambda\beta_{31}^* = 0,321$	
Kovarianzen			
	$\omega_{11}^*$	0,711	
	$\omega_{12}^*$	0,000	
	$\omega_{13}^*$	0,000	
	$\omega_{22}^*$	0,534	
	$\omega_{23}^*$	0,000	
	$\omega_{33}^*$	0,800	

Tabelle 2: Parameterschätzung des Modells RN 10

Die meisten Parameterschätzungen unterscheiden sich mindestens auf dem 5 %-Niveau signifikant von Null. Ausnahmen stellen die Parameter  $\mu_1^*$ ,  $\mu_2^*$ ,  $\gamma_{23}^*$ ,  $\gamma_{27}^*$  und  $\gamma_{29}^*$  dar. Diese beziehen sich auf den Einfluss der Partnerschaftsdauer, des Bildungsniveaus und der Berufstätigkeit auf die Dispositionen.

Die geschätzten Parameter in B, die den direkten Einfluss der endogenen Variablen aufeinander wiedergeben, zeigen folgendes Bild: Die Dispositionen der Partner beeinflussen sich wechselseitig positiv, wobei die Disposition der Frau ( $\beta_{21}^*$ ) einen stärkeren Einfluss auf die Disposition des Mannes ( $\beta_{12}^*$ ) hat als umgekehrt. Des Weiteren haben die Dispositionen beider Partner ( $\beta_{32}^*$  und  $\beta_{31}^*$ ) einen gleich starken Einfluss auf die Fertilitätsentscheidung des Paares.

Die Parameter in  $\Gamma$ , die den direkten Einfluss der exogenen Variablen auf die jeweiligen Dispositionen wiedergeben, zeigen für beide Partner ein hinsichtlich der Einflussrichtung einheitliches Bild. Die Einstellung zu dem Nutzen von Kindern<sup>3</sup>, das Bildungsniveau und das Fertilitätsverhalten der Herkunftsfamilie weisen einen positiven Einfluss auf die Dispositionen beider Partner auf. Daraus kann inhaltlich geschlussfolgert werden, dass mit steigender Nutzenerwartung von Kindern die Disposition (Kinderwunsch) steigt. Mit höheren Bildungsabschlüssen steigen ebenfalls die Dispositionen beider Partner, allerdings erweisen sich die Effekte ( $\gamma_{16}^*$  und  $\gamma_{27}^*$ ) als sehr niedrig. Das Bildungsniveau trägt damit kaum zur Erklärung von Fertilitätsentscheidungen bei. Das Fertilitätsverhalten der Herkunftsfamilie weist dagegen einen eindeutig dispositionsfördernden Effekt auf. Mit Geschwistern aufgewachsen zu sein, begünstigt eine familienorientierte Haltung. Dem gegenüber üben die Partnerschaftsdauer, die Bildungsbeteiligung und die Berufstätigkeit einen negativen Einfluss aus. Es zeigt sich die Tendenz, dass mit zunehmender Partnerschaftsdauer vor Eintritt in die Ehe die Disposition auf einem niedrigen Niveau verharrt. Paare, die sich trotz langjähriger stabiler Beziehung nicht für eine Familiengründung entschieden haben, weisen nach Eheschließung weiterhin eine reduzierte Familiengründungsbereitschaft auf. Allerdings erweisen sich auch hier die Effekte ( $\gamma_{13}^*$  und  $\gamma_{23}^*$ ) als sehr niedrig. Des Weiteren zeigt sich für beide Partner, wie theoretisch angenommen und aus vielen empirischen Untersuchungen bereits bestätigt, ein negativer Institutioneneffekt bzw. Bildungsbeteiligungseffekt. Noch im Aus- und Weiterbildungssystem verankert zu sein, reduziert eindeutig den Kinderwunsch ( $\gamma_{14}^*$  und  $\gamma_{25}^*$ ). Damit kann eindeutig ein Institutioneneffekt (bzw. Aufschubeffekt) nachgewiesen werden, der wesentlich bedeutsamer ist als der Bildungsniveaufeffekt. Die Berufstätigkeit ist ebenfalls für die Dispositionen beider Partner von Bedeutung ( $\gamma_{18}^*$  und  $\gamma_{29}^*$ ). Frauen und Männer, die hauptberuflich erwerbstätig sind, weisen einen reduzierten Kinderwunsch auf.

<sup>3</sup> Damit ist implizit der Value of Children-Ansatz angesprochen und insbesondere der psychisch-emotionale Wert von Kindern.

Als zentrales Ergebnis kann insgesamt festgehalten werden, dass die im Modell berücksichtigten exogenen Variablen im selben Ausmaß die Disposition des Mannes als die Disposition der Frau bestimmen. Darüber hinaus hat die Disposition der Frau einen wesentlich stärkeren Einfluss auf die Disposition des Mannes als umgekehrt. Die Frau nimmt damit einen dominanteren Stellenwert im Annäherungs- bzw. Aushandlungsprozess ein. Allerdings haben die Dispositionen beider Partner einen gleich starken Effekt auf die Fertilitätsentscheidung des Paares. Das Modell spiegelt damit einen paritätischen Entscheidungsverlauf wider.

## Resümee

Es wurde nun eine erste Spezifikation zur Modellierung des Familiengründungsprozesses im partnerschaftlichen Kontext mit zwei Erhebungszeitpunkten gebildet. Das nicht-lineare simultane Probit-Modell ermöglicht dabei die Berücksichtigung des Einflusses der Disposition der Frau und des Mannes aufeinander und des relativen Einflusses beider Partner auf die Entscheidung. Darüber hinaus sind die Dispositionen der Partner jeweils eine Funktion erklärender Variablen, die Auskunft über Eigenschaften der Partner und Lebenssituationen geben.

Dieses Modell, das als Ausgangsbasis zur Modellierung eines Entscheidungsprozesses mit Längsschnittdaten auf Paarebene dient, soll in verschiedener Weise verfeinert und verallgemeinert werden. Eine zukünftige Modell-Erweiterung soll dahingehend erfolgen, dass Entscheidungsprozesse mit mehr als zwei Akteuren (Multi-Actor-Design), multiple Entscheidungsprozesse (Multi-Decision-Design) und Paneldaten mit mehr als zwei Wellen (Multi-Wave-Design) analysiert werden können. Relevant wird die Untersuchung multipler Entscheidungsprozesse im partnerschaftlichen Kontext dann, wenn man beispielsweise die Analyse des generativen Verhaltens mit dem Aspekt der Vereinbarkeit von Beruf und Familie verknüpft. Unter welchen Bedingungen folgen Paare dem traditionellen male-breadwinner-Modell oder einer paritätischen Aufgabenallokation im Kontext der Familiengründung und -erweiterung? Ein Multi-Actor-Design kann dazu eingesetzt werden, um der Frage nachzugehen, inwieweit die Geburt eines (ersten) Kindes die Entscheidung für oder gegen ein weiteres Kind mit beeinflusst. Des Weiteren soll das Modell zeitlich erweitert werden, so dass der Abstimmungsprozess sowie der soziale Prozess, in dem die Entscheidung stattgefunden hat und der zu der Entscheidung mit beigetragen hat, berücksichtigt werden kann. Dazu müssen Paneldaten, die mehr als zwei Wellen umfassen, in das Modell integriert werden.



## Literatur

- Barmby, Tim/Cigno, Alessandro (1990), »A Sequential Probability Model of Fertility Patterns«, *Journal of Population Economics*, Jg. 3, H. 1, S. 31–51.
- Beckman, Linda J./Aizenberg, Ronda/Forsythe, Alan B. u.a. (1983), »A Theoretical Analysis of Antecedents of Young Couples' Fertility Decisions«, *Demography*, Jg. 20, S. 519–533.
- Brüderl, Josef/Klein, Thomas (1993), »Bildung und Familiengründungsprozeß deutscher Frauen: Humankapital- und Institutioneneffekt«, in: Diekmann, Andreas/Weick, Stefan (Hg.), *Der Familienzyklus als sozialer Prozeß: Bevölkerungssoziologische Untersuchungen mit den Methoden der Ereignisanalyse*, Berlin, S. 194–215.
- Caudill, Steven B./Mixon, Franklin G. (1995), »Modeling Household Fertility Decisions: Estimation and Testing of Censored Regression Models for Count Data«, *Empirical Economics*, Jg. 20, H. 2, S. 183–216.
- Corijn, Martine/Liefbroer, Aart C./de Jong Gierveld, Jenny (1996), »It Takes Two to Tango, Doesn't It? The Influence of Couple Characteristics on the Timing of the Birth of the First Child«, *Journal of Marriage and the Family*, Jg. 58, H. 1, S. 117–126.
- King, Gary (1989), »Variance Specification in Event Count Models: From Restrictive Assumptions to a Generalized Estimator«, *American Journal of Political Science*, Jg. 33, H. 3, S. 762–784.
- Klein, Thomas (2003), »Die Geburt von Kindern aus paarbezogener Perspektive«, *Zeitschrift für Soziologie*, Jg. 32, H. 6, S. 506–527.
- Kurz, Karin (2005), »Die Familiengründung von Männern im Partnerschaftskontext. Eine Längsschnittdanalyse zur Wirkung von Arbeitsmarktunsicherheiten«, in: Tölke, Angelika/Hank, Karsten (Hg.), *Männer – Das »vernachlässigte« Geschlecht in der Familienforschung*, Wiesbaden, S. 178–197.
- Schaeper, Hildegard/Kühn, Thomas (2000), »Zur Rationalität familialer Entscheidungsprozesse am Beispiel des Zusammenhangs zwischen Berufsbiographie und Familiengründung«, in: Heinz, Walter R. (Hg.), *Übergänge – Individualisierung, Flexibilisierung und Institutionalisierung des Lebensverlaufs*, Weinheim, S. 124–145.
- Schmitt, Christian (2004), »Kinderlose Männer in Deutschland – Eine sozialstrukturelle Bestimmung auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP)«, *DIW-Materialien*, Nr. 34.
- Sobel, Michael E./Arminger, Gerhard (1992), »Modeling Household Fertility Decisions: A Non-linear Simultaneous Probit Model«, *Journal of the American Statistical Association*, Jg. 87, H. 417, S. 38–47.
- Tölke, Angelika/Diewald, Martin (2003), »Berufsbiographische Unsicherheiten und der Übergang zur Elternschaft bei Männern«, in: Bien, Walter/Marbach, Jan H. (Hg.), *Partnerschaft und Familiengründung. Ergebnisse der dritten Welle des Familiensurvey*, Opladen, S. 349–384.
- Winkelmann, Rainer/Zimmermann, Klaus F. (1994), »Count Data Models for Demographic Data«, *Mathematical Population Studies*, Jg. 4, H. 3, S. 205–221.