

Dynamische Prozesse in stabilen Partnerschaften: Multivariate Analysen mit Daten aus einem 25-Jahres-Längsschnitt

Horst Gräser, Christoph Lux & Johan H. L. Oud

Zusammenfassung

Dynamische Prozesse zwischen langjährig verheirateten Eheleuten des mittleren bis höheren Erwachsenenalters wurden anhand der Daten aus einer Längsschnitterhebung über 25 Jahre untersucht. Die multivariate Analyse wurde mittels Strukturgleichungsmodellen durchgeführt. Einerseits wurde an einer Teilstichprobe von 215 Paaren über 14 Jahre ein bedingtes lineares Trajektorienmodell untersucht. Der Verlauf der Ehezufriedenheit war vom Altersunterschied im Paar und dem Neurotizismus der Partner, vor allem aber vom gegenseitigen Änderungswunsch und der gegenseitigen Unterstützung sowie den Änderungen in diesen Bereichen abhängig. An Teilstichproben zwischen 222 und 247 Paaren über zwölf Jahre wurden andererseits auch Beziehungen zwischen Ehezufriedenheit und Kohäsion herausgearbeitet. Dazu wurden zeitkontinuierliche Zwei-Variablen-Modelle mit der Zufriedenheit beider Partner, der Kohäsion beider Partner sowie der Zufriedenheit eines Partners und der Kohäsion des anderen Partners verwendet sowie auch ein Vier-Variablen-Modell mit der Zufriedenheit und der Kohäsion von beiden, also von Partner und Partnerin. Sowohl Zufriedenheit als auch Kohäsion waren für beide Geschlechter sehr stabil. Gleichwohl ergaben sich für die beiden Geschlechter teilweise auch unterschiedliche dynamische Zusammenhänge von Zufriedenheit und Kohäsion. Die Ergebnisse werden mit Bezug auf die Bedeutung für die Partnerschaftsforschung und die Analysestrategien diskutiert.

Schlüsselwörter: Längsschnittdaten, Partnerschaftsforschung, lineare Trajektorien, zeitkontinuierliche Modelle, Strukturgleichungsmodelle

Dynamic processes in stable marriages: Multivariate analyses with longitudinal data of a period of 25 years

Abstract

Dynamic processes in long term marriages in middle and later adulthood were studied in longitudinal data over a period of 25 years. Multivariate analyses used structural equation models. First a conditional linear trajectory model was used with a sample of 215 marriages over 14 years. Linear trajectories of marital satisfaction were dependent on the age difference and the neuroticism of partners, but more so on the wish for positive change of the partner's behavior and support in striving for important life goals received from the partner and given to him or her. Change in the latter two variables had also a substantial effect on the course of marital satisfaction. In samples between 222 and 247 marriages over 12 years we

also studied marital satisfaction and cohesion in their dynamic interplay. We used time continuous models with the marital satisfaction of both partners, with the cohesion of both partners and the satisfaction of one and the cohesion of the other partner in two-variable models together with satisfaction and cohesion from both partners in a four-variable model. Satisfaction and cohesion both were highly stable. Nevertheless different dynamic effects between cohesion and satisfaction were found for husbands and wives. The significance of results for marriage research and the appropriateness of analysis strategies are discussed.

Keywords: longitudinal data, marriage research, linear trajectories, time continuous models, structural equation models

1 Problem

Langjährige Partnerschaften erscheinen auf den ersten Blick aufgrund ihres langen Bestehens als stabile Systeme. Daraus darf allerdings nicht geschlossen werden, eine Binnendynamik solcher Systeme sei nicht vorhanden oder doch zu vernachlässigen. Phänotypische Stabilität kann auch das Ergebnis langfristiger Entwicklungs- und Regulationsdynamiken sein, die Stabilität eventuell erst ermöglichen. Beispiele dafür sind etwa die Stabilität der Intelligenz im Erwachsenenalter, die durch die Dynamik von fluider und kristalliner Intelligenz ermöglicht wird („Investmenttheorie“, siehe z.B. Cattell, 1971), sowie die Stabilität der Zufriedenheit im höheren Lebensalter, die durch die Dynamik von assimilativen und akkommodativen Prozessen erklärt werden kann („Zwei-Prozess-Modell“, siehe z.B. Brandtstädter, 2007). Zur Dynamik in scheiternden Partnerschaften gibt es inzwischen weitgehend akzeptierte Modellvorstellungen (siehe z.B. das Modell der „vier apokalyptischen Reiter“ nach Gottman, 1994). Die Dynamik langjährig stabiler Partnerschaften wurde bisher allenfalls aus klinischer Perspektive erkundet (z.B. Schnarch, 2006; Willi, 1991), jedoch kaum anhand empirischer Daten erforscht. Da wir die Daten aus einer 25 Jahre umfassenden Längsschnittuntersuchung zur „Entwicklung und Stabilität ehelicher Partnerschaften“ zur Verfügung hatten, konnten wir die Frage nach der Dynamik untersuchen, die sich unter der Oberfläche phänotypischer Stabilität in Partnerschaften verbirgt.¹ Mit der Analyse von Paaren als Beobachtungseinheiten unterscheidet sich der vorliegende Ansatz in einem wesentlichen Punkt von den schon publizierten Analysen einzelner Personen als Beobachtungseinheiten aus der gleichen Längsschnitterhebung (siehe Brandtstädter & Felser, 2003; Gräser, Brandtstädter & Felser, 2001).

2 Methode

Die längsschnittliche Datenerhebung begann im Oktober 1983. Die letzte Datenerhebung fand im Juli 2008 statt. Die Ausgangsstichprobe umfasste 652 Ehepaare und insgesamt 1341 Teilnehmer bzw. Teilnehmerinnen (siehe Tabelle 1).

¹ Wir danken Herrn Prof. Dr. Jochen Brandtstädter für die Überlassung der Daten aus seinem Forschungsprojekt.

Tabelle 1

Übersicht zu den sechs Messzeitpunkten

Messzeitpunkt	Jahr	Längsschnittintervall in Jahren	Differenz zum vorherigen Messzeitpunkt in Jahren	Anzahl der Teilnehmer N
1	1983	0	0	1341
2	1985	2	2	1056
3	1987	4	2	947
4	1991	8	4	819
5	1997	14	6	816
6	2008	25	11	245

Den Teilnehmern bzw. Teilnehmerinnen wurde ein umfangreicher Fragebogen zu demografischen Variablen, zu persönlichen Zielen und Wertorientierungen, zu Gefühlen im Hinblick auf das vergangene und zukünftige Leben, zur Verhaltensorientierung, zur Partnerschaft, zu Vorstellungen über gelingende Partnerschaft, zur Lebenszufriedenheit, zum Umgang mit Problemen, zur Einschätzung eigener Handlungsmöglichkeiten und zum Selbstbild vorgelegt. Die Rücksendung des ausgefüllten Fragebogens wurde für die ersten fünf Messzeitpunkte jeweils mit 50 DM honoriert, für den letzten Messzeitpunkt wurde kein Honorar gezahlt.

In den hier berichteten Analysen wurde nur eine kleine Auswahl aus dem erhobenen Variablenatz verwendet. Im Folgenden werden diese ausgewählten Variablen vorgestellt:

Der *Altersunterschied* im Paar wurde als Differenz Alter des Mannes minus Alter der Frau berechnet. Im Datensatz war die maximale Altersdifferenz neun Jahre zugunsten des Mannes bzw. acht Jahre zugunsten der Frau bei einer mittleren Altersdifferenz von genau zwei Jahren zugunsten der Männer und einer Streuung von 2,8 Jahren.

Die *Ehedauer* wurde im Fragebogen erfasst mit der Frage: „Seit wann leben Sie mit dem jetzigen Partner zusammen?“ Im Datensatz war das durchschnittliche Alter zu Beginn der Erhebung 44,3 Jahre mit einer Streuung von 8,8 Jahren, die durchschnittliche Ehedauer war zu Beginn der Erhebung schon 19,6 Jahre mit einer Streuung von 8,9 Jahren.

Ehezufriedenheit wurde mit der Dyadic Adjustment Scale nach Spanier (1976) erfasst. Allerdings wurden im Unterschied zum Original siebenstufige Skalen verwendet, so dass die Rohwerte mit der Originalskala nicht unmittelbar verglichen werden können. Beispielitems: „Wie oft denken Sie im Allgemeinen, dass die Dinge zwischen Ihnen und Ihrem Partner zum Guten stehen?“ und „Wie glücklich fühlen Sie sich in der Beziehung zu Ihrem Partner?“

Kohäsion wurde ebenfalls mit den Items der Dyadic Adjustment Scale erfasst. Beispielitems: „Wie oft kommt es vor, dass Sie und Ihr Partner ruhig miteinander über etwas diskutieren?“ und „Wie oft kommt es vor, dass Sie und Ihr Partner an einem Vorhaben zusammenarbeiten?“ Kohäsion wird oft als „emotionaler Zusammenhalt“ im Paar beschrieben. Wie die hier vorgestellten Beispiele aus der Dyadic Adjustment Scale zeigen, wird in den Items jedoch eher die Häufigkeit des koordinierten gemeinsamen Tuns erfasst. Wir kommen auf diesen Punkt in der Diskussion zurück.

Neurotizismus wurde über die Items des Freiburger Persönlichkeitsinventars erfasst.

Partnerschaftliche *Unterstützung* wurde erfasst, indem für eine Liste von 17 persönlichen Zielen (Beispiele: „berufliche Tüchtigkeit, beruflicher Erfolg“ und „befriedigende Freundschaftsbeziehungen, soziale Integration“) erfragt wurde, inwiefern man eine Behinderung bzw. Unterstützung bezüglich des Strebens nach diesem Ziel durch den Partner oder die Partnerin erfährt (17-stufige Skala von -8 „sehr behindert“ über 0 bis +8 „sehr unterstützt“). Diese Einschätzungen wurden mit der persönlichen Wichtigkeit der jeweiligen Ziele multipliziert (neunstufige Skala von „nicht wichtig“ bis „extrem wichtig“), so dass die resultierende gewichtete Summe widerspiegelt, inwiefern sich die Person durch ihren Partner oder ihre Partnerin in den für sie wichtigen persönlichen Zielen behindert bzw. unterstützt fühlt.

Der *Änderungswunsch* an den Partner bzw. an die Partnerin wurde für 32 Verhaltensweisen über eine neunstufige Skala erfasst, auf der man eintragen sollte, wie stark man sich wünscht, dass der Partner bzw. die Partnerin in Zukunft eine bestimmte Verhaltensweise in stärkerem Maße zeigt. Beispiele: „nicht nachtragend sein“, „Gefühle offen und unbefangen äußern“ und „gelassen bleiben, wenn etwas nicht wunschgemäß läuft“. Die Summe spiegelt den allgemeinen Änderungswunsch an den Partner bzw. die Partnerin wider.

Die erhobenen demografischen Daten, wie z.B. Schulbildung, Beruf und Einkommen, kennzeichnen die Stichprobe als überwiegend der Mittelschicht zugehörig. Die Paare wohnen überwiegend in der Stadt Trier oder ihrer Umgebung. Die Daten aus der letzten Erhebung 2008 belegen, dass in den elf Jahren seit der vorletzten Datenerhebung keine der hier analysierten Partnerschaften durch Trennung oder Scheidung beendet wurde.

3 Ergebnisse

3.1 Lineare Trajektorien

Die linearen Trajektorien für beide Partner wurden mit einem bedingten Strukturgleichungsmodell nach dem Schema der Abbildung 1 bestimmt, so dass die resultierenden linearen Trajektorien von externen Prädiktoren abhängig sind. Als Prädiktoren dienten die oben vorgestellten Variablen. Die Kohäsion wurde nicht als Prädiktor verwendet, weil sie dem Kriterium der Ehezufriedenheit zu ähnlich ist. Die Anfangswerte des Mannes und der Frau wurden als Prädiktoren für die Steigung ihrer linearen Trajektorien eingesetzt.

Die zeitlich nicht differentiell veränderlichen Variablen Altersunterschied und Ehedauer wurden als Prädiktoren für die Anfangswerte und die Steigungen verwendet. Beide sind für die Beobachtungseinheit eines Paares fest. Während der Altersunterschied im Paar bestehen bleibt, ändert sich zwar die Ehedauer mit fortschreitender Beobachtungszeit, sie ändert sich jedoch für beide Partner in gleicher Weise: nach zwei Jahren leben beide Partner zwei Jahre länger zusammen. Nicht veränderliche Variablen wie der Altersunterschied und veränderliche Variablen, die sich jedoch nicht differentiell verändern, können beide als Prädiktoren für die Anfangswerte *und* die Steigungen verwendet werden. In die Kategorie der veränderlichen, jedoch nicht differentiell veränderlichen Variablen würde z.B. auch das Alter der Teilnehmer bzw. Teilnehmerinnen gehören.

Die restlichen Variablen sind differentiell veränderlich, d.h., sie können sich für verschiedene Personen in unterschiedlicher Weise ändern. Solche Variablen können in verschiedener Weise in ein Modell eingefügt werden. Erstens können sie als zeitgleich mit dem Kriterium mitgeführte Prädiktoren für die gemessenen Variablen verwendet werden und auf diese Weise ihren Beitrag für die zu jeder Messung erklärte Varianz in der jeweiligen Kriteriumsvariablen leisten. Damit werden sie jedoch nur als Kovariate verwendet und nicht wirklich in die Modellstruktur eingebaut. Zweitens könnte man jede einzelne der differentiell veränderlichen Variablen als Trajektorie darstellen und dann ihre Interaktion mit den Kriterientrajektorien untersuchen. In das schon ziemlich komplexe Modell der beiden Trajektorien der Ehezufriedenheit in einem Paar auch noch mehrere weitere Trajektorien differentiell veränderlicher Prädiktoren einzubauen und deren Interaktionen untereinander und mit den Kriterientrajektorien darzustellen, stößt allerdings sehr schnell an technische Grenzen. Darum wurde hier ein anderer Weg eingeschlagen: die differentiell veränderlichen Prädiktoren wurden jeweils als Anfangswert

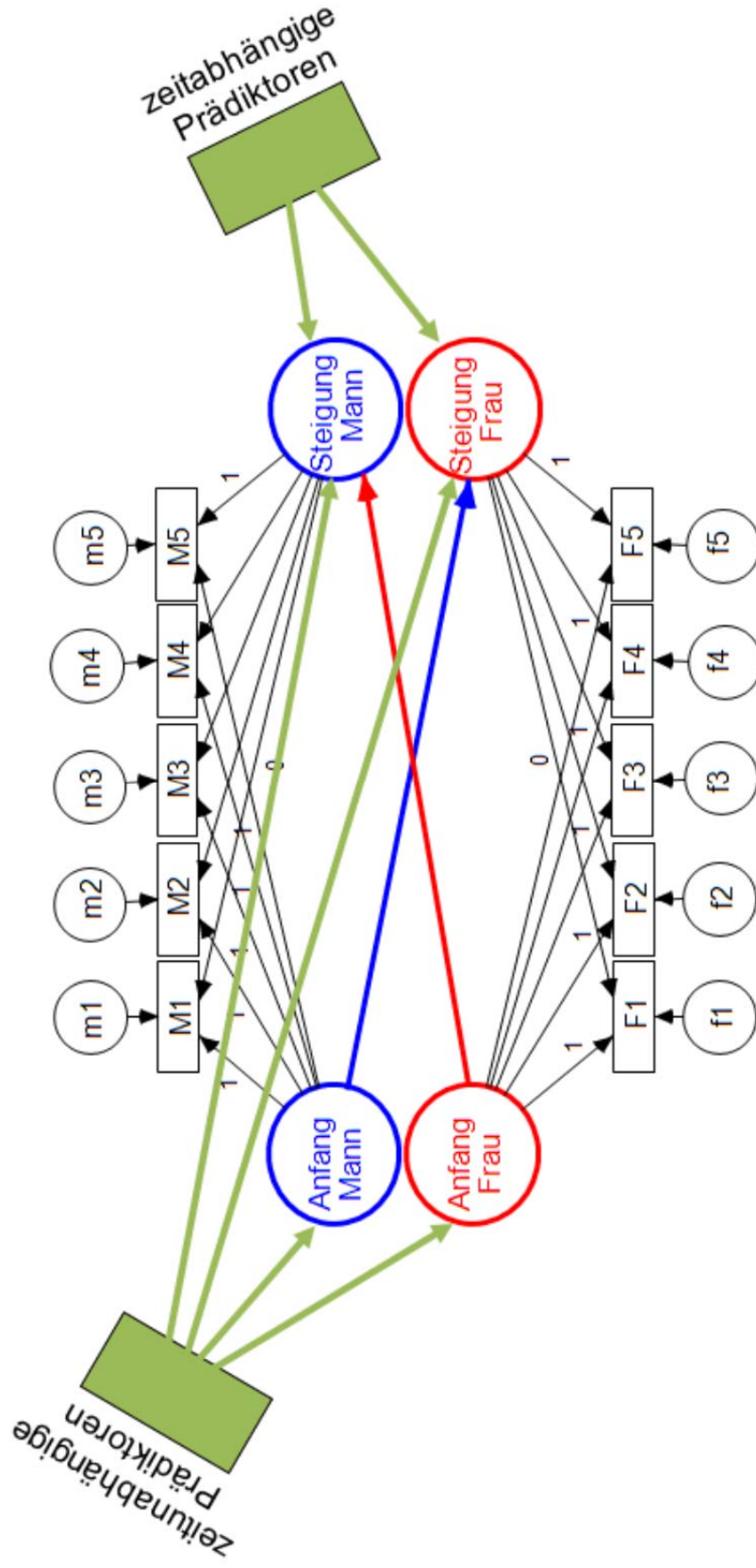


Abbildung 1: Schema eines Strukturgleichungsmodells für bedingte lineare Trajektorien eines Paares. In der Abbildung werden folgende Bestandteile des Modells nicht gezeigt: die Gleichungsfehler und ihre Korrelationen, die Korrelationen der Prädiktoren untereinander sowie die Korrelationen der Messfehler mit dem zeitgleichen Messfehler des anderen Partners. Die Gewichte für die Steigungen wurden zwischen 0 für die erste Messung und 1 für die letzte Messung auf zeitproportionale Werte zwischen 0 und 1 fixiert, die den bis zur jeweiligen Messung vergangenen Anteil an der gesamten Zeitstrecke des Längsschnitts ausmachen.

aus der ersten Messung und als Differenzwert letzte Messung minus erste Messung eingefügt. Dieses Verfahren ist allerdings nur sinnvoll, wenn die Veränderung im jeweiligen Prädiktor einigermaßen stetig ist. Der Differenzwert schätzt dann sozusagen die lineare Komponente in der Veränderung des Prädiktors. Ein Vorteil dieser Strategie besteht darin, dass der Beitrag des Differenzwertes in der Regressionsgleichung automatisch um den Beitrag des Anfangswertes bereinigt wird. Weil Differenzwerte die Information über die weitere Entwicklung nach dem Beginn der Datenerhebung enthalten, können sie nur für die Steigungskomponente verwendet werden. Eine Verwendung als Prädiktor für die Anfangswerte wäre zwar rechnerisch durchaus möglich, sie ist jedoch, weil die Zeit nicht rückwärts laufen kann und spätere Ereignisse frühere Ereignisse nicht vorhersagen können, aus logischen Gründen ausgeschlossen.

Der Altersunterschied zwischen Mann und Frau ist mit einem signifikanten leicht negativen Effekt sowohl auf den Anfangswert (-.16) als auch auf den Verlauf (-.18) der Ehezufriedenheit verbunden; ein überdurchschnittlich älterer Mann hat diesen Effekt auf den Anfangswert und den Verlauf der Ehezufriedenheit bei Frauen, jedoch bei Männern offenbar nur auf den Verlauf (insignifikante -.07 und signifikante -.23).

Die Ehedauer zeigt für Frauen einen negativen Effekt auf den Anfangswert (-.13), der sich jedoch beim Verlauf nicht wiederholt. Darin kommt zum Ausdruck, dass insbesondere Frauen mit ihrer Partnerschaft umso weniger zufrieden sind, je länger die Ehe dauert, und dass sich dieser Effekt im Lauf der Beziehungsgeschichte abflacht (siehe z.B. Gräser et al., 2001).

Beim Neurotizismus der Frau ist ein signifikanter negativer Effekt auf ihre Anfangszufriedenheit zu verzeichnen (-.21), eine Erhöhung ihres Neurotizismus hat darüber hinaus noch einen signifikanten negativen Effekt auf den Zufriedenheitsverlauf des Mannes (-.14).

Bei der Unterstützung ist ein deutliches komplementäres Muster zu erkennen: Vom Ehepartner Unterstützung in den Bereichen zu erhalten, die einem selbst sehr wichtig sind, wirkt sich auf die eigene Zufriedenheit günstig aus (signifikantes Regressionsgewicht von .39 bei Frauen und von .46 bei Männern). Den Ehepartner zu unterstützen hat für den Unterstützter selbst auch einen positiven Effekt (signifikantes Regressionsgewicht von .22 bei Frauen auf ihren Anfangswert und von .25 bei Männern auf den Verlauf ihrer Zufriedenheit). Die Erhöhung der Unterstützung hat auf den Verlauf der Ehezufriedenheit darüber hinaus noch einen positiven Effekt, der wiederum komplementär ausfällt: eine Erhöhung der Unterstützung durch ihre Frau hat für Männer auf den Verlauf ihrer Ehezufriedenheit ein signifikantes positives Re-

Tabelle 2

Bedingte lineare Trajektorien für Paare

	Frau		Mann	
	Anfang	Steigung	Anfang	Steigung
Prädiktoren				
Altersunterschied Mann minus Frau	-.16	-.18	-.07	-.23
Ehedauer	-.13	.16	-.04	.02
Neurotizismus der Frau	-.21	.02	-.11	-.11
Neurotizismus des Mannes	.00	.06	-.09	-.13
Unterstützung des Mannes durch die Frau	.22	.11	.46	.21
Unterstützung der Frau durch den Mann	.39	.21	.08	.25
Änderungswunsch der Frau an den Mann	-.17	-.05	-.07	-.04
Änderungswunsch des Mannes an die Frau	-.11	.13	-.11	.10
Δ Neurotizismus der Frau		-.10		-.14
Δ Neurotizismus des Mannes		.02		-.17
Δ Unterstützung des Mannes durch die Frau		.29		.57
Δ Unterstützung der Frau durch den Mann		.54		.11
Δ Änderungswunsch der Frau an den Mann		-.16		.01
Δ Änderungswunsch des Mannes an die Frau		.08		.02
Anfangszufriedenheit der Frau				-.52
Anfangszufriedenheit des Mannes		-.43		
R^2	.45	.72	.34	.60
Korrelationen zwischen Anfang und Steigung der Trajektorien				
Frau Anfang	1.00			
Frau Steigung	-.15	1.00		
Mann Anfang	.67		1.00	
Mann Steigung		.82	-.21	1.00
Chi ² = 187.278, df = 132, p = .001				
RMSEA = .044				
AIC = 571.278				

Anmerkung. Ein Δ vor dem Variablennamen bezeichnet die Differenzwerte letzter Messzeitpunkt minus erster Messzeitpunkt. Bei den Regressionsgewichten handelt es sich um die standardisierten Gewichte. Signifikante Gewichte und signifikante Korrelationen ($p < .05$) sind hervorgehoben. N = 215. Die Parameterschätzungen wurden mit Amos durchgeführt.

Regressionsgewicht von $.57$; eine Erhöhung der Unterstützung durch ihren Mann hat für Frauen ein entsprechendes signifikantes positives Regressionsgewicht von $.54$. Die Unterstützungserhöhung hat für den unterstützenden Partner selbst auch einen positiven Effekt auf den Verlauf der Ehezufriedenheit: die entsprechenden signifikanten Regressionsgewichte sind $.29$ für Frauen und $.11$ für Männer. Abbildung 2 verdeutlicht die differentiellen Trajektorien für die beiden Geschlechter in Abhängigkeit von der bezüglich der persönlich wichtigen Ziele vom Partner bzw. von der Partnerin erfahrenen Unterstützung. In Tabelle 2 stehen die standardisierten Regressionsgewichte. Die Trajektorien in Abbildung 2 wurden aber aus den unstandardisierten Regressionsgewichten sowie den Mittelwerten und Varianzen aller im Modell enthaltenen Variablen errechnet. So erklärt sich der Unterschied, dass das standardisierte Regressionsgewicht der Unterstützung durch ihren Mann bei Frauen mit $.39$ zwar etwas niedriger ausfällt als das standardisierte Regressionsgewicht der Unterstützung durch ihre Frau bei Männern mit $.46$, die resultierenden Trajektorien für jeweils eine Standardabweichung über bzw. unter der mittleren Unterstützung sich bei Frauen jedoch stärker unterscheiden als bei

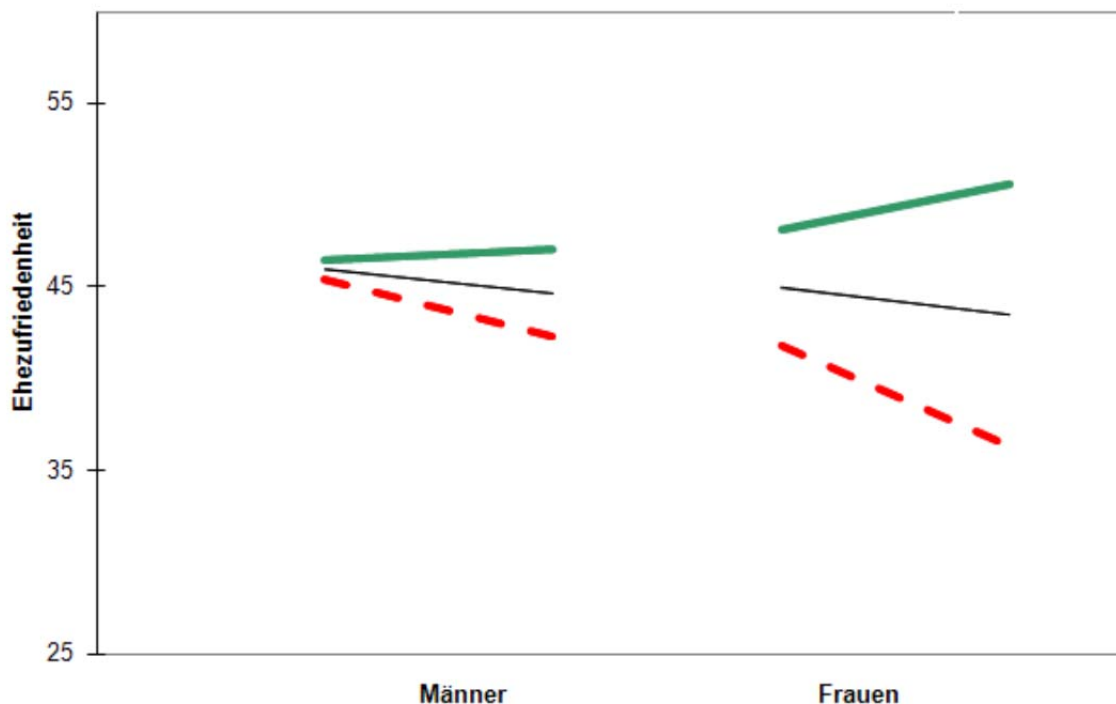


Abbildung 2: Gezeigt werden die nach den Parametern des linearen Modells errechneten linearen Trajektorien über die 14 Jahre von 1983 bis 1997. Grüne durchgezogene Linien: Ehezufriedenheit für Personen, die eine Standardabweichung über der mittleren erhaltenen Unterstützung liegen; rote gestrichelte Linien: Personen, die eine Standardabweichung unter der mittleren erhaltenen Unterstützung liegen. Dünne schwarze Linien: durchschnittlicher linearer Verlauf der Ehezufriedenheit.

Männern. Insoweit enthält Abbildung 2 eine realistischere Information über den Unterstützungseffekt als sie aus den standardisierten Regressionskoeffizienten in Tabelle 2 herausgelesen werden kann. Nimmt man als Prädiktoren für die Entwicklung der Ehezufriedenheit nicht nur die anfänglich vorhandene partnerschaftliche Unterstützung, sondern bezieht auch noch deren Verlauf mit ein (Regressionsgewichte von .54 für Frauen und .57 für Männer in Tabelle 2), so ergibt sich gegenüber den Trajektorien in Abbildung 2 ein noch deutlicher akzentuiertes Bild. Jedenfalls kann eine Unterstützung des Partners bzw. der Partnerin in den für ihn bzw. sie wichtigen Zielbereichen das statistisch normale Absinken der Ehezufriedenheit durchaus kompensieren und besonders bei Frauen sogar zu einer Erhöhung führen. Eine Verstärkung dieser Unterstützungsleistung im Verlauf der Ehe akzentuiert den positiven Effekt auf die Ehezufriedenheit, eine verstärkte Behinderung in der Verfolgung persönlicher Ziele akzentuiert allerdings auch die negativen Effekte.

Der Änderungswunsch an den Partner hat naturgemäß einen negativen Effekt auf die Zufriedenheit. Wer sich den anderen anders wünscht, als er ist, sollte aktuell eine gewisse Unzufriedenheit angeben. Dieser Effekt ist für Frauen signifikant (-.17), wiederholt sich jedoch nicht für den Verlauf. Allerdings ist eine Verstärkung des Änderungswunsches bei Frauen mit einem ungünstigen Verlauf der Ehezufriedenheit verbunden (insignifikantes Regressionsgewicht von -.16). Bei Männern scheinen aktuell negative Effekte verbunden zu sein mit positiven Effekten im Verlauf. Dieses Muster wäre kompatibel mit der Interpretation, dass aktuell geäußerte Unzufriedenheit des Mannes auf die Dauer einen positiven Effekt ermöglicht, weil seine Partnerin die Chance bekommt, sich den Erwartungen ihres Partners anzupassen. Bei Frauen zeigt sich allerdings kein dieser Interpretation entsprechendes Muster.

Die Anfangszufriedenheit der Frau korreliert mit derjenigen des Mannes signifikant zu .67, die Steigungen der linearen Verläufe sogar zu .82. Darin zeigt sich eine sehr deutliche Parallelität der Trajektorien im Paar.

Die Anfangszufriedenheit der Frau ist allerdings auch mit einem signifikant negativen Regressionsgewicht auf die Steigung des linearen Verlaufs der Ehezufriedenheit des Mannes verknüpft (-.43); das entsprechende Regressionsgewicht für Männer ist sogar noch größer (-.52). Darin zeigt sich eine gewisse Dynamik im Paar: je höher die Anfangszufriedenheit eines Partners, desto ungünstiger der Verlauf der Ehezufriedenheit beim anderen Partner. Die gleiche Dynamik zeigt sich auf etwas niedrigerem Niveau auch innerhalb der Partner: die Anfangszufriedenheit der Frau korreliert zu -.15 mit dem Verlauf ihrer Zufriedenheit, bei Män-

nen beträgt diese Korrelation -0.21 . Allerdings sind Korrelationen zwischen den beiden Faktoren des linearen Modells davon abhängig, wo die Null beim Steigungsfaktor fixiert wird. Die negativen Korrelationen, die man sieht, wenn die Null bei der ersten Messung fixiert ist und der erste Faktor darum die Anfangswerte enthält, kann auch ins Positive wechseln, wenn statt der Anfangswerte andere Zeitpunkte als Referenz genommen werden, etwa die Mitte des Längsschnitts oder die letzte Messung. Solche Verschiebungen des Referenzpunktes ändern nichts an den linearen Trajektorien, die Korrelation der jeweiligen Faktoren ist eine bloße Folge der Verschiebung des Referenzpunktes und sollte deshalb nicht inhaltlich interpretiert werden (siehe z.B. Oud, 2010).

Die hier angesprochene Problematik ähnelt der allgemeinen Diskussion um die Interpretation von Phänomenen der Regression zur Mitte als statistisches Artefakt oder als inhaltlich deutbares Geschehen. Nesselroade, Stigler und Baltes (1980) diskutierten diesen Punkt und trugen Argumente für die Position vor, dass insbesondere in längsschnittlichen Daten mit mehr als einer Messwiederholung Regression zur Mitte nicht notwendigerweise ein statistisches Artefakt sein muss und sich darin auch eine inhaltlich interpretierbare Dynamik widerspiegeln kann.

Um die Verhältnisse in den Rohdaten anschaulich zu machen, ohne auf ein lineares Modell Bezug zu nehmen, wurden zwölf Gruppen gebildet:

- Frauen mit sehr hoher Anfangszufriedenheit,
- Männer mit sehr hoher Anfangszufriedenheit,
- Frauen, deren Männer eine sehr hohe Anfangszufriedenheit haben,
- Männer, deren Frauen eine sehr hohe Anfangszufriedenheit haben,
- Frauen mit durchschnittlicher Anfangszufriedenheit,
- Männer mit durchschnittlicher Anfangszufriedenheit,
- Frauen, deren Männer eine durchschnittliche Anfangszufriedenheit haben,
- Männer, deren Frauen eine durchschnittliche Anfangszufriedenheit haben,
- Frauen mit sehr niedriger Anfangszufriedenheit,
- Männer mit sehr niedriger Anfangszufriedenheit,
- Frauen, deren Männer eine sehr niedrige Anfangszufriedenheit haben,
- Männer, deren Frauen eine sehr niedrige Anfangszufriedenheit haben.

Ausgewählt wurden jeweils die 20 % der Stichprobe, die dem formulierten Kriterium entsprechen. Abbildung 3 zeigt die Verläufe der Partnerschaftszufriedenheit für die zwölf Gruppen.

Die Personen mit anfangs niedriger Zufriedenheit scheinen sich relativ schnell auf ein höheres Zufriedenheitsniveau zu begeben (zwei bis vier Jahre genügen offenbar für diese Anpassung). Die anfangs sehr Zufriedenen und die mittelmäßig Zufriedenen scheinen sich in einem längeren Anpassungsprozess zu befinden, der ein knappes Jahrzehnt oder noch länger andauert. Die

Gruppen, die durch das Zufriedenheitsniveau ihrer Partner definiert sind, scheinen die gleichen Anpassungsprozesse in etwas geringerer Ausprägung aufzuweisen.

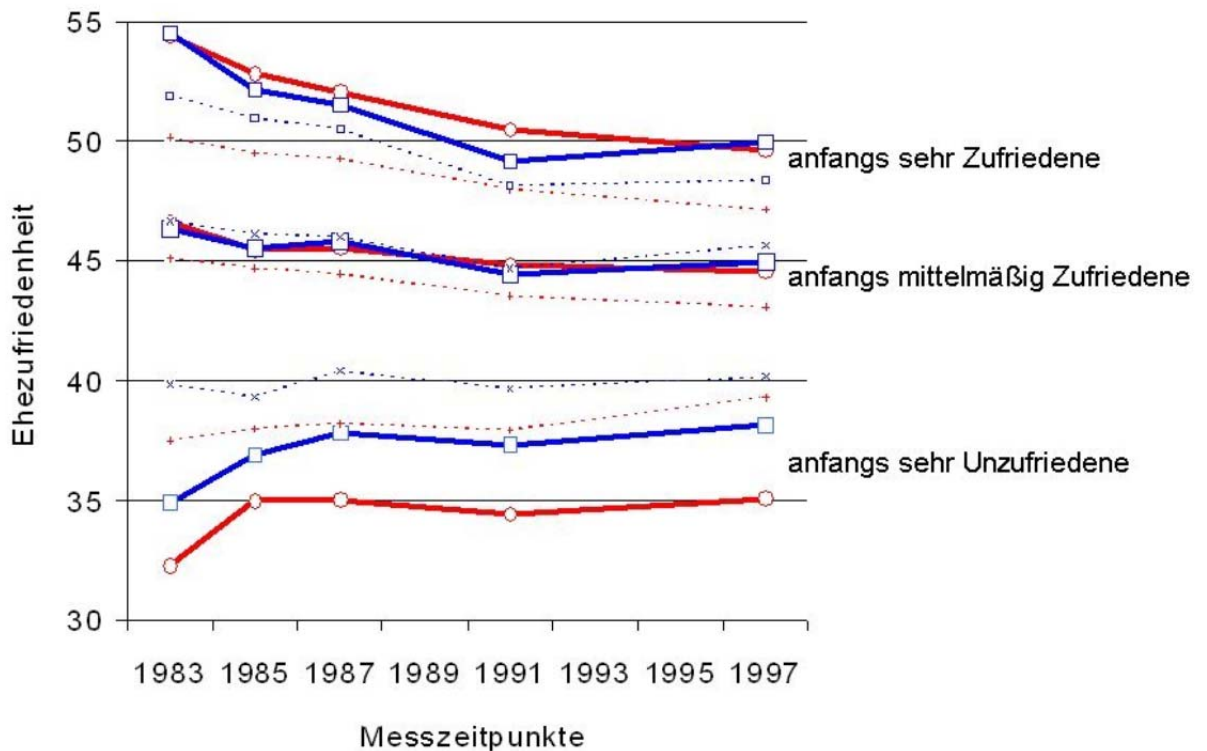


Abbildung 3: Rote Linien kennzeichnen die Messwertreihen von Frauen, blaue Linien kennzeichnen die Messwertreihen von Männern. Durchgezogene dicke Linien stehen für die Messwertreihen von Personen mit hohen, durchschnittlichen bzw. niedrigen Anfangswerten. Dünne gepunktete Linien stehen für die Messwertreihen von Personen, deren Partner bzw. Partnerin hohe, durchschnittliche bzw. niedrige Anfangswerte aufweist.

Die in Abbildung 3 gezeigten Trajektorien weisen darauf hin, dass in lange zusammenlebenden Paaren nichtlineare Anpassungsprozesse ablaufen. Boker und Laurenceau (2006) haben hierfür das Modell zweier gekoppelter Pendel vorgeschlagen, die sich zwar jeweils in einem eigenen Schwingungsprozess befinden, aber über eine Feder miteinander verbunden sind, so dass sich die Aktivität des einen Pendels auch auf die Aktivität des anderen Pendels auswirkt. In einem solchen System können verschiedene Parameter variiert werden (die jeweiligen Anfangsauslenkungen, die Pendelfrequenzen beider Partner, die Stärke der Kopplung), so dass das Modell auch komplexe unregelmäßige Schwingungen beschreiben kann. Im Unterschied zum mechanischen Modell könnte man in einem rechnerischen Modell auch eine unterschiedliche Beeinflussungsstärke auf den jeweiligen Partner einrichten. Für die langen Zeiträume im

gegenwärtigen längsschnittlichen Datensatz erscheint es reizvoll, eine Aufklärung kreuzweiser Einflüsse im Paar über ein cross-lagged panel Design zu versuchen. Moderne Varianten des linearen Trajektorienmodells versuchen gelegentlich, die kreuzweisen Einflüsse analog zum cross-lagged panel Design in ein Modell mit linearer Komponente zu integrieren (z.B. das bivariate „autoregressive latent trajectory model“ bei Bollen und Curran [2004] bzw. in etwas anderer Form auch das bivariate „latent difference score model“ bei McArdle [2009]). Solche komplexen Modelle enthalten jedoch konkurrierende Erklärungsprinzipien für das Zustandekommen der empirischen Daten, was in ernsthafte Schwierigkeiten führt (siehe z.B. Oud, 2010). Wir wählten als Analysemethode deshalb das einfache cross-lagged panel Design. Allerdings sind unsere Messungen nicht gleichabständig (siehe Tabelle 1), was beim klassischen cross-lagged panel Design unlösbare Probleme mit sich bringt. Auch aus anderen Gründen, die unten erläutert werden, bevorzugten wir zeitkontinuierliche Modelle.

3.2 Zeitkontinuierliche Modelle

Wenn Prozesse untersucht werden, dann sollten die dazu verwendeten Modelle den untersuchten Vorgängen möglichst genau entsprechen. Ein Kernpunkt bei dieser Überlegung ist die Zeit. So zu tun, als sei die Zeit in diskrete Abschnitte unterteilt, die gerade den Beobachtungszeiten entsprechen, und als gäbe es zwischen den Beobachtungszeiten keinen zu untersuchenden Prozess, ist ein für das klassische cross-lagged panel Design typischer Konstruktionsfehler. Unterschiedliche Zeitabstände zwischen den Messungen, wie sie im gegenwärtigen

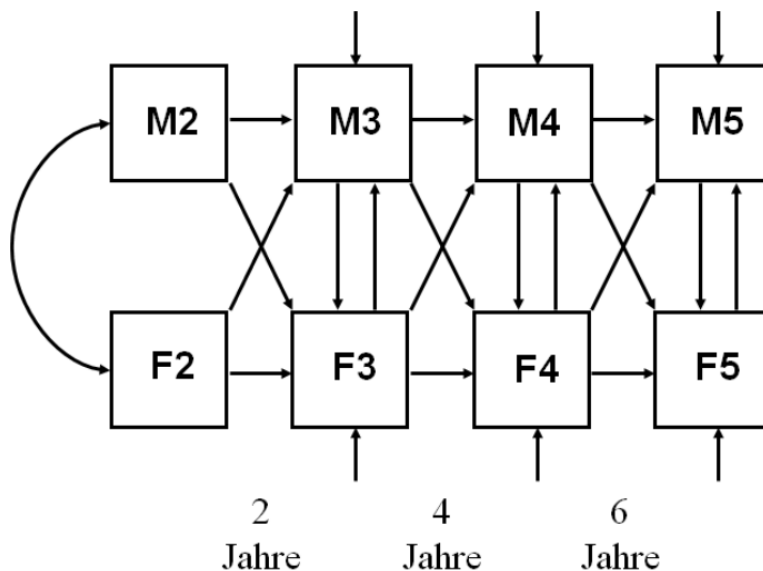


Abbildung 4: Cross-lagged panel Design für den zweiten bis fünften Messzeitpunkt. Der erste Messzeitpunkt wurde nicht in die Analysen einbezogen.

Längsschnitt vorkommen, machen den Vergleich der verschiedenen Pfade über die Zeit im cross-lagged panel Design unmöglich. Ein weiteres Problem ist die Unsicherheit über das Verhältnis zwischen der zeitverzögerten Wechselwirkung und der simultanen Wechselwirkung zwischen zwei Messwertreihen (siehe Abbildung 4). Alle diese Probleme verschwinden bei zeitkontinuierlichen Modellen.

In zeitkontinuierlichen Modellen werden die Messungen zu konkreten Zeiten nur als Stützpunkte für die Schätzung eines zeitkontinuierlichen Prozesses verwendet. Man kann die für zeitkontinuierliche Modelle nötigen Parameter mit Strukturgleichungsprogrammen aus den Daten schätzen. Diese Parameter sind für alle beteiligten Variablen: die *Anfangswerte* des Prozesses, deren jeweilige *Varianzen und Kovarianzen*, eine zeitkontinuierliche *Driftmatrix*, eine Schätzung der *Zufallskomponente im Prozess* („stochastisches Integral“ und sich daraus ergebende weitere Parameter).

In zeitdiskreten cross-lagged panel Modellen wird der spätere Zustand über die „diskrete autoregressive Matrix“ mit dem früher in einem festen zeitlichen Abstand gemessenen Zustand verknüpft. In zeitkontinuierlichen Modellen wird der spätere Zustand über die „zeitkontinuierliche Driftmatrix“ mit dem früheren Zustand verknüpft. Diese Driftmatrix ist zeitunspezifisch formuliert, d.h., sie gilt für beliebige Zeitabstände, nicht nur für die tatsächlich bei der Messung realisierten Abstände.

In zeitkontinuierlichen Modellen sind unterschiedliche Zeitabstände zwischen den Messungen kein Problem. Auch fallen zeitverzögerte Wechselwirkung und simultane Wechselwirkung zusammen, wenn der Zeitabstand gegen Null geht. Grundsätzlich wird in zeitkontinuierlichen Modellen eine bessere Kongruenz zwischen Theorie und Methode erreicht, wenn der unterstellte Prozess zeitkontinuierlich gedacht und das Modell dann auch zeitkontinuierlich formuliert wird.

Für die Schätzung der hier analysierten zeitkontinuierlichen Modelle wurde die erste Messung weggelassen, denn in längsschnittlichen Daten ist die Wahrscheinlichkeit für Unregelmäßigkeiten für die erste Messung am größten.

Für die Modellschätzung wurde die Ehezufriedenheit eines Partners mit den anderen differentiell veränderlichen Variablen des anderen Partners kombiniert, so dass jeweils Modelle mit zwei Variablen untersucht werden konnten. Alle untersuchten Varianten wurden zunächst als „approximate discrete model“ (ADM) in Lisrel eingegeben. Dieses Vorgehen erlaubt bei der Modellanpassung die Nutzung der diversen hierfür in Lisrel verfügbaren Strategien, führt aber noch nicht zu einer exakten Lösung. Die exakte Lösung des „exact discrete model“ (EDM)

wurde anschließend mit Mx bestimmt. Die Varianten ADM und EDM und die technischen Details der Umsetzung in Strukturgleichungsprogramme werden von Oud (2007) sowie von Oud und Delsing (2010) erläutert.

Von allen Modellvarianten führten nur diejenigen mit Beteiligung der Kohäsion und das Modell mit der Zufriedenheit beider Partner zu akzeptablen Modellpassungen. Insbesondere für die in der linearen Analyse so prominente partnerschaftliche Unterstützung konnte kein passendes zeitkontinuierliches Modell gefunden werden.

Tabelle 3 enthält die Driftmatrix sowie Kennwerte für die Passung der schließlich akzeptierten Modelle. Die Anzahl der Paare variiert zwischen 222 und 247, weil nur vollständige Datensätze analysiert wurden. Die Freiheitsgrade sind für die beiden Modelle nur mit Zufriedenheit und nur mit Kohäsion um einen höher als für die beiden gemischten Modelle, weil die Parallelität der Vorgänge im Paar eine Gleichsetzung der Autoregressionen für Männer und Frauen erlaubte.

Die Modellpassung ist zufriedenstellend. Zwar zeigt der χ^2 -Test für Modell 1 und Modell 4 keine Passung an, nach dem RMSEA-Kriterium passen jedoch alle vier Modelle auf die Daten. Das AIC-Kriterium weist Modell 3 als am besten passend aus, was auch durch die beiden anderen Kriterien bestätigt wird.

Um einen visuellen Eindruck von der Modellpassung zu erhalten, wurde der mittlere Verlauf der Rohwerte den vom jeweiligen Modell implizierten Verläufen gegenübergestellt. Die beiden Verläufe für die Zufriedenheit zeigt Abbildung 5 (aus Modell 1), diejenigen für die Kohäsion zeigt Abbildung 6 (aus Modell 2). Im Unterschied zu den in Tabelle 3 enthaltenen näherungsweise Werten des ADM handelt es sich bei den in den Abbildungen wiedergegebenen Kurven jeweils um die Trajektorien, die sich aus den mittels Mx errechneten exakten Werten des EDM nach der Modellgleichung ergeben. Man erkennt eine weitgehende Anpassung der vom Modell implizierten mittleren Verläufe an die Mittelwerte aus den Rohdaten.

Während sich bezüglich der Zufriedenheit weitgehend parallele Verläufe für Männer und Frauen ergeben, die sich jedoch auf unterschiedlichem Niveau bewegen, nähern sich die Kohäsionswerte der Männer den von Anfang an hohen Kohäsionswerten der Frauen auf lange Sicht an.

Tabelle 3

Zeitkontinuierliche Modelle mit zwei Variablen

Parameter	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
	Zufriedenheit ♀ Zufriedenheit ♂	Kohäsion ♀ Kohäsion ♂	Zufriedenheit ♀ Kohäsion ♂	Zufriedenheit ♂ Kohäsion ♀
a ₁₁	-.054	-.072	-.023	-.076
a ₁₂	-.037	-.042	-.027	-.034
a ₂₁	-.035	-.014	.001	.010
a ₂₂	-.086	-.087	-.095	-.173
N	222	247	235	233
df	31	31	30	30
Chi ²	66.975	44.354	33.399	59.212
	p = .000	p = .057	p = .305	p = .001
RMSEA	.070	.038	.015	.071
AIC	174.822	152.293	143.662	177.523

Anmerkung: Signifikante Effekte der Driftmatrix sind hervorgehoben; kreuzweise Effekte sind standardisiert. Dem Eintrag für a₁₂ bei Modell 3 entspricht ein critical ratio von 1.754, die Signifikanzgrenze wird also nur knapp verfehlt. Die Parameterschätzungen im ADM wurden mit Lisrel durchgeführt.

Die Stabilitäten der Variablen Zufriedenheit und Kohäsion sind beide sehr hoch, unterscheiden sich jedoch etwas. Zufriedenheit hat die höhere Stabilität mit einem Autoregressionskoeffizienten um .90 über einen Zeitraum von 20 Jahren. Die Autoregression von Kohäsion sinkt im 20-Jahres-Intervall auf einen Wert von etwas über .80.

Nun zur Deutung der in den einzelnen Modellen enthaltenen Befunde: Die Diagonalelemente der Driftmatrix a₁₁ und a₂₂ sind die Autoeffekte der Variablen. Das Element a₁₁ betrifft die erste genannte Variable, in Modell 1 also die Ehezufriedenheit der Frau, a₂₂ betrifft die zweite Variable, in Modell 1 also die Ehezufriedenheit des Mannes. Die negativen Vorzeichen der Diagonalelemente erklären sich daraus, dass negative Autoeffekte in der Driftmatrix zeitkontinuierlicher Modelle Autoregressionen zwischen 0 und 1 in zeitdiskreten Modellen entsprechen (siehe z.B. Oud & Delsing, 2010, S. 207-208). Die Diagonalelemente a₁₁ und a₂₂ können

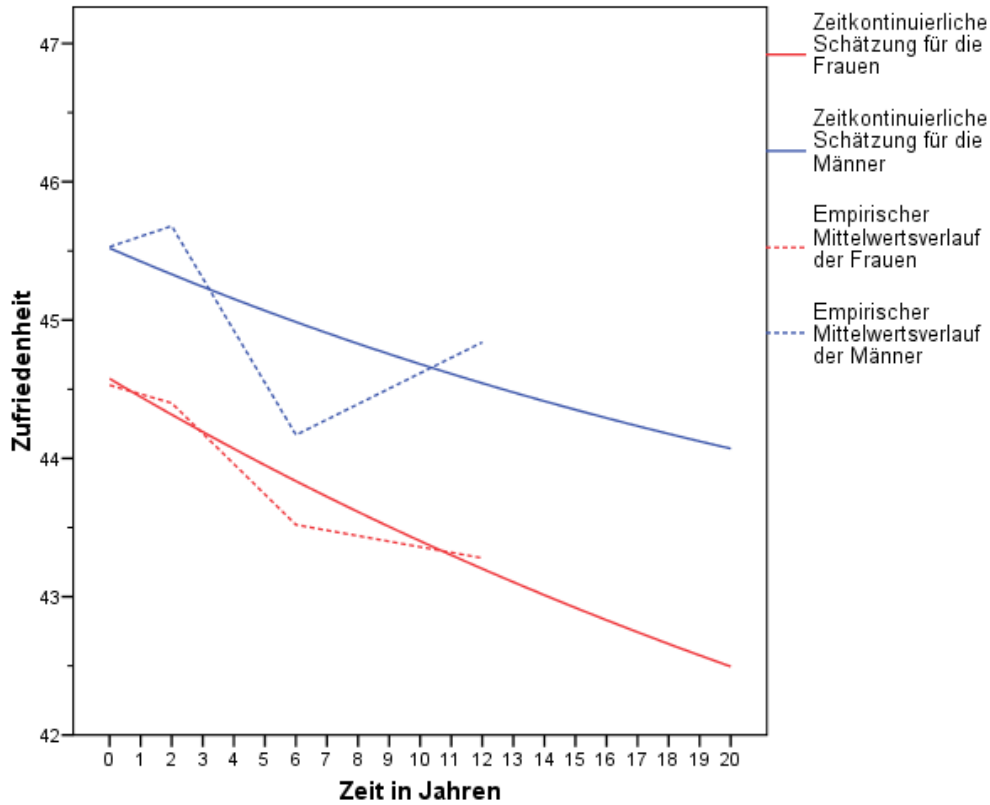


Abbildung 5: Mittlerer Verlauf der Ehezufriedenheit nach dem zeitkontinuierlichen Modell und nach den Rohdaten für Männer (blaue Linien) und Frauen (rote Linien).

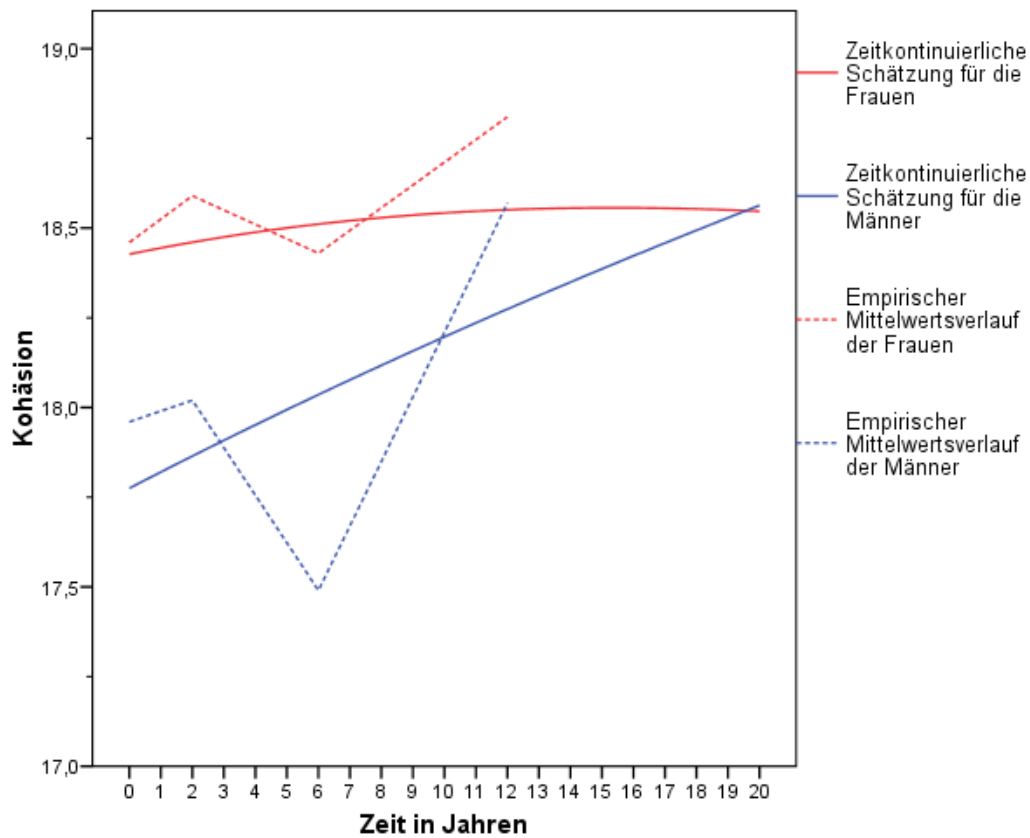


Abbildung 6: Mittlerer Verlauf der Kohäsion nach dem zeitkontinuierlichen Modell und nach den Rohdaten für Männer (blaue Linien) und Frauen (rote Linien).

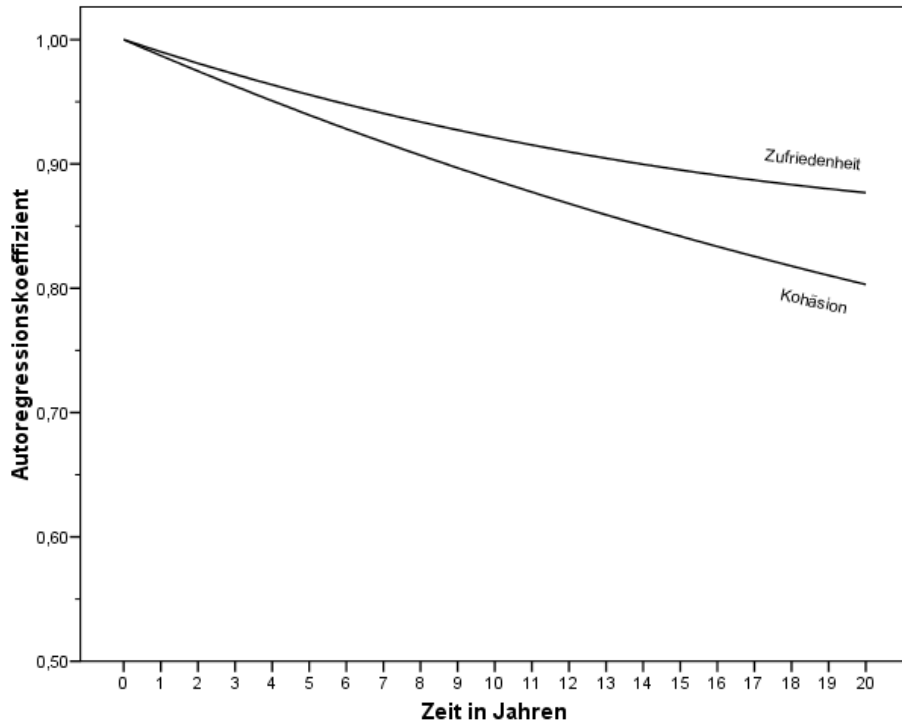


Abbildung 7: Verlauf der Autoregressionskoeffizienten für die beiden Variablen Zufriedenheit und Kohäsion (jeweils beide Geschlechter) über 20 Jahre.

für die Standardzeit (das ist hier der kürzeste Abstand zwischen zwei Messungen, also zwei Jahre) in konventionelle Autoregressionen für diesen zeitlichen Abstand umgerechnet werden. Es ergeben sich in allen Modellen sehr hohe Autoregressionen zwischen .96 und .99. Trotz dieser außerordentlichen Stabilität der Zufriedenheit und der Kohäsion sind auch manche Elemente außerhalb der Diagonalen signifikant. Es handelt sich um Effekte einer Variablen des einen Partners auf eine zweite des anderen Partners. Bei Element a_{12} ist das der Effekt der zweiten Variablen auf die erste, also für Modell 1 der Zufriedenheit des Mannes auf die Zufriedenheit der Frau, bei Element a_{21} ist das der umgekehrte Effekt, also für Modell 1 der Effekt der Zufriedenheit der Frau auf die Zufriedenheit des Mannes. Die Elemente außerhalb der Diagonalen der Driftmatrix in Tabelle 3 können als standardisierte Effekte untereinander bezüglich des Vorzeichens und der numerischen Größe verglichen werden, ähnlich wie bei normalen standardisierten Regressionsgewichten. Der signifikante kreuzweise Effekt a_{12} in Modell 4 bedeutet also, dass es einen negativen Effekt der Größe $-.034$ von der Kohäsion der Frau auf die Zufriedenheit des Mannes gibt. Erst einmal ist es ein negativer Effekt, im Verlauf der Entwicklung nimmt die Zufriedenheit des Mannes also bei hoher Kohäsion der Frau ab. Abbildung 8 zeigt den genannten Effekt in einem Zeitrahmen von 20 Jahren.

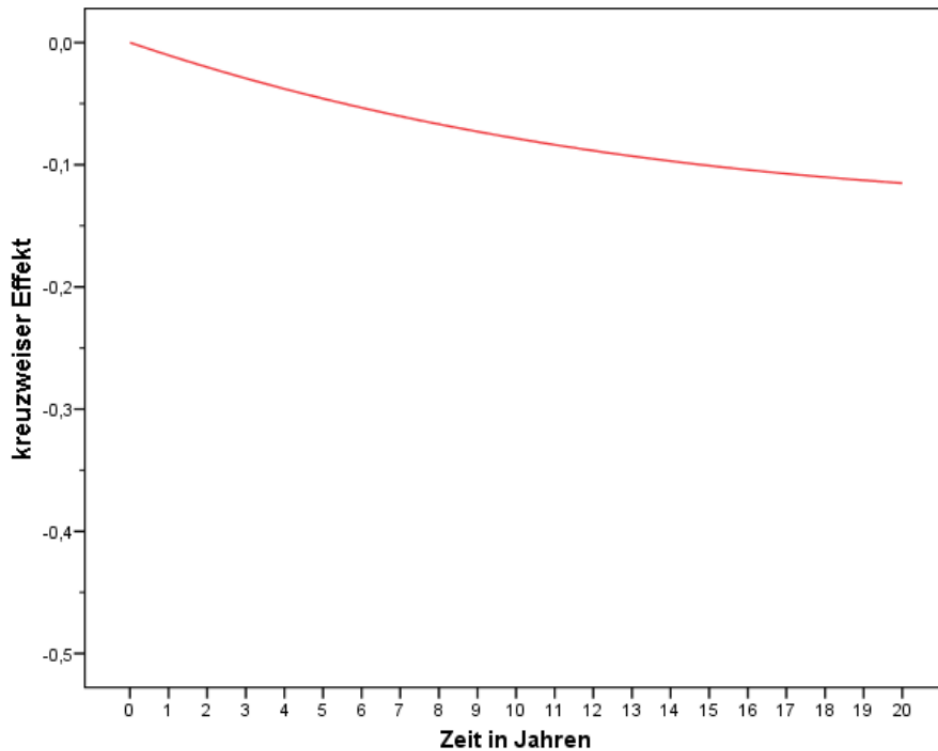


Abbildung 8: Der standardisierte kreuzweise Effekt der Kohäsion der Frau auf die Zufriedenheit des Mannes: ein Mann, dessen Frau eine Standardabweichung über der mittleren Kohäsion der Frauen liegt, wird über 20 Jahre etwa eine Zehntelstandardabweichung der Zufriedenheit der Männer bei seiner eigenen Ehezufriedenheit einbüßen. Die Farbe der Linie gibt die Herkunft des Effektes an (von der Frau auf den Mann).

Der errechnete Effekt ist auch von den anderen Elementen der Driftmatrix abhängig, nämlich von den beiden Autoeffekten und auch von dem komplementären Kreuzeffekt. Die in Abbildung 8 dargestellte Entwicklung geht also auf die Dynamik im Gesamtsystem der beteiligten Variablen zurück, wie sie in der Driftmatrix repräsentiert ist.

Der in Modell 3 enthaltene Effekt der Kohäsion des Mannes auf die Zufriedenheit der Frau verfehlt die Signifikanzgrenze knapp, ist jedoch ebenfalls negativ. Dagegen sind in beiden Modellen die komplementären Effekte von Zufriedenheit auf Kohäsion insignifikant und numerisch klein (.001 in Modell 3 und .010 in Modell 4). Dieser Befund stützt die in der Literatur weit verbreitete Annahme, die auch unserer Datenanalyse zugrunde liegt, dass nämlich die Zufriedenheit in der Ehe eine Ergebnisvariable sei. Die Kohäsion bewirkt eine Änderung in der Zufriedenheit, aber die Zufriedenheit bewirkt keine Änderung in der Kohäsion.

In der Driftmatrix zu Modell 2 ist noch die Information enthalten, dass sich zwar die Kohäsion des Mannes signifikant negativ auf die Kohäsion der Frau auswirkt (-.042), der umgekehrte Effekt der Kohäsion der Frau auf die Kohäsion des Mannes aber numerisch viel kleiner ist

und auch insignifikant bleibt (-.014). Es scheint also im Kohäsionsgefüge eines Paares einen Unterschied zu machen, wer von beiden angibt, dass sie vieles gemeinsam tun. Wenn der Mann das sagt, dann wirkt sich das auf die Angaben seiner Frau in der Zukunft signifikant negativ aus; sie wird dann angeben, dass die beiden weniger gemeinsam tun.

Die Verhältnisse bezüglich der Zufriedenheitsangaben von Mann und Frau sind dagegen weitgehend symmetrisch. In den negativen Vorzeichen der signifikanten kreuzweisen Effekte spiegeln sich die Anpassungsprozesse wider, die schon aus den gruppierten Rohwerten in Abbildung 3 bekannt sind.

Wie oben bereits erwähnt wurde, ist ein bestimmter in der Driftmatrix enthaltener Effekt in seiner zeitlichen Entfaltung auch davon abhängig, wie einerseits die Autoeffekte der beteiligten Variablen aussehen, also ihre „Wirkungsstabilitäten“ über die Zeit beschaffen sind, andererseits ist der Effekt auch von dem anderen in der Driftmatrix enthaltenen Kreuzeffekt abhängig, der z.B. auch zu Rückkoppelungen mit der ersten Variablen führen kann. Die Wirkung einer Variablen in einem dynamischen System ist also nicht immer gleich. Sie ist von den anderen im System enthaltenen Variablen, von deren Eigendynamik und ihrer Interaktionsdynamik abhängig. Wir prüften darum auch, wie sich die Zufriedenheit *und* die Kohäsion *beider* Partner in einem System mit vier Variablen verhalten.

Das Ergebnis für ein solches Modell mit den vier Variablen Zufriedenheit der Frau, Zufriedenheit des Mannes, Kohäsion der Frau und Kohäsion des Mannes wird in Tabelle 4 mitgeteilt.

Zwar zeigt der χ^2 -Test keine akzeptable Passung an, jedoch spricht RMSEA für eine zufriedenstellende Passung und das AIC-Kriterium zeigt den niedrigsten Wert aller untersuchten Modelle. Die den signifikanten Diagonalelementen der Driftmatrix entsprechenden Autoregressionskoeffizienten für das Standardintervall von zwei Jahren im diskreten Modell sind mit .92, .98, .95 und .96 wieder sehr hoch.

Die in Abbildung 9 gezeigten Effekte sind wieder standardisiert. Wenn die Kohäsion der Frau eine Standardabweichung über dem Mittelwert der Frauen liegt, dann wirkt sich diese Voraussetzung im Kontext des gegebenen Systems von vier Variablen so aus, dass ihr Mann 20 Jahre später etwa 20 % der Standardabweichung der Männer für Zufriedenheit hinzugewonnen hat. Demgegenüber sinkt die Zufriedenheit der Frau um das fünfte bis siebente Jahr auf ein Minimum, wenn ihr Mann eine Standardabweichung über der mittleren Kohäsion der Männer liegt. Allerdings wird dieses Absinken im Laufe von 20 Jahren weitgehend kompensiert, so dass sich ihre Zufriedenheit dem Ausgangsniveau wieder annähert.

Tabelle 4

Zeitkontinuierliches Modell für vier Variablen

	Zufriedenheit ♀	Zufriedenheit ♂	Kohäsion ♀	Kohäsion ♂
Zufriedenheit ♀	-.158	-.016	.132	-.014
Zufriedenheit ♂	-.039	-.158	.130	.054
Kohäsion ♀	.155	-.240	-.030	.091
Kohäsion ♂	.095	-.065	-.053	-.030
N	222			
df	127			
Chi ²	300.417, p = .000			
RMSEA	0.079			
AIC	46.417			

Anmerkungen: Signifikante Elemente der Driftmatrix sind hervorgehoben. Keiner der zwölf Kreuzeffekte wurde signifikant. Die Effekte werden von den Spalten zu den Zeilen gelesen, der Effekt von der Kohäsion der Frau auf die Zufriedenheit des Mannes ist beispielsweise .130. Die Parameterschätzungen im EDM wurden mit Mx durchgeführt.

Der in Abbildung 8 gezeigte negative Effekt hoher Kohäsion der Frau auf die Zufriedenheit des Mannes im Kontext nur dieser beiden Variablen sieht also im Kontext der vier Variablen des größeren Systems etwas anders aus. Der negative Effekt ist hier nur ein Anfangsphänomen und schwenkt auf lange Sicht sogar ins Positive. Diese Aussage bleibt wegen der fehlenden Signifikanz der Effekte vorläufig und unsicher. Signifikant werden lediglich die außerordentlich hohen Stabilitäten der Variablen im System.

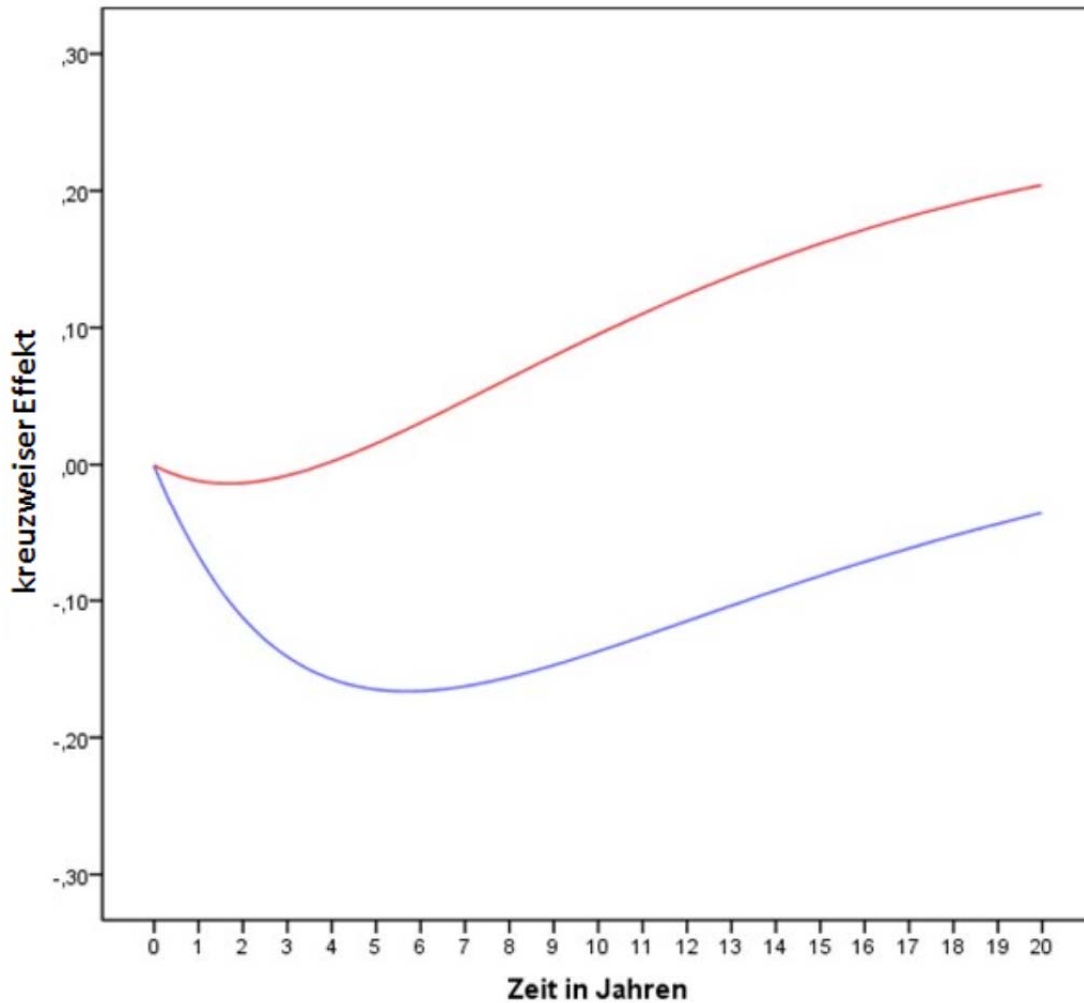


Abbildung 9: Kreuzweiser Effekt von Kohäsion der Frau auf die Zufriedenheit des Mannes (rote Linie) und kreuzweiser Effekt von Kohäsion des Mannes auf Zufriedenheit der Frau (blaue Linie). Die Farbe der Linie gibt die Herkunft des Effektes an (rot: von der Frau auf den Mann, blau: von dem Mann auf die Frau).

4 Diskussion

Die Erkundung der bedingten linearen Trajektorien ergab Hinweise auf den Effekt des Altersunterschiedes im Paar auf den Verlauf der Ehezufriedenheit und den Effekt des Neurotizismus, der in der Literatur zur Partnerschaft schon länger als Risikofaktor erkannt wurde (siehe z.B. Felser, 2007). Die Effekte des Änderungswunsches an den Partner bzw. die Partnerin sowie vor allem der positive Effekt der gegenseitigen Unterstützung in den für den Einzelnen wichtigen Lebenszielen waren sehr deutlich. Unterstützung wirkt sich ganz klar nicht nur positiv auf die Zufriedenheit des unterstützten Partners aus, sondern auch auf die Zufriedenheit des unterstützenden Partners. Für die letztgenannten Effekte war auch ein sehr deutlicher Effekt der Unterstützungserhöhung auf die Zunahme von Zufriedenheit bzw. der Behinderungszunahme auf die Abnahme von Zufriedenheit zu erkennen.

Das lineare Modell ist per Definition instabil: jede Gerade mit einer von Null verschiedenen Steigung steigt oder fällt ins Unendliche. Insoweit kann das lineare Modell Prozesse nicht wiedergeben, die Schwingungen oder asymptotische Anpassungsprozesse enthalten. Die in Abbildung 3 gezeigten Anpassungen der Zufriedenheit werden im linearen Modell als negative Regressionskoeffizienten des Anfangswertes auf die Steigungskomponente angezeigt. Im zeitkontinuierlichen Modell der Wechselwirkungen zwischen den Partnern eines Paares lassen sich diese Anpassungsvorgänge besser als integrale Modellkomponenten darstellen, z.B. in Tabelle 3 als reziproke signifikant negative Kreuzeffekte der Zufriedenheit des Mannes und der Zufriedenheit der Frau. Dass die deutlichen Effekte der gegenseitigen Unterstützung im zeitkontinuierlichen Modell keine Entsprechung fanden, legt nahe, dass es sich dabei um langfristige stetige Einflüsse handelt und nicht um dynamische interaktive Vorgänge.

Die gefundenen Effekte in den zeitkontinuierlichen Modellen mit zwei Variablen zeigen einerseits, dass Kohäsion sich auf die Zufriedenheit auswirkt und nicht umgekehrt, andererseits ist der Effekt für die beiden Geschlechter nicht der gleiche (siehe Tabelle 3). Diese Unterschiedlichkeit der Effekte ist auch in der Driftmatrix des Modells mit vier Variablen in Tabelle 4 zu erkennen. Wie oben schon erwähnt wurde, zeigen sich im größeren dynamischen System mit vier Variablen andere Zusammenhänge als in den Systemen mit nur zwei Variablen. Neben den in Abbildung 9 gezeigten Effekten gibt es hier auch Effekte von Zufriedenheit auf Kohäsion, allerdings wieder unterschiedliche Effekte für die beiden Geschlechter. Für die Kohäsion des Mannes ergibt sich weder ein Effekt von der Zufriedenheit seiner Frau noch von seiner eigenen Zufriedenheit. Für die Kohäsion der Frau ergibt sich ein negativer Effekt von der Zufriedenheit ihres Mannes und ein positiver Effekt von ihrer eigenen Zufriedenheit. Leider bleiben diese Details wegen der Insignifikanz der erwähnten Kreuzeffekte unsicher.

Kohäsion wird in der Literatur oft als „emotionaler Zusammenhalt“ angesehen, die Items der Dyadic Adjustment Scale beziehen sich jedoch nur auf die Häufigkeit koordinierten gemeinsamen Tuns. Ob man aus der Häufigkeit gemeinsamen Tuns auf den emotionalen Zusammenhalt schließen darf, ist eine offene Frage. Das mag bei manchen Paaren zutreffen, z.B. wenn sie sich aus freien Stücken dafür entscheiden, lieber etwas zusammen zu tun als dass jeder seiner Wege geht. In anderen Fällen kann es jedoch auch sein, dass Paare vieles koordiniert gemeinsam tun, ohne diese Gemeinsamkeit zu genießen, einfach weil eine Zusammenarbeit durch die Umstände erzwungen wird (z.B. wenn berufliche Aufgaben, Haushaltsarbeit und Kinderbetreuung in Zusammenarbeit zu erledigen sind). Anhand des Iteminhaltes lassen sich die beiden skizzierten Fälle nicht unterscheiden. Fincham und Rogge (2010) weisen darauf hin, dass Unschärfen der Konstruktdefinition und vor allem der Messinstrumente Fortschritte

in der Forschung zur Partnerschaftsentwicklung behindert haben und weiter behindern werden, solange die Konstrukte nicht sauber definiert sind und präzise gemessen werden können. Diese prinzipielle Kritik betrifft auch die Messung der Ehezufriedenheit mit den Items der Dyadic Adjustment Scale.

Die Erkundung von in einer Partnerschaft ablaufenden Prozessen mittels der multivariaten Analyse von Stichprobendaten mehrerer Paare ist von bestimmten Voraussetzungen abhängig. Diese Strategie ist nur dann sinnvoll, wenn die Beobachtungen an den einzelnen Paaren als zufällig zustande gekommene Auswahl der Zustände eines einzigen Prozesses gelten können, der in allen Paaren der Stichprobe abläuft. Die Mitglieder der Stichprobe müssen also homogen sein bezüglich des untersuchten Prozesses. Diese Voraussetzung kann im gegebenen Fall verletzt sein. Die Paare unserer Stichprobe unterscheiden sich z.B. im Heiratsalter und in der Partnerschaftsdauer sowie auch in anderen Variablen. Man kann wohl kaum erwarten, dass in einem Paar junger Leute die gleichen Bedingungen für Ehezufriedenheit wirken wie in einem älteren Paar nach vielen gemeinsamen Jahren. In dem bedingten linearen Modell (siehe Tabelle 2) konnte die Heterogenität der Stichprobe über die Regression der linearen Trajektorien auf zeitlich stabile und zeitlich variable Prädiktoren bis zu einem gewissen Grad berücksichtigt werden. Bei unserer Erkundung der Paardynamik mit den zeitkontinuierlichen Modellen wird die Homogenität der Stichprobe bezüglich des untersuchten Prozesses vorausgesetzt, obwohl im Prinzip auch hier der Bezug auf externe Variablen möglich wäre (siehe etwa Oud & Jansen, 2000).

Das zeitkontinuierliche Modell stellt einen deutlichen Fortschritt gegenüber dem klassischen cross-lagged panel Design dar. Es erklärt die Effekte der beteiligten Variablen untereinander aus ihren Anfangszuständen und der Driftmatrix, die die zeitunspezifischen gegenseitigen Einflüsse enthält. Da die Driftmatrix auch die Autoeffekte enthält, gehen auch diese in das Kalkül ein. Der Effekt einer Variablen auf die anderen kann im Laufe der Zeit deshalb geringer werden, weil sie inzwischen an Stabilität eingebüßt und mithin einen Teil ihrer Wirkkraft verloren hat. Die den Autoeffekten des zeitkontinuierlichen Modells entsprechenden Autoregressionskoeffizienten und die Kreuzeffekte gehen in den meisten Fällen über kurz oder lang auf die Nulllinie zurück (allerdings sind auch Oszillationen möglich). Dass der willkürlich durch den Untersucher bestimmte Anfangszeitpunkt einer Längsschnittuntersuchung den Start des Prozesses definiert und der Prozess danach quasi als Automatismus abläuft, ohne dass Einflüsse von außen auf ihn einwirken oder er sich in seinen Steuerungsparametern ändert, stellt eine Vereinfachung gegenüber der Wirklichkeit dar. In zeitkontinuierlichen Modellen

könnte allerdings auch eine Abhängigkeit des Prozesses von externen Variablen sowie eine zeitabhängige Driftmatrix formuliert werden (siehe Oud & Jansen, 2000).

Dass zeitkontinuierliche Modelle die Effekte einer Variablen nur im Kontext der am System beteiligten anderen Variablen darstellen können, ist kein Fehler dieser Modellklasse, sondern stellt eine Unsicherheit dar, die allen Analysen nichtexperimentell gewonnener Daten eigen ist. Selbst wenn ein Modell mit einer bestimmten Auswahl an interagierenden Variablen gut auf die Daten passt, ist noch nicht erwiesen, dass die gewonnenen Auto- und Kreuzeffekte der Wirklichkeit entsprechen. Es kann durchaus vorkommen, dass eine andere Auswahl von Variablen ebenfalls zu einem passenden Modell, aber zu anderen Ergebnissen führt. Welche Variablen zum dynamischen System gehören, das die empirisch festgestellten Entwicklungen hervorbringt und welche nicht, kann nur im Experiment geprüft werden. Wenn der experimentelle Zugang nicht realisiert werden kann, hilft vielleicht eine gute Theorie, die angibt, welche Variablen zum System gehören sollten und welche nicht. Voraussetzung dafür wäre allerdings eine hinreichende theoretische Durchdringung des Forschungsgegenstandes, die die Partnerschaftsforschung, teils wegen der Komplexität des Gegenstandes, teils auch wegen der oben erwähnten unklaren Konstruktdefinitionen und der damit verbundenen Messprobleme, noch nicht erreicht hat.

Literatur

- Boker, S. M., & Laurenceau, J.-P. (2006). Dynamical systems modeling: An application to the regulation of intimacy and disclosure in marriage. In T. A. Walls & J. L. Schafer (Eds.), *Models for intensive longitudinal data* (pp. 195-218). Oxford, UK: Oxford University Press.
- Bollen, K. A., & Curran, P. J. (2004). Autoregressive latent trajectory (ALT) models: A synthesis of two traditions. *Sociological Methods and Research*, 32, 336-383.
- Brandtstädter, J. (2007). Hartnäckige Zielverfolgung und flexible Zielanpassung als Entwicklungsressourcen: Das Modell assimilativer und akkommodativer Prozesse. In J. Brandtstädter & U. Lindenberger (Hrsg.), *Entwicklungspsychologie der Lebensspanne* (S. 413-445). Stuttgart: Kohlhammer.
- Brandtstädter, J., & Felser, G. (2003). *Entwicklung in Partnerschaften: Risiken und Ressourcen*. Bern: Huber.
- Cattell, R. B. (1971). *Abilities: Their structure, growth, and action*. New York: Houghton Mifflin.
- Felser, G. (2007). Entwicklung in Partnerschaften. In J. Brandtstädter & U. Lindenberger (Hrsg.), *Entwicklungspsychologie der Lebensspanne* (S. 446-482). Stuttgart: Kohlhammer.
- Fincham, F. D., & Rogge, R. (2010). Understanding relationship quality: Theoretical challenges and new tools for assessment. *Journal of Family Theory and Review*, 2, 227-242.
- Gottman, J. M. (1994). *Why marriages succeed or fail*. New York: Simon & Schuster.

- Gräser, H., Brandtstädter, J., & Felser, G. (2001). Zufriedenheit in Partnerbeziehungen: Analyse latenter Entwicklungsgradienten im 14-Jahres-Längsschnitt. In S. Walper & R. Pekrun (Hrsg.), *Familie und Entwicklung. Aktuelle Perspektiven der Familienpsychologie* (S. 200-216). Göttingen: Hogrefe.
- McArdle, J. J. (2009). Latent variable modeling of differences and changes with longitudinal data. *Annual Review of Psychology*, *60*, 577-605.
- Nesselroade, J. R., Stigler, S. M., & Baltes, P. B. (1980). Regression toward the mean and the study of change. *Psychological Bulletin*, *88*, 622-637.
- Oud, J. H. L. (2007). Continuous time modeling of reciprocal relationships in the cross-lagged panel design. In S. M. Boker & M. J. Wenger (Eds.), *Data analytic techniques for dynamical systems* (pp. 87-129). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Oud, J. H. L. (2010). Second-order stochastic differential equation model as an alternative for the ALT and CALT models. *Advances in Statistical Analysis*, *94*, 203-215.
- Oud, J. H. L., & Delsing, M. J. M. H. (2010). Continuous time modeling of panel data by means of SEM. In K. Van Montfort, J. Oud, & A. Satorra (Eds.), *Longitudinal research with latent variables* (pp. 201-244). Berlin: Springer.
- Oud, J. H. L., & Jansen, R. A. R. G. (2000). Continuous time state space modeling of panel data by means of SEM. *Psychometrika*, *65*, 199-215.
- Schnarch, D. (2006). *Die Psychologie sexueller Leidenschaft*. Stuttgart: Klett-Cotta (Original: 1997. *Passionate marriage: love, sex and intimacy in emotionally committed relationships*. New York: Norton).
- Spanier, G. B. (1976). Measuring dyadic adjustment: New scales for assessing the quality of marriage and similar dyads. *Journal of Marriage and the Family*, *38*, 15-28.
- Willi, J. (1991). *Was hält Paare zusammen?* Reinbek bei Hamburg: Rowohlt.

Anschrift des Korrespondenzverfassers:

Dr. Horst Gräser
 Fachbereich I - Psychologie
 Universität Trier
 54286 Trier
 Email: graeser@uni-trier.de