

Daniele Kammer und Martin Hautzinger

(Herausgeber)

Kognitive Depressions- forschung

Mit Beiträgen von J. Bailer, A. Behrmann, P. Bleidt,
C. Brewin, A. Czernik, K. Duda, M. Düsse,
M. Endermann, T.R. Feld, M. Hautzinger,
W. Hubert, R. de Jong-Meyer, D. Kammer, D. Keul,
T. May, M. Schürmann, J. Siemer, H. Singer,
E.M. Steinmeyer und J. Stiensmeier-Pelster



Verlag Hans Huber
Bern Stuttgart Toronto

Kausalattributionen, Depressivität und kritische Lebensereignisse als stochastischer Prozeß

Hermann Singer und Martin Hautzinger

Unter den Erklärungsmodellen zur Depression nimmt in der Untergruppe der kognitiv-psychologischen Ansätze die von SELIGMAN und Mitarbeitern entwickelte Theorie der «Erlernen Hilfllosigkeit» einen wichtigen Platz ein (für einen Überblick siehe HAUTZINGER, 1981). Das Hilfllosigkeitskonzept stammt ursprünglich aus der experimentellen Tierforschung und wurde später auf menschliches Verhalten übertragen (zusammenfassend SELIGMAN, 1975/1983). Bei der Übertragung des Modells auf Menschen zeigten sich einige Schwierigkeiten, die dann im Rahmen einer attributionstheoretischen Reformulierung der alten Theorie gelöst wurden (ABRAMSON, SELIGMAN & TEASDALE, 1978). Demnach reicht nicht allein die Erfahrung von Nichtkontrolle zur Entstehung von Hilfllosigkeit aus, sondern es sind die kausalen Erklärungen, die eine Person für die unkontrollierbare Situation heranzieht, welche ätiologisch entscheidend werden. Eine Person kann den Grund für Nichtkontrolle bei sich selbst oder bei externen Ursachen, bei spezifischen oder generellen Bedingungsfaktoren und in stabilen oder variablen Merkmalen suchen. Hilfllosigkeit und damit depressive Symptome sollen nach folgender Kausalkette entstehen: Objektive Nichtkontingenz → Wahrnehmung gegenwärtiger und vergangener Nichtkontingenz → Attribution für gegenwärtige und vergangene Nichtkontingenz → Erwartung zukünftiger Nichtkontingenz → Symptome der Hilfllosigkeit. Die Universalität depressiver Symptome und Defizite hängt von der Globalität, die Chronizität der Depression von der Stabilität der Hilfllosigkeitszuschreibung ab, während die Absenkung des Selbstwerts mit der Internalität der Kausalattribution zusammenhängt. Die Intensität der Depression steht in Zusammenhang mit der Stärke bzw. Sicherheit der erwarteten Unkontrollierbarkeit und im Falle von Selbstwertdefiziten mit der Wichtigkeit der als nichtkontrollierbar eingeschätzten Situation. Durch diese Reformulierung der Theorie löst sich u.a. ein Problem, das durch die frühere Hypothese nicht erklärt werden konnte: Wie kommt der niedrige Selbstwert von Depressiven zustande, wenn diese Personen doch gar keinen Einfluß auf die Ereignisse erwarten? Insbesondere BECK hat betont, daß Patienten äußere negative Ereignisse auf sich beziehen, auch wenn es keine Grundlage gibt, einen solchen Zusammenhang herzustellen (vgl. RIZLEY, 1978; ABRAMSON & SACKHEIM, 1977).

In den Jahren seit 1978 wurden eine große Zahl von Studien veröffentlicht, die sich mit der empirischen Prüfung der reformulierten Hilfllosigkeitstheorie befassen (vgl. zur Übersicht COYNE & GOTLIB, 1983; PETERSON & SELIGMAN, 1984; SWEENEY, ANDERSON & BAILEY, 1986). Hierbei sind u.a. folgende Aspekte von Interesse: (a) Operationalisierung der Ursachenzuschreibungen bzw. Attributionsstile: eine zentrale Rolle spielt hier der «Attributional Style Questionnaire» (ASQ) (SELIGMAN,

ABRAMSON, SEMMEL & BAEYER, 1979; PETERSON et al., 1982; STEINMEYER, 1984; STIENSMEIER, KAMMER, PELSTER & NIKETTA, 1985). Insbesondere stellt sich die Frage nach der Existenz situationsübergreifender Attributionsstile. (b) Zusammenhang von Attributionsvariablen mit Depressionsmaßen: Ein großer Teil der Studien untersucht Querschnittskorrelationen zwischen ASQ und Depressionsmaßen (meist das BECK-Depressionsinventar). Dies kann einen ersten Hinweis auf die Gültigkeit der Theorie geben, ist jedoch zur Überprüfung der von SELIGMAN (1975/1983) sowie ABRAMSON et al. (1978) vertretenen Ätiologiehypothese (nach der die ungünstigen Attributionsgewohnheiten zur Depressionsentstehung prädisponieren) ungeeignet. Hier können nur Längsschnittstudien weiteren Aufschluß geben. Die dabei in verschiedenen Arbeiten benutzten «Kausalmodelle» sind jedoch entweder falsch (wie z.B. die von GOLIN, SWEENEY und SHAEFFER (1981) und FIRTH und BREWIN (1982) benutzten Cross-lagged-Korrelationen) oder nur von beschränkter Aussagekraft (wie z.B. die LISREL-Strukturgleichungsmodelle bei COCHRAN und HAMMEN (1985)). (c) Obwohl ein Großteil der Studien mit subdepressiven Studenten durchgeführt wurde, konnte inzwischen gezeigt werden, daß das Modell der Hilfllosigkeit auch gewisse klinische Relevanz besitzt (vgl. HAMILTON & ABRAMSON, 1983; STEINMEYER, 1984; PERSONS & RAO, 1985).

Diese Arbeit möchte zu folgenden Problemen einen Beitrag leisten:

1. Was sind die psychometrischen Eigenschaften des Attributionsstil-Fragebogens (ASQ)?
2. In welchem zeitlich-dynamischen Zusammenhang stehen Kausalattributionen und depressive Symptomatik? Treten die kognitiven Korrelate einer Depression im «Schlepptau» einer solchen Störung auf oder können sie auch als kausale «Vorläufer» gelten?

Methode

Stichprobe und Design

Im Rahmen eines prospektiven Panel-Designs wurden 210 Studenten im Abstand von vier Wochen zweimal befragt. Hierbei war eine Schwundrate von 17 Prozent bei den Frauen ($N = 133$) und 28 Prozent bei den Männern ($N = 123$) zu verzeichnen. Es liegen also vollständige Daten für 111 Frauen und 99 Männer vor. Die Auswahl der Versuchspersonen erfolgte willkürlich in der Universitäts-Cafeteria zu verschiedenen Tagen. Für die Teilnahme an beiden Untersuchungsterminen wurden DM 10,- bezahlt. Möglicherweise zeigt sich die Bundeswehrzeit in der Altersverteilung der Stichprobe: Mittleres Alter für die Frauen 21,9 (3,9) Jahre, für die Männer 23,3 (3,3) Jahre.

Variablen

Aus der Darstellung der Theorie der Erlernen Hilfllosigkeit läßt sich ein minimaler Satz von Variablen ermitteln, die erhoben werden sollten:

Attributionen: Der von der Arbeitsgruppe um SELIGMAN entwickelte Attribution Style Questionnaire besteht aus 12 hypothetischen Situationen, die je zur Hälfte Erfolg und Mißerfolg aus dem Sozial- und Leistungsbereich thematisieren. Die Ursachen für den negativen bzw. positiven Ausgang der Situationen müssen dabei auf den Dimensionen intern-extern, stabil-variabel und global-spezifisch bewertet werden. Damit erhält man sechs Skalen, wenn über die Situationen summiert wird. Inwieweit dies gerechtfertigt ist, wird später erörtert. Wir verwenden eine Version des Fragebogens mit 16 Situationen, die sich mit der englischen Version und deutschen Versionen (STEINMEYER, 1984; STIENSMEIER et al., 1985) überschneiden. Die interne Konsistenz der Skalen ist relativ niedrig (α .52 bis .71 bei den Frauen, .41 bis .70 bei den Männern), liegt aber in derselben Größenordnung wie bei STIENSMEIER et al. (1985) berichtet.

Selbstwert: Zur Erfassung dieser Variablen verwendeten wir eine deutsche Version der ROSENBERG Self-esteem-Scale. Die interne Konsistenz ist hoch (.77 Frauen, .81 Männer) und entspricht dem Ergebnis von JERUSALEM (1983).

Befindlichkeit: Die Befindlichkeitsskala (ZERSEN, 1976a) soll die Variabilität im Befinden und somit die momentane Beeinträchtigung des subjektiven Befindens zu beiden Untersuchungsterminen erfassen. Die interne Konsistenz (α .88 Frauen, .85 Männer) entspricht weitgehend den Befunden an einer repräsentativen Eichstichprobe.

Depression: Das Vorliegen depressiver Symptome wird hier durch die von RADLOFF (1977) entwickelte CES-D-Skala (siehe auch HAUZINGER, in Druck) gemessen. Diese Skala wurde speziell für epidemiologische Untersuchungen in der Allgemeinbevölkerung vorgeschlagen. Wir halten dies in der vorliegenden nichtklinischen Stichprobe für einen Vorzug gegenüber dem BECK-Depressionsinventar. Die Skalen interkorrelieren trotzdem hoch miteinander (HAUZINGER, in Druck). Der Fragebogen soll das Vorliegen depressiver Symptome bezogen auf die letzte Woche erfassen. Die interne Konsistenz ist ähnlich zu dem amerikanischen Original hoch (α .88 Frauen, .85 Männer).

Lebensereignisse: Zur Erfassung kritischer Lebensereignisse im näheren zeitlichen Umfeld der Untersuchungszeitpunkte wurden verschiedentlich Ereignisskalen vorgeschlagen. Wir verwendeten eine verkürzte und für die studentische Stichprobe adaptierte Fassung der Life Events Scale von HOLMES und RAHE (1967). Alle Items wurden gleich gewichtet. Eine Trennung in positive bzw. negative kritische Ereignisse wurde nicht vorgenommen. Die interne Konsistenz ist relativ gering (α .47 Frauen, .53 Männer), was bei einer Sammlung von heterogenen Items auch zu erwarten ist.

Modellwahl

Geringe Querschnittskorrelationen sind nicht unbedingt ein Argument gegen einen zeitlich verschobenen Zusammenhang von Variablen. Man könnte spekulieren, daß eine depressive Symptomatik erst eine Zeit braucht, um sich bei Vorliegen eines Lebensereignisses und eines ungünstigen Attributionsstils aufzubauen. Oder umgekehrt, die kognitive Veränderung stellt sich erst im Laufe einer depressiven Phase ein. Möglicherweise sind diese Kognitionen latent vorhanden, außerhalb einer depressiven Phase nicht meßbar und trotzdem an der Depressionsentstehung dynamisch beteiligt. Hier treten weitere Probleme auf: (a) Wenn solche phasenverschobe-

nen, dynamischen Zusammenhänge bestehen, was ist die relevante Zeitskala, d.h. in welchen Abständen soll man messen? (b) Gibt es Personen, deren Dynamik eine vergleichbare Struktur hat, die also sinnvoll zu einem statistischen Ensemble zusammengefaßt werden können? (c) Wie soll man den zeitlichen Verlauf der Variablen (Trajektorien) durch die gemessenen Punkte interpolieren? In einem rein deskriptiven Modell kann eine *beliebige* Funktion an die Datenpunkte angepaßt werden (etwa Polynome in der varianzanalytischen Wachstumskurvenanalyse). Im Gegensatz dazu ergeben sich in einem systemtheoretischen Modell die Interpolationsfunktionen automatisch als Lösung der Prozeßgleichung. Dies ist einem reinen Datenfit vorzuziehen (siehe dazu MÖBUS & NAGL, 1983). (d) Studien mit unterschiedlichem Zeitabstand zwischen den Messungen können nicht verglichen werden, da die Modellparameter in komplizierter Weise von der Zeit abhängen. Dies führt zur Forderung, mit zeitkontinuierlichen Modellen zu arbeiten, da hier ein Vergleich der Strukturparameter trotz verschiedenem Zeitabstand bei der Datenerhebung möglich ist (Kreuzvalidierung). (e) Um Kausalinterpretationen vornehmen zu können, muß ein explizites Modell benutzt werden, das die meßbare Momentenstruktur generiert. Eine ausschließliche Interpretation der Momente (Erwartungswerte, Kovarianzmatrizen, Korrelationen, usw.) genügt nicht.

Erst die Parameter θ eines *explizit die kontinuierliche Zeit t* enthaltenen Modells $M(\theta, t)$ lösen die genannten Forderungen ein. Dies trifft insbesondere auf die Cross-lagged Korrelationsmethode und multivariate Regressionsmodelle nicht zu. MÖBUS und NAGL (1983) fassen zusammen: «a) Die Zeit hat keine Löcher; b) Prognosen sollen für beliebig wählbare Zeitpunkte möglich sein; c) Suche nach Parameterinvarianz ist bei Kreuzvalidierungen oberstes Ziel; d) Kausal-inhaltliche Interpretationen sollen auf der Prozeßebene des Phänomens erfolgen.»

Die mathematische Interpretation von Längsschnittdaten sollte nur mit Hilfe zufälliger Funktionen vorgenommen werden. Eine zeitabhängige R^p -wertige Zufallsvariable X_t , d.h. eine Familie zufälliger Größen mit der Indexmenge I , $t \in I$, wird als *stochastischer Prozeß* bezeichnet (Wenn I abzählbar ist, spricht man von einer Zeitreihe). Betrachtet man $X_t(\omega)$ für festes ω (d.h. für jede statistische Einheit) als Funktion der Zeit, so erhält man eine Trajektorie (Realisierung) des stochastischen Prozesses (vgl. ARNOLD, 1973) (siehe Abbildung 1). In einem deterministischen System kann die zeitliche Entwicklung des Systemzustandes X_t (der in unserem Fall aus den zehn Variablen Selbstwert, Befindlichkeit, Depressivität, internale, stabile, globale Attribution von Mißerfolgs- bzw. Erfolgserlebnissen und Lebensereignisse besteht) mit Hilfe einer gewöhnlichen Differentialgleichung beschrieben werden. Stochastische Elemente müssen diesem System hinzugefügt werden, da (1) nicht alle Versuchspersonen im gleichen Anfangszustand vorliegen (zufällige Anfangsbedingungen), (2) sicher nicht alle relevanten Variablen erfaßt werden können (unvollständiger Systemzustand), (3) zufällige Störungen (Rauschen) wirken, die nicht direkt zu erfassen sind, (4) die deterministische Prozeßgleichung nur eine Approximation darstellt, (5) der Vorgang der Datenerhebung zu einer irreversiblen Beeinflussung der Versuchspersonen führt. Dieser Effekt kann in Analogie zum Meßproblem der Quantenmechanik diskutiert werden (vgl. DEVEREUX, 1967) und ist auch mit Hilfe eines Meßmodells nicht zu beseitigen.

Im einfachsten Fall kann die Zeitentwicklung des Systemzustandes X_t durch eine lineare, autonome stochastische Differentialgleichung beschrieben werden (siehe ARNOLD, 1973):

KAUSALMODELLE

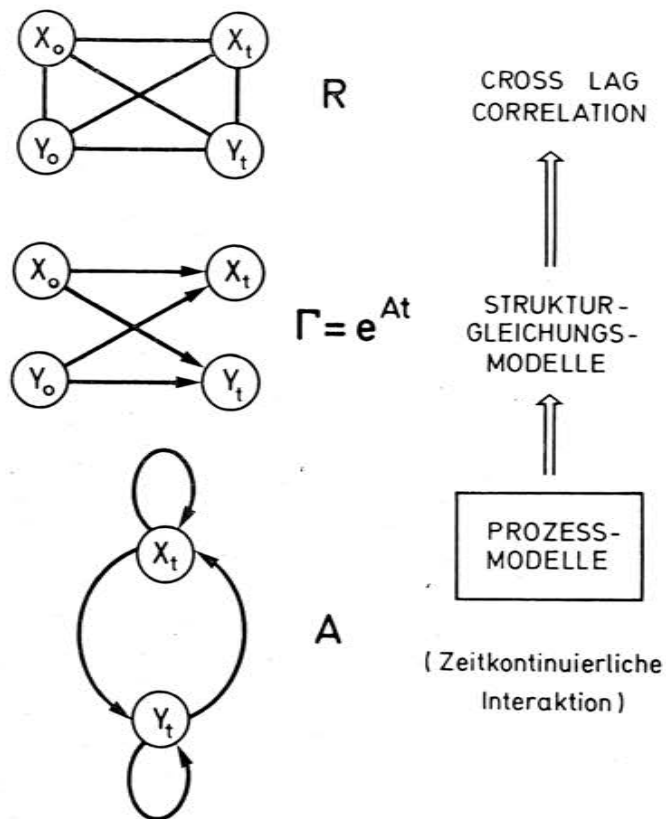


Abbildung 1. Drei mögliche Kausalmodelle in graphischer Verdeutlichung.

$$(1) \dot{X}_t = AX_t + G\zeta_t; t \geq 0, X_0 = X(0).$$

Hierbei bedeutet \dot{X}_t die Zeitableitung von X_t , und A bzw. G sind reelle $p \times p$ -Matrizen. Die zeitliche Veränderung von X_t setzt sich also aus einem systematischen Teil, der durch die Strukturmatrix (Driftmatrix) A und den Systemzustand selbst gegeben ist (Eigendynamik) und einem Fluktuationsteil zusammen. Dieser wird üblicherweise durch einen verallgemeinerten stochastischen Prozeß ζ_t idealisiert, der als weißes Rauschen bezeichnet wird (d.h. die Störung ist so irregulär, daß alle Frequenzen mit gleicher Stärke vorkommen). ζ_t läßt sich als verallgemeinerte Ableitung des WIENER-Prozesses W_t angeben (siehe ARNOLD, 1973). Differentialgleichungen dieser Art wurden erstmals 1908 von LANGEVIN zur Beschreibung der BROWNSCHEN Bewegung benutzt (vgl. NELSON, 1967). Der in Gleichung (1) definierte Prozeß

wird als ORNSTEIN-UHLENBECK-Prozeß bezeichnet. Kausalaussagen stützen sich in dieser Arbeit auf Maximum-Likelihood-Schätzungen der Strukturmatrix A und der Diffusionsmatrix GG' .

Die Verwendung eines linearen Modells hat verschiedene Gründe: (1) Nichtlineare deterministische Modelle mit mehr als zwei Freiheitsgraden können ein extrem irreguläres Verhalten zeigen, das als «deterministisches Chaos» bezeichnet wird (SCHUSTER, 1984; RUELLE, 1980). Die mathematischen Probleme, die damit verbunden sind, sollen in diesem ersten Forschungsabschnitt vermieden werden. Wechselwirkungen zwischen Attributionen und Lebensereignissen führen jedoch auf solche nichtlinearen Modelle, so daß eine echte Überprüfung des Diathese-Streß-Modells ein entsprechendes Vorgehen erfordert. (2) Vor der Parameterschätzung muß der Identifikationsstatus des Modells geklärt werden, d.h. lassen sich aus dem meßbaren Output eines Modells die Systemparameter θ eindeutig bestimmen? Hier ergeben sich schon im linearen Modell Probleme, da die Matrix-Gleichung $B = \exp(AT)$, die durch den Abstand T der Befunderhebung auftritt, keine eindeutige Lösung aufweist, (siehe PHILLIPS, 1976; MÖBUS & NAGL, 1983). Man stößt also auf das Phänomen der Beobachtungsäquivalenz, d.h. mehrere verschiedene Parametervektoren θ_1, θ_2 , usw. führen auf das gleiche beobachtbare Resultat (vgl. TIGELAAR, 1982). In nichtlinearen Modellen verschärft sich dieses Problem noch erheblich. Im vorliegenden Fall kann eine Approximation der Integralform von Gleichung (1) identifiziert und daher geschätzt werden. Hierzu wird diese Näherung formal in ein LISREL-Modell umgeschrieben (MÖBUS & NAGL, 1983). (3) Die Größe der Fluktuation ist unabhängig vom Systemzustand. Man erhält deshalb die gleiche Lösung, sowohl in der Itô- als auch der STRATONOVICH-Interpretation von Gleichung (1) (vgl. ARNOLD, 1973).

Die Lösung des Anfangswertproblems (1) läßt sich leicht angeben:

$$(2) X_t = e^{At}X_0 + \int_0^t e^{A(t-\tau)} GdW_\tau$$

Man kann dies als explizit zeitabhängiges multivariates Regressionsmodell mit Regressionsmatrix $\Gamma(t) = e^{At}$ und Gleichungsfehler $\delta_t = \int_0^t e^{A(t-\tau)} GdW_\tau$ interpretieren. Damit können die kritischen Bemerkungen über Kausalmodelle (vor allem Strukturgleichungsmodelle und Cross-lagged Korrelationen) weiter qualifiziert werden. Durch direkte Schätzung von Γ erhält man Regressionsparameter, die implizit die Strukturmatrix A und den Zeitabstand T enthalten, der willkürlich ist. Dies führt zu völlig verschiedenen Kausalinterpretationen der gleichen Daten. Die inhaltliche Interpretation sollte jedoch auf der Prozessebene des Phänomens erfolgen.

Aus Gleichung (2) kann die Korrelationsmatrix R berechnet werden (vgl. Abbildung 1). Wie ROGOSA (1979) aufzeigt, ist die Differenz der Kreuzkorrelationen eine komplizierte Funktion der Varianzen und restlichen Korrelationen, die von der Differenz der Kreuz-Regressionsparameter abweicht (z.B. auch im Vorzeichen). Daher sind inhaltliche Interpretationen, die auf der Cross-lagged-Korrelationsmethode aufbauen, mit Vorsicht zu genießen.

Zum Abschluß dieses Abschnittes noch eine Bemerkung zum Verhalten des Modells unter Skalentransformation. Da Multiplikationen vorkommen, muß mindestens Intervallskalenniveau für die Variablen angenommen werden. Entsprechend sind lineare Transformationen zugelassen und Differenzen interpretierbar:

$$(3) T: X' = \alpha x + \beta$$

Um invariante Resultate zu erhalten, wird häufig der Weg der Standardisierung gegangen. Ähnlich wie im Falle der Strukturgleichungsmodelle ist dies hier nicht ohne weiteres durchführbar, da Erwartungswerte und Varianzen zeitabhängig sind. Weiterhin ist zu beachten, daß Argumente in mathematischen Funktionen dimensionslose Zahlen sein müssen. Im Falle von Verhältnisskalen kann dies durch eine Bezugsgröße erreicht werden (etwa ein Bezugspegel im WEBER-FECHNERSchen Gesetz), bei Intervallskalen durch die Transformation:

$$(4) Z = \frac{X - a}{b - a}$$

Diese «dimensionslose» Variable ist invariant unter der Transformation T . Wählt man $a = X_{\min}$, $b = X_{\max}$ (Minimum und Maximum der Rohwerte), so liegt Z zwischen 0 und 1. Wir wählen (aus numerischen Gründen) eine Transformation auf das Intervall (0,10) und analysieren die Abweichung vom Trend $\mu(t) = E(Z_t)$. Hier muß eine Normung erreicht werden, da sonst ein Vergleich von Studien nicht möglich ist.

Ergebnisse

Analyse des Attributional Style Questionnaire: Gibt es die postulierten Skalen? Wir prüfen hier zwei Fragen: (1) Lassen sich die 48 Items (hier 16 Situationsvorgaben, die auf drei Attribuierungsdimensionen einzuschätzen sind) in 6 verschiedene Skalen trennen und (2) sind die drei Attributionsdimensionen orthogonal (wie von ABRAMSON et al. 1978 postuliert)?

(1) Clusteranalysen (Diagonales Ordnen: Nach einem von NAGL entwickelten Verfahren werden die Zeilen und Spalten der Ähnlichkeitsmatrix solange vertauscht, bis eine Matrix entsteht, die ungefähr aus Diagonalblöcken aufgebaut ist) zeigen, daß sich die postulierte Struktur von sechs Diagonalblöcken (Skalen) nicht nachweisen läßt. Man erhält stattdessen eine bunte Mischung von Items aus allen drei Attribuierungsdimensionen. Die meisten Items der Stabilitätsskala bilden zusammenhängende Blöcke, jedoch läßt sich Erfolgs- bzw. Mißerfolgsattribution nicht voneinander trennen. Diese Befunde decken sich mit einer Studie von CUTRONA, RUSSEL und DALLAS (1985), die eine Faktorenanalyse der Attribution-Stil-Skala durchgeführt haben. Ein 3-Faktorenmodell (korreliert) ergibt einen sehr schlechten Datenfit. Dies stimmt mit einer Hauptkomponentenanalyse unseres Fragebogens überein. Eine 3-Faktorenlösung erklärt dabei 32.7% der Gesamtvarianz (I = 14.2%, II = 10.2%, III = 8.3%) und der erste der orthogonal rotierten Faktoren läßt sich mit viel gutem Willen als «Stabilität» interpretieren.

Im Gegensatz dazu konnte STEINMEYER (1984) bei 38 klinisch-depressiven Patienten eine gut interpretierbare 4-Faktorenlösung (Wichtigkeit als vierte erfragte Dimension) seines Attributionsfragebogens finden (79% Varianzaufklärung). Diese unterschiedlichen Befunde deuten darauf hin, daß eine gruppenspezifische Faktorenstruktur bestehen könnte, die möglicherweise eine Funktion der Depressionstiefe darstellt (Komplexitätsreduktion in der Depression).

(2) Addiert man die entsprechenden Items trotz aller Bedenken, so spiegelt sich

die Heterogenität des Fragebogens in niedrigen Reliabilitätswerten (Interne Konsistenz zwischen .41 und .71) und beträchtlichen Interkorrelationen der sechs «Skalen» wider. Dies ist wieder konsistent mit Resultaten von PETERSON et al. (1982), MANLY, MCMAHON, BRADLEY und DAVIDSON (1982), ZAUTRA, GUENTHER und CHARTIER (1985). Die Bildung eines Gesamtwertes über alle Items der Attributionskala erscheint daher genauso fragwürdig wie die Berechnung von Subskalenwerten. Prüft man ein G-Faktorenmodell (Gesamtwert) mit Hilfe des LISREL- ξ -Meßmodells (siehe JÖRESKOG & SÖRBOM, 1981), so ergibt sich ein sehr schlechter Modellfit ($t_1 : X^2_9 = 80.6$, $t_2 : X^2_9 = 145.7$). Die Einzelreliabilitäten sind zum Teil extrem niedrig (Intern-Mißerfolg: .01, .04). Läßt man Meßfehlerkorrelationen zu, so ergeben sich Modelle mit nicht positiv definiter Fehlerkovarianz. Ähnliche Anomalien ergeben sich bei der Prüfung eines 2-Faktorenmodells (Erfolg- bzw. Mißerfolg-Gesamtwert). Daher läßt sich auch die Bildung von Gesamtwerten faktorenanalytisch nicht rechtfertigen.

Zusammenfassend kann man sagen, daß die Struktur des Attribution Style Questionnaire sehr heterogen ist und nicht den postulierten Skalen entspricht. Es ist deshalb fraglich, ob ein situationsübergreifender Attributionsstil existiert.

Identifikation und Schätzung des ORNSTEIN-UHLENBECK Prozesses.

Aufgrund der oben diskutierten Anomalien im Attributionsfragebogen verzichten wir auf eine Analyse mit latenten Variablen (Meßmodell) und arbeiten mit den manifesten Größen. Wir prüfen zuerst die Frage, ob die Geschlechter getrennt ausgewertet werden müssen. Da im folgenden die Kovarianzmatrix des Zufallsvektors $(X_0, X_T)'$ analysiert wird, testen wir die Gleichheit der beiden Kovarianzmatrizen (Irrtumswahrscheinlichkeit $\alpha = 5\%$). Der entsprechende Likelihood-Ratio-Test ergibt $X^2_{210} = 243.68$, $p = .06$. Daher muß die Nullhypothese beibehalten werden. Wir unterscheiden deshalb im folgenden die Gruppen nicht mehr und analysieren die volle Matrix.

Wie schon erwähnt, kann eine Approximation der Integralform des Modells identifiziert und geschätzt werden (BERGSTROM, 1966).

Man findet (\cdot, \cdot) ist die Kovarianz):

$$(5) (X_T, X_0) - (X_0, X_0) = A \cdot \frac{T}{2} ((X_0, X_0) + (X_T, X_0))$$

$$(1 - A \frac{T}{2}) (X_T, X_T) (1 - A' \frac{T}{2}) = (1 + A \frac{T}{2}) (X_0, X_0) (1 + A' \frac{T}{2}) + GG' \cdot T$$

Damit sind A und GG' identifiziert. Um die Parameter zu schätzen, wird das Modell in ein formales LISREL-System umgeschrieben (MÖBUS & NAGL, 1983):

$$(6) \begin{array}{l} \begin{bmatrix} \Delta X \\ \bar{X} \\ X_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & A & 0 \\ 0 & 0 & 1/2 \\ 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X \\ \bar{X} \\ X_T \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 1/2 \\ 1 \end{bmatrix} X_0 + \begin{bmatrix} \zeta \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \\ \begin{bmatrix} Y_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X \\ \bar{X} \\ X_T \end{bmatrix} \end{array}$$

$$\begin{bmatrix} Y_0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_0 \end{bmatrix}$$

DRIFTMATRIX A DES ORNSTEIN - UHLENBECK - PROZESSES

$$\dot{X}_t = AX_t + G\zeta_t$$

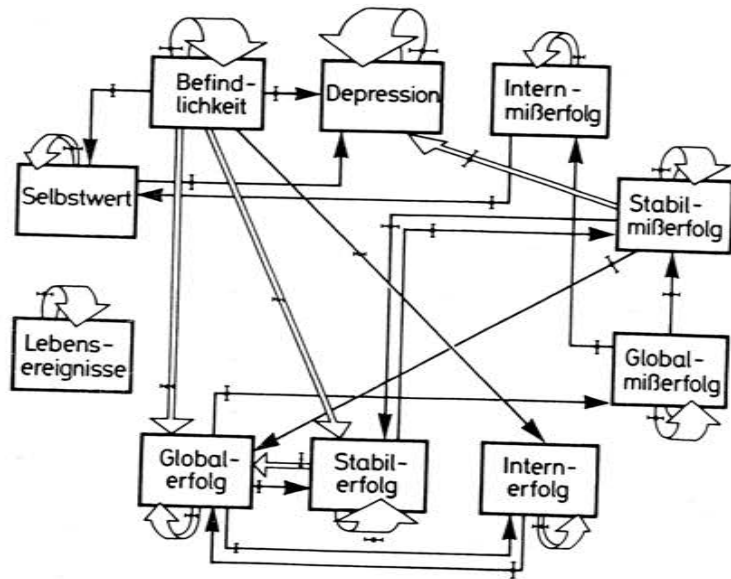


Abbildung 2. Kausales Prozeßmodell der hier berichteten Ergebnisse. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurden die Koeffizienten weggelassen. Schwarze, ausgefüllte Pfeile repräsentieren eine positive Wirkung, helle, nicht ausgefüllte Pfeile repräsentieren einen negativen, dämpfenden Einfluß.

Die Abbildung 2 zeigt das Netz der verschiedenen Kausalpfade, die durch die Strukturmatrix A repräsentiert werden, in graphischer Form (es sind nur die Parameter eingezeichnet, deren 95%-Konfidenzintervall 0 nicht enthält). Das Bild erscheint auf den ersten Blick verwirrend, enthält jedoch interessante Strukturen. Positive Einflüsse (anregend) sind schwarz, negative Einflüsse (dämpfend) hell gezeichnet. Es sei nochmals betont, daß es sich hierbei nicht um Regressionsparameter handelt. Auffällig ist die starke, dämpfende Selbstwechselwirkung der Variablen, die mit einem exponentiellen Zerfall der Regressionsfunktion $\Gamma(t)$ korrespondiert. Weiterhin sind mehrere geschlossene Rückkoppelungsschleifen zwischen Attributionsvariablen zu erkennen. Dies dürfte mit der hohen Ähnlichkeit dieser Dimensionen zusammenhängen. Interessant ist ferner, daß die Variable «Lebensereignisse» aus dem Kausalnetz völlig herausfällt und somit Zweifel an dem Diathese-Streß-Modell aufkommen läßt. Um die einzelnen Effekte klarer darzustellen, haben wir das Kausalnetz in Einzelbilder zerlegt (vgl. Abbildung 3). Bemerkenswert ist die Rolle der aktuellen Befindlichkeit. Sie bewegt sich im Rahmen des Modells weitgehend autonom (keine Pfeile weisen auf BF), wirkt jedoch auf den Selbstwert, die Depressivität und die drei Erfolgsattributionen (oben links). Die Attribuierungsdimension Intern-Mißerfolg zeigt eine Kausalbeziehung zum Selbstwert, der seinerseits auf

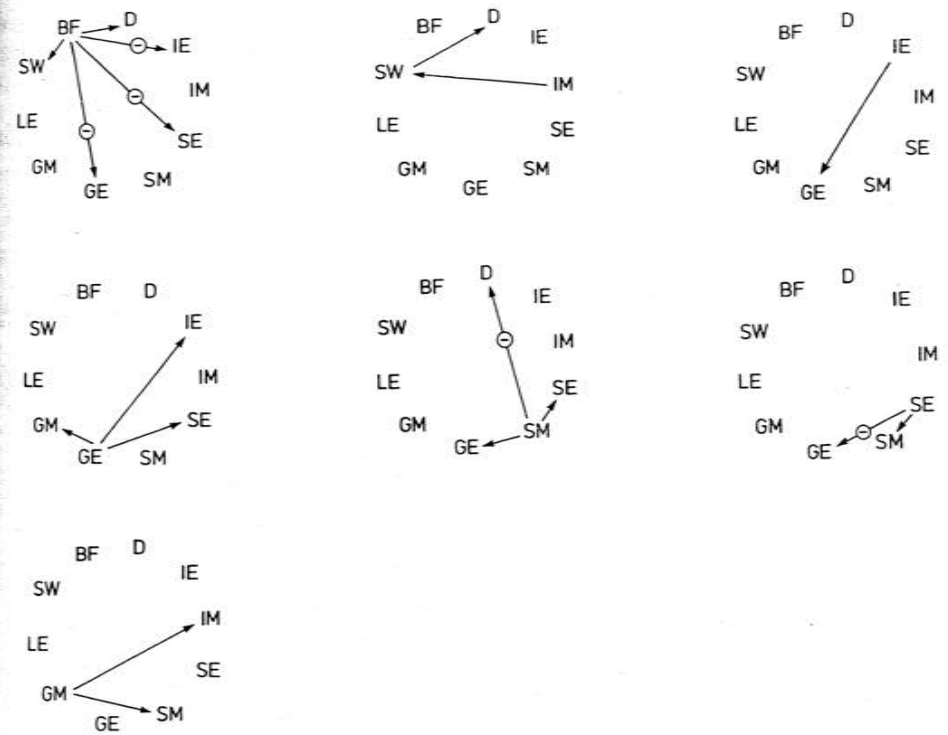


Abbildung 3. Einzelne kausale Einflüsse der Abbildung 2 in übersichtlicher Form.

die Depressionsvariable Einfluß nimmt, während von der Depressivität keine Wirkungen ausgehen (oben rechts). Wie schon erwähnt, bestehen unter den Attributionsvariablen eine Fülle von Beziehungen, die postulierten Wirkungen in Richtung Depression lassen sich jedoch nicht nachweisen. Einzige Ausnahme ist der wenig hypothesengerechte negative Einfluß der Dimension Mißerfolg-Stabil (unten links). Ähnliches finden auch PERSON und RAO (1985), wobei die entsprechenden Korrelationen in der Literatur zwischen .34 und -.15 schwanken und man daher das Ganze nicht überbewerten sollte. Insgesamt muß man sehen, daß diese systematischen Anteile von einem starken Prozeßfehleranteil (Rauschen) überlagert sind. Der Anteil der Varianz von X_t , der sich durch Kenntnis von A und X_0 erklären läßt, wird mit wachsendem Zeitabstand immer geringer. Vergleicht man den Fehler, den man mit Kenntnis der Regressionsgleichung (2) macht, mit dem Fehler ohne eine solche Information, so läßt sich daraus die anteilmäßige Fehlerreduktion (PRE = proportional reduction of error) berechnen (NAGL, 1985): $PRE = 1 - F(\text{mit}) / F(\text{ohne})$. Interessant ist nun, daß man mit Hilfe dieser einfachen Definition bekannte Maße wie den Determinationskoeffizienten r^2 ableiten kann. Geht man für Gleichung (2) analog vor, kann man das zeitabhängige, multiple PRE-Maß $\nabla^{(t)} = 1 - V(e^{At} X_0 - X_t)_{ii} / V(X_t)_{ii}$ ableiten, das der quadrierten multiplen Korrelation entspricht.

In Abbildung 4 ist der schnelle zeitliche Zerfall dieser Fehlerreduktion dargestellt, da mit wachsender Zeit immer mehr zufällige Störungen hinzutreten. Besonders instabil zeigt sich – wie zu erwarten – die emotionale Befindlichkeit. Insgesamt erhält man eine Überlagerung von relaxierenden Anteilen ohne sichtbare Schwingungen oder Phasenverschiebungen. Eine Berechnung der Eigenwerte der Strukturmatrix A zeigt, daß zwar Schwingungen im System enthalten, diese jedoch sehr stark gedämpft sind. Weiterhin besteht die Möglichkeit, daß jede Person eine andere Frequenz aufweist, die sich bei der Zusammenfassung zu einem Ensemble herausmittelt. Hier helfen nur Einzelfallanalysen mit vielen Zeitpunkten. Um einen genauen Einblick in das Schwingungsspektrum zu erhalten, betrachten wir den Verlauf der deterministischen Lösung ($G = 0$): $X_t = e^{At} X_0$. Der zeitliche Verlauf mit der Anfangsbedingung $X_0 = (1, \dots, 1)'$ ist in Abbildung 5 aufgetragen. Da alle Eigenwerte einen negativen Realteil aufweisen, läuft jede Lösung mit beliebiger Anfangsbedingung in den Nullpunkt. Wiederum zeigen sich stark gedämpfte Schwingungen, insbesondere bei den Attributionsvariablen. Dies dürfte ein Ausdruck der schon erwähnten Rückkoppelungsschleifen sein. Interessanterweise steigt die Befindlichkeit nach einem sehr schnellen exponentiellen Abfall wieder etwas an, um nach sehr langer Zeit (in Abbildung 5 nach 10 mal 4 Wochen) wieder abzufallen. Es ist klar, daß Extrapolationen über so lange Zeiträume nicht sinnvoll interpretiert werden

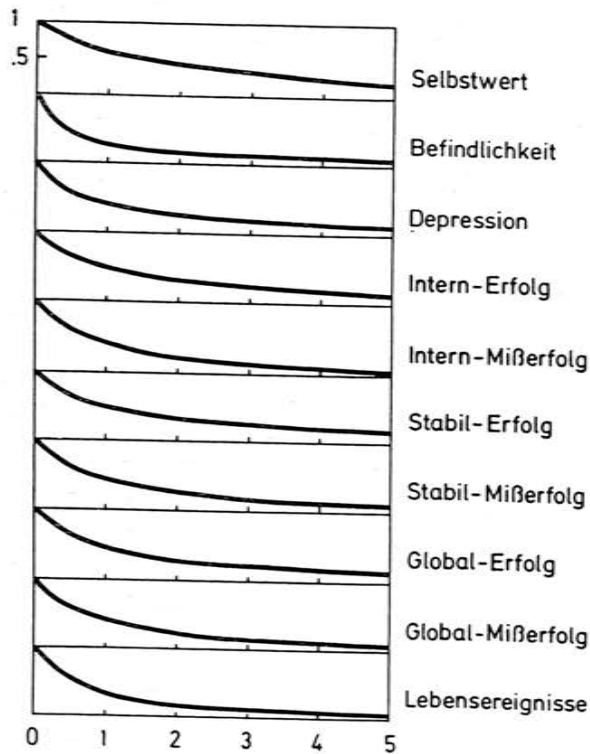


Abbildung 4. Zeitlicher Zerfall des multiplen PRE-Maßes jeder der untersuchten Variablen.

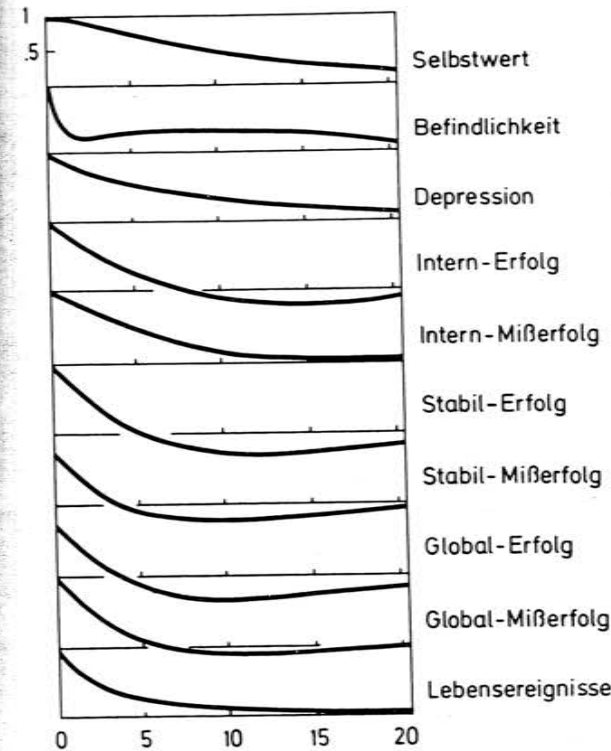


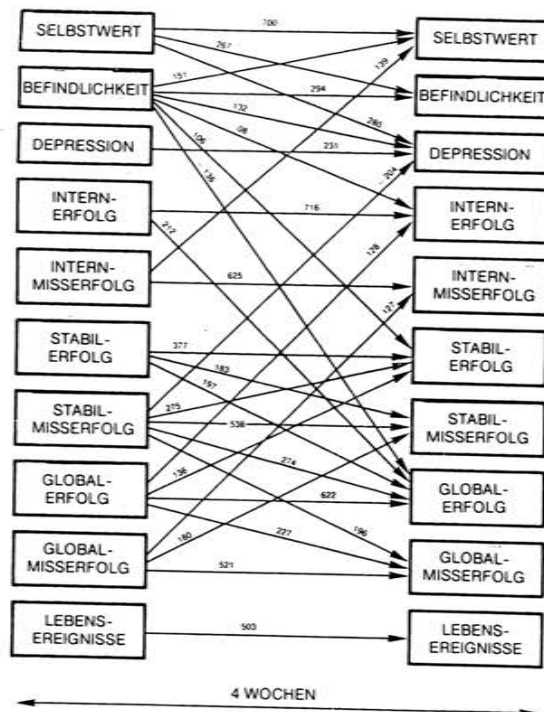
Abbildung 5. Zeitlicher Verlauf der untersuchten Variablen bei Berechnung aufgrund der deterministischen Lösung.

können. Auch hier lassen sich keine auffälligen phasenverschobenen Oszillationen erkennen.

Abschließend vergleichen wir ein direkt geschätztes, nur implizit zeitabhängiges Regressionsmodell mit den vom ORNSTEIN-UHLENBECK-Prozess erzeugten Kausalinterpretationen. Die Matrizen $\Gamma(t) = e^{At}$ und Γ sind sehr ähnlich. Allerdings würde man mit Hilfe von Γ Kausalpfade zwischen Selbstwert und Befindlichkeit bzw. den Attributionsdimensionen Mißerfolg-Stabil und Mißerfolg-Global finden, die in A nicht signifikant sind (vgl. Abbildung 6).

Diskussion

Zusammenfassend läßt sich sagen, daß die betrachteten kognitiven Prozesse (Kausalattributionen) hauptsächlich von der depressiven Symptomatik (genauer der aktuellen emotionalen Befindlichkeit) abhängen. Es lassen sich jedoch auch Wirkungen in der umgekehrten Richtung finden, insbesondere von internalen Kausalattributionen der Mißerfolgssituationen auf den Selbstwert (im Sinne eines verminderten Selbstwertgefühls). Die negative Wirkung von stabilen Mißerfolgsattributionen



(N=210. Nur Matrixelemente deren 95% Konfidenzintervall Null nicht enthält)

Abbildung 6. Multivariate Regression der untersuchten Variablen über den Untersuchungszeitraum.

auf Depressivität ist nicht hypothesengerecht, jedoch in Einklang mit anderen Arbeiten. Festzuhalten bleibt, daß eine ausgeprägte Kausalwirkung in Richtung auf die Kausalattributionen geht und aus diesem Grund die «einfache Ätiologiehypothese» (ungünstige Attributionsstile bewirken Depressionen), in Übereinstimmung mit anderen Resultaten (HAUTZINGER, 1983; HAMILTON & ABRAMSON, 1983; auch STEINMEYER, 1984) nicht haltbar erscheint. Einschränkend muß man aber zugeben, daß hierzu nur eine Langzeitstudie, die auch zeitliche Veränderungen der Kausalparameter berücksichtigt, klare Antworten geben kann.

Weiterhin läßt sich die «Diathese-Streß-Hypothese», wiederum konsistent mit anderen Arbeiten (vgl. CUTRONA, 1983), im Rahmen eines linearen Modells nicht bestätigen. Allerdings muß man zu einer echten Überprüfung der Interaktionshypothese mit nichtlinearen Termen (im einfachsten Fall als Produkt Attribution * Lebensereignisse, eventuell mit Zeitverschiebung) arbeiten, die zu einem sehr komplizierten dynamischen Verhalten des Systems führen können. In Anbetracht der fragwürdigen psychometrischen Qualitäten des Attributionsfragebogens erscheint eine derartige Modellbildung verfrüht. Alternativen zur Benutzung des Fragebo-

gens könnten einerseits darin bestehen, *reale* Erlebnisse bewerten zu lassen (die Arbeitsgruppe um C. HAMMEN verfolgt diese Strategie), bzw. zuerst festzustellen, welche Art von Ursachenzuschreibung ohne Vorgabe von Dimensionen überhaupt vorgenommen wird (die Arbeitsgruppe um C. WORTMAN beschreitet diesen Weg, vgl. auch HERRMANN, 1984). Schließlich könnte versucht werden, die einzelnen Situationen des Attributionsfragebogens als getrennte Variablen zu behandeln, da bei der Aggregation derartig heterogener Größen ein wenig aussagekräftiger Mischmasch entsteht.

Diese Mängel in der Operationalisierung zentraler Variablen relativieren daher auch inhaltliche Aussagen über den Zusammenhang von Attributionsstilen und Depression.

Eine Beschränkung der vorliegenden Untersuchung besteht in der geringen Anzahl erhobener Wellen. Zwar läßt das gewählte zeitkontinuierliche Modell eine Parameterschätzung zu, die unabhängig vom gewählten Zeitabstand Prognosen ermöglicht, jedoch kann mit mehr Meßzeitpunkten die Form der Trajektorien genauer beurteilt werden. Insbesondere ließen sich Aussagen darüber treffen, welche Modelltypen den Trajektorien qualitativ angemessen sind.

Eine alternative Strategie bestünde darin, weniger Personen und dafür mehr Zeitpunkte zu untersuchen (im Extremfall letztlich Einzelfallstudien). Die Parameterschätzung kann in diesem Fall mit Hilfe stochastischer Integrale über *eine* Trajektorie erfolgen (siehe hierzu BASAWA & PRAKASA RAO, 1980). Damit kann auch die Frage untersucht werden, ob sich mehrere Einzelfälle sinnvoll zu einem statistischen Ensemble aggregieren lassen. Allerdings muß man bei häufiger Meßwiederholung mit Gedächtniseffekten rechnen, die im Modell mit sogenannten Memory-Funktionen berücksichtigt werden können.

Wir hoffen gezeigt zu haben, wie man ein systemtheoretisches Modell auf reale psychologische Daten anwenden kann. Die Schätzung der Parameter erfolgt dabei mit existierenden Programmsystemen (z.B. LISREL). Die weitere Analyse und Verarbeitung der gewonnenen Matrizen muß allerdings mit Hilfe eigener Programme und von Numerik-Bibliotheken (z.B. NAG) erfolgen. Eine Erweiterung der diskutierten Methode auf Daten mit mehreren, auch unregelmäßigen Erhebungszeitpunkten ist dabei ohne weiteres möglich.

Zusammenfassung

SELIGMANS Theorie der «gelernten Hilflosigkeit» wird im Rahmen eines prospektiven Panel-Designs überprüft. Im ersten Teil der Arbeit untersuchen wir die psychometrischen Eigenschaften des Attributions-Fragebogens ASQ. Cluster- und Faktorenanalysen zeigen, daß sich die postulierte Struktur von orthogonalen Attributionsdimensionen (intern/extern, stabil/variabel, global/spezifisch) und die Trennung in 6 verschiedene Skalen empirisch nicht nachweisen läßt. Es ist deshalb fraglich, ob ein situationsübergreifender Attributionsstil existiert.

Anschließend testen wir SELIGMANS Ätiologiehypothese (ungünstige Attributionsgewohnheiten begünstigen die Depressionsentstehung) und das Diathese-Streß-Modell (Zusammenwirken von Attributionen mit belastenden Lebensereignissen) im Rahmen eines systemtheoretischen Modells. Dazu schätzen wir die kausalen Strukturparameter (Driftmatrix) einer stochastischen Differentialgleichung.

Es zeigt sich, daß die betrachteten kognitiven Prozesse (Kausalattributionen) hauptsächlich von der depressiven Symptomatik (emotionale Befindlichkeit) abhängen, jedoch finden sich auch hypothesengerechte Wirkungen in der umgekehrten Richtung (internale Kausalattribution von Mißerfolgen dämpft das Selbstwertgefühl). Die Variable Lebensereignisse fällt dagegen aus dem Kausalnetz völlig heraus.

Somit lassen sich beide Hypothesen in dieser einfachen Form nicht halten. Zu einer echten Überprüfung der Interaktionshypothese wären allerdings nichtlineare Modelle erforderlich, die chaotisches Zeitverhalten aufweisen können.

Weiterhin werden Schwächen in der Literatur benutzter Kausalmodelle und Verallgemeinerungen der hier verwandten Modellbildung diskutiert.

Teil II

Depression, Kognition und Persönlichkeit