

# **Die Resilienzskala – Ein Fragebogen zur Erfassung der psychischen Widerstandsfähigkeit als Personmerkmal**

Jörg Schumacher, Karena Leppert, Thomas Gunzelmann,  
Bernhard Strauß und Elmar Brähler

*Korrespondenzanschrift:*

Priv.-Doz. Dr. rer. nat. habil. Jörg Schumacher, Dipl.-Psych.  
Psychologischer Psychotherapeut  
Klinikum der Friedrich-Schiller-Universität Jena  
Institut für Medizinische Psychologie  
Stoysstr. 3, D-07740 Jena  
[joerg.schumacher@med.uni-jena.de](mailto:joerg.schumacher@med.uni-jena.de)

## ZUSAMMENFASSUNG

Berichtet wird über die teststatistische Überprüfung und Validierung einer deutschsprachigen Version der Resilienzskala (RS) von Wagnild und Young (1993). Resilienz („psychische Widerstandsfähigkeit“) wird dabei als eine personale Ressource betrachtet, die mit einer gesunden Entwicklung von Kindern, Jugendlichen und Erwachsenen assoziiert ist. In der Studie, die auf den Daten einer repräsentativen Stichprobe der deutschen Bevölkerung ( $N = 2.031$ ; Alter 14-95 Jahre) basiert, wurden neben der Resilienz auch die allgemeine Selbstwirksamkeitserwartung sowie subjektive Körperbeschwerden mittels Selbstbeurteilungsverfahren erfasst [Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung (SWE), Kurzform des Gießener Beschwerdebogen (GEB-24)]. Die von den Autorinnen der RS postulierte zweidimensionale Struktur des Verfahrens konnte von uns faktorenanalytisch nicht repliziert werden. Bei der RS handelt es sich vielmehr um eine eindimensionale Skala. Sowohl die Gesamtskala mit 25 Items (RS-25) als auch die darauf aufbauend neu konstruierte Kurzsкала mit 11 Items (RS-11) erweisen sich jedoch als reliable Messinstrumente zur Erfassung der psychischen Widerstandsfähigkeit als Personmerkmal. Für beide Varianten der RS werden bevölkerungsrepräsentative Normwerte berichtet. Daneben konnte die Validität der RS durch Korrelation mit der Selbstwirksamkeitserwartung gesichert werden. Darüber hinaus leistet die Resilienz ebenso wie die Selbstwirksamkeitserwartung einen jeweils eigenständigen Beitrag zur Vorhersage des Ausmaßes subjektiver Körperbeschwerden.

*Schlüsselwörter:* Resilienz, psychische Widerstandsfähigkeit, Resilienzskala, Selbstwirksamkeitserwartung, subjektive Körperbeschwerden, Kurzsкала, Normierung

## SUMMARY

The paper reports the evaluation of the German version of the Resilience Scale by Wagnild and Young (1993) in a large community sample of the German population ( $N = 2.031$ ; aged 14-95 years), as well as the development of a new brief scale consisting of only 11 items (RS-11). “Resilience” (psychosocial stress-resistance) is conceptualized as a protective personality factor that is associated with a healthy development of children, adolescents, and adults. Besides resilience, general self-efficacy and subjective body complaints were assessed using self-rating scales (the General Perceived Self-Efficacy Scale and the Short Form of the Giessen Subjective Complaints List). For the original 25-item-form of the Resilience Scale (RS-25) a high internal consistency was found. The RS-subcales (personal competence, acceptance of self and life) appeared to be highly correlated. A principal component factor analysis with oblique rotation could not identify the 2-factor structure of the RS that was postulated by the authors. The best factor solution comprised only one general factor. The newly developed RS-11, conceptualized as an unidimensional scale, is shown to be a reliable and valid instrument that allows an economic assessment of resilience. It could also be demonstrated that resilience and general self-efficacy were positively correlated. Despite the conceptual similarity of both variables, they predict independent parts of the extent of subjective body complaints in a regression model. Standard scores (percentile ranks) for both, the RS-25 and RS-11, are reported.

*key words:* resilience, resilience scale, self-efficacy, subjective body complaints, short scale, standardization

## EINLEITUNG

Das Konzept der „Resilienz“ hat in den letzten Jahren insbesondere innerhalb der (klinischen) Entwicklungspsychologie und des interdisziplinären Forschungsfeldes der Entwicklungspsychopathologie zunehmende Aufmerksamkeit gefunden (Cicchetti, 1999; Cicchetti & Cohen, 1995; Glantz & Johnson, 1999; Masten, 2001, 2002; Niebank & Petermann, 2002; Renschmidt & Fombonne, 1999). In der Literaturdatenbank PsycInfo werden für den Suchbegriff „resilience“ bis zum April 2004 über 2.400 wissenschaftliche Arbeiten aufgelistet, die sich direkt oder indirekt mit diesem Konzept auseinandersetzen. Während sich die Resilienzforschung in ihren Anfangsjahren schwerpunktmäßig mit der langfristigen Entwicklung von so genannten „Risikokindern“ beschäftigt hat (vgl. Werner & Smith, 1982), sind in den letzten Jahren unter der Perspektive einer Entwicklungspsychologie der Lebensspanne verstärkt auch Personen im mittleren und höheren Erwachsenenalter einbezogen worden (vgl. Bonanno, 2004; Bergeman & Wallace, 1999; Heckhausen, 2001; Ryff, Singer, Love & Essex, 1998; Staudinger, 1999; Staudinger, Marsiske & Baltes, 1995).

Der Begriff der „Resilienz“ lässt sich als „psychische Widerstandsfähigkeit“ übersetzen und bezieht sich auf das Phänomen, dass manche Personen trotz ausgeprägter Belastungen und Risiken gesund bleiben oder sich vergleichsweise leicht von Störungen erholen, während andere unter vergleichbaren Bedingungen besonders anfällig für Störungen und Krankheiten sind (vgl. Rutter, 1995). Resilienz kann somit als ein positives Gegenstück zur Vulnerabilität betrachtet werden. Dabei geht es jedoch weniger um eine absolute „Invulnerabilität“ sondern vielmehr um eine relative Widerstandsfähigkeit gegenüber pathogenen Umständen und Ereignissen, die über die Zeit und über Situationen hinweg variieren können. Resilienz bezieht sich somit auf eine flexible, den jeweiligen Situationsanforderungen angemessene (d. h. „elastische“) Widerstandsfähigkeit (vgl. Bender & Lösel, 1998). Dabei weist das Konzept der Resilienz starke Bezüge zum Salutogenese-Konzept auf (vgl. Antonovsky, 1987) und steht innerhalb der (klinischen) Entwicklungspsychologie für eine verstärkte Hinwendung zu Fragen der psychisch gesunden Entwicklung. Damit verbunden ist eine Fokussierung auf protektive Faktoren und Ressourcen, während sich die pathogenetische Forschung traditionell vor allem mit Risikofaktoren und der Frage der Vulnerabilität beschäftigt hat (vgl. Bender & Lösel, 1998; Rutter, 1990).

Mit dem Resilienzkonzept ist jedoch nach wie vor eine Reihe theoretischer und methodischer Probleme verbunden (vgl. Kaplan, 1999; Luthar, Cicchetti & Becker, 2000). Ein zentrales Problem betrifft dabei die Definition des Resilienzbegriffes. So wird von einigen Autoren unter Resilienz ein relativ stabiles *Persönlichkeitsmerkmal* verstanden (z. B. Block & Block, 1980), während andere den *relationalen* Charakter des Konstrukts betonen, der erst in spezifischen Beeinträchtigungs-Ressourcen-Konstellationen („Resilienzkonstellationen“) zum Ausdruck kommt (vgl. Jessor, 1993; Staudinger, 1999). Nicht zuletzt wird mit dem Begriff der Resilienz der *Prozess* der biopsychosozial-

alen Anpassung an widrige Lebensumstände oder aber auch dessen *Ergebnis* beschrieben (vgl. Kumpfer, 1999; Lösel, Kolip & Bender, 1992; Masten, Best & Garmezy, 1990).

Konzipiert man Resilienz als ein Persönlichkeitsmerkmal, das im Sinne einer personalen Resource die psychische Widerstandsfähigkeit gegenüber Belastungen und gesundheitsgefährdenden („riskanten“) Lebensbedingungen charakterisiert, so ergeben sich erhebliche Abgrenzungsprobleme zu anderen verwandten Konzepten, wie „Kohärenzgefühl“ (vgl. Antonovsky, 1987; Schumacher, 2002), „Hardiness“ (vgl. Kobasa, 1982; Kobasa, Maddi & Kahn, 1982) oder „Selbstwirksamkeitserwartung“ (vgl. Bandura, 1997). So wird beispielsweise eine hohe Selbstwirksamkeitserwartung häufiger als ein wichtiges Bestimmungsstück von Resilienz aufgeführt. Offensichtlich liegt hier also eine Konfundierung beider Konzepte vor. Ein weiteres Problem der Resilienzforschung, auf das hier jedoch nicht näher eingegangen werden soll, betrifft die begriffliche und methodische Abgrenzung von Risiko- und Schutzfaktoren (vgl. dazu Laucht, 1999; Lösel & Bender, 1999; Rutter, 1990).

Nicht zuletzt ergeben sich auch bei der diagnostischen Erfassung der Resilienz einige *methodische* Probleme. In den meisten Studien wurde Resilienz nicht direkt, sondern über verschiedene Indikatoren erfasst, die sowohl die Person selbst als auch ihre soziale Umwelt betreffen. Insbesondere intellektuelle und soziale Kompetenzen, aber auch die emotionale Bindung an wichtige Bezugspersonen sowie elterliche Erziehungspraktiken wurden dabei als bedeutsame *Indikatoren* der Resilienz identifiziert (vgl. Kaplan, 1999; Masten et al., 1999). Für die *direkte* Erfassung der Resilienz als Persönlichkeitsmerkmal liegen bisher nur wenige Erhebungsinstrumente vor. Zu den am weitesten verbreiteten Verfahren im angloamerikanischen Sprachraum gehört die *Resilience Scale* von Wagnild und Young (1993). Daneben existieren weitere Fragebogeninstrumente, die allerdings zu meist keine große Verbreitung gefunden haben (z. B. Baruth & Carroll, 2002; Oshio, Nakaya, Kaneko & Nagamine, 2002).

Zielstellung der vorliegenden Untersuchung war es, eine deutsche Version der Resilience Scale von Wagnild und Young (1993) in einer bevölkerungsrepräsentativen Stichprobe teststatistisch zu überprüfen und zu normieren. Daneben sollte die konvergente Validität der Skala durch eine Zusammenhangsanalyse mit dem verwandten Konzept der Selbstwirksamkeitserwartung überprüft werden. Hier wurde von uns auf Skalenebene eine signifikante positive Korrelation erwartet. Allerdings sollten sich auch Hinweise darauf finden lassen, dass mit beiden Skalen zumindest partiell Unterschiedliches erfasst wird. Da sowohl Resilienz als auch Selbstwirksamkeitserwartung als personale Ressourcen bzw. Protektivfaktoren betrachtet werden, sollten relevante Zusammenhänge mit Indikatoren des psychischen und physischen Wohlbefindens existieren. Als Befindensindikator wurde von uns das Ausmaß subjektiver Körperbeschwerden in die Analysen einbezogen. Wir gingen dabei davon aus, dass Menschen mit hohen Resilienzwerten ein insgesamt besseres subjektives

Wohlbefinden aufweisen und deshalb auch über weniger subjektive Körperbeschwerden klagen als Menschen, die über eine geringere psychische Widerstandsfähigkeit verfügen. Ähnliche Zusammenhänge erwarteten wir auch für die Selbstwirksamkeitserwartung. Beide Konstrukte sollten jedoch eigenständige Beiträge zur Vorhersage der Kriteriumsvariablen liefern.

#### STICHPROBE UND METHODEN

Die Daten der vorliegenden Untersuchung wurden im Februar 2001 im Rahmen einer im Auftrag der Universität Leipzig von einem Meinungsforschungsinstitut durchgeführten bevölkerungsrepräsentativen Befragung erhoben, in die 2.031 Personen (947 Männer und 1.084 Frauen) im Alter von 14 bis 95 Jahren einbezogen worden waren. *Tabelle 1* sind detaillierte Angaben zur Zusammensetzung der Untersuchungsstichprobe zu entnehmen. Die Erhebung der Daten erfolgte in Form einer Mehrthemenumfrage (96 Sample-Points in den neuen Bundesländern und 105 in den alten), wobei die in die Studie aufgenommenen Personen von geschulten Interviewern zu Hause aufgesucht und dort befragt wurden (Face-to-face-Interviews). Im Rahmen dieser Interviews wurden den Probanden Fragebögen zur selbständigen Beantwortung vorgelegt (siehe unten). Die Zufallsauswahl der Haushalte erfolgte nach dem Random-Route-Verfahren. Die im Haushalt zu befragende Zielperson wurde dabei ebenfalls nach dem Zufallsprinzip ermittelt. Die Repräsentativität der Stichprobe konnte durch die Ziehung von ADM-(Arbeitskreis Deutsche Marktforschungsinstitute)-Stichproben und durch Vergleiche mit den Angaben des Statistischen Bundesamtes gesichert werden. Das ADM-Stichprobenverfahren (vgl. Koch, 1997) basiert auf Daten der Wahlbezirksstatistik des Statistischen Bundesamtes und sieht eine dreistufige geschichtete Zufallsauswahl mit den Auswahlstufen „Wahlbezirke“, „Haushalte“ und „Zielpersonen“ vor. Prinzipiell ist es zur Repräsentation jeder Grundgesamtheit geeignet, die in Privathaushalten identifiziert werden kann. In unserer Erhebung stellte die Grundgesamtheit die in Privathaushalten lebende deutsche Wohnbevölkerung ab 14 Jahren dar. Die Ausschöpfungsquote der Erhebung lag bei ca. 65 % und ist damit gut mit den entsprechenden Quoten anderer bevölkerungsrepräsentativer Befragungen vergleichbar.

Die psychische Widerstandsfähigkeit als Persönlichkeitsmerkmal wurde mit der *Resilienzskala* erfasst. Dabei handelt es sich um eine deutsche Übersetzung der *Resilience Scale* von Wagnild und Young (1993) (vgl. Leppert, 2003). Die Skala wurde zunächst von uns (K.L. und B.S.) vom Englischen ins Deutsche übersetzt und anschließend von einer englischsprachigen Gastwissenschaftlerin mit sehr guten Deutschkenntnissen sowie einer bilingual aufgewachsenen Psychologiestudentin rückübersetzt. Die endgültige deutsche Sprachfassung wurde durch Konsensbildung im Übersetzerteam erstellt und von den Autorinnen der amerikanischen Originalfassung autorisiert. Resilienz wird von Wagnild und Young (1993) als Widerstandskraft und als Fähigkeit verstanden, internale und externale Ressourcen für die Bewältigung von Entwicklungsaufgaben erfolgreich zu nutzen. Der Fragebogen umfasst 25 Items (RS-25) die sich auf zwei faktorenanalytisch

konstruierte Skalen verteilen: In der Skala „*Persönliche Kompetenz*“ (RS-Komp; 17 Items) werden Merkmale wie Selbstvertrauen, Unabhängigkeit, Beherrschung, Beweglichkeit und Ausdauer zusammengefasst (Beispielitems: „Wenn ich Pläne habe, verfolge ich sie auch.“, „In mir steckt genügend Energie, um alles zu machen, was ich machen muss.“). Mit der Skala „*Akzeptanz des Selbst und des Lebens*“ (RS-Akz; 8 Items) werden Merkmale wie Anpassungsfähigkeit, Toleranz, flexible Sicht auf sich selbst und den eigenen Lebensweg erfasst (Beispielitems: „Ich mag mich.“, „Ich nehme die Dinge, wie sie kommen.“). Die Items müssen auf einer siebenstufigen Antwortskala beantwortet werden, die von 1 = „ich stimme nicht zu“ bis 7 = „ich stimme zu“ reicht. Die Auswertung erfolgt durch Summation der Itemrohwerte, wobei ein hoher Score für eine hohe Merkmalsausprägung im Sinne von Resilienz steht. Durch Summation beider Skalenwerte lässt sich zusätzlich ein Gesamtwert (RS-Ges) berechnen. Die Originalform der RS-25 ist von Wagnild und Young (1993) auf der Datenbasis einer Zufallsstichprobe von  $N = 810$  älteren Personen der amerikanischen Allgemeinbevölkerung (Alter:  $M = 71.1$ ,  $SD = 6.5$ , Spanne 53-95 Jahre; 62.3 % Frauen) entwickelt und testtheoretisch evaluiert worden. Die von ihnen angenommene zweidimensionale Struktur des Verfahrens leiteten die Autorinnen aus den Ergebnissen einer Hauptkomponentenanalyse mit anschließender schiefwinkliger (obliquer) Rotation der Faktoren ab.

Die persönliche Einschätzung der eigenen Kompetenzen, allgemein im täglichen Leben mit Schwierigkeiten und Barrieren zurechtzukommen und kritische Anforderungssituationen aus eigener Kraft erfolgreich bewältigen zu können, wurde mit der *Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung (SWE)* von Schwarzer und Jerusalem (1999) erfasst. Die Skala besteht aus 10 Items, die vierstufig (1 = stimmt nicht, 2 = stimmt kaum, 3 = stimmt eher, 4 = stimmt genau) beantwortet werden müssen. Der individuelle Testwert ergibt sich durch Summation aller 10 Antworten, woraus ein Score zwischen 10 und 40 resultiert. Ein hoher Testwert steht dabei für eine hohe optimistische Kompetenzerwartung, also das Vertrauen darauf, schwierige Situationen meistern zu können, wobei der Erfolg der eigenen Kompetenz zugeschrieben wird. Die Zuverlässigkeit der Skala und ihre Ein-dimensionalität konnte wiederholt empirisch belegt werden (vgl. Schwarzer, 2003).

Zur Erfassung von subjektiven Körperbeschwerden wurde die Kurzform des *Gießener Beschwerdebogen (GBB-24)* von Brähler, Schumacher und Scheer (2004) eingesetzt. Die 24 Items des Fragebogens müssen auf einer fünfstufigen Antwortskala beurteilt werden, deren Antwortkategorien mit „nicht (= 0)“, „kaum (= 1)“, „einigermaßen (= 2)“, „erheblich (= 3)“ sowie „stark (= 4)“ überschrieben sind. Je sechs Items des GBB werden zu vier faktorenanalytisch gewonnenen Skalen zusammen gefasst: Erschöpfung (GBB-E), Magenbeschwerden (GBB-M), Gliederschmerzen (GBB-G) und Herzbeschwerden (GBB-H). Darüber hinaus lässt sich ein alle 24 Beschwerden umfassender Gesamtwert (Beschwerdedruck, Klagsamkeit, GBB-B) berechnen (vgl. Brähler, Schumacher & Brähler, 2000; Schumacher, Klaiberg & Brähler, 2004).

## ERGEBNISSE

### *Itemkennwerte*

In *Tabelle 2* sind die Mittelwerte, Standardabweichungen und Trennschärfekoeffizienten aller Items der Resilienzskala (RS-25) aufgeführt. Sowohl die Items der Subskala „Persönliche Kompetenz“ als auch die der Subskala „Akzeptanz des Selbst und des Lebens“ weisen Trennschärfekoeffizienten zwischen .40 und .80 auf und sind deshalb als gut differenzierend anzusehen. Lediglich das Item Nr. 11 „Ich stelle mir selten Sinnfragen“ ist diesbezüglich als suboptimal einzuschätzen, da es lediglich mit .37 mit dem Summenwert der Skala „Akzeptanz des Selbst und des Lebens“ korreliert.

### *Skalenkennwerte und Interkorrelationen*

In *Tabelle 3* sind die Mittelwerte, Standardabweichungen, und internen Konsistenzen (Cronbach's Alpha) der beiden Subskalen und der Gesamtskala der RS-25 aufgeführt. Alle Skalen verfügen demnach über eine gute bis sehr gute interne Konsistenz (Cronbach's Alpha zwischen .82 und .95). Die empirische Verteilung aller Skalenwerte weicht von der Normalverteilung ab, da sie etwas steiler und linksschiefer ist. Darüber hinaus korrelieren die beiden RS-25-Subskalen hoch miteinander ( $r = .84$ ). Auch die anderen in unserer Studie eingesetzten Skalen weisen gute interne Konsistenzen auf: SWE:  $\alpha = .92$ ; GBB-E:  $\alpha = .88$ ; GBB-M:  $\alpha = .82$ ; GBB-G:  $\alpha = .84$ ; GBB-H:  $\alpha = .85$  und GBB-B:  $\alpha = .94$ .

### *Faktorielle Validität*

Um die dimensionale Struktur der RS-25 zu überprüfen, berechneten wir eine *Hauptkomponentenanalyse mit anschließender schiefwinkliger (obliquier) Rotation* (Rotationsverfahren Oblimin). Wagnild und Young (1993) hatten bei der Konstruktion der amerikanischen Originalversion der RS-25 das gleiche Vorgehen gewählt und die von ihnen postulierte zweidimensionale Struktur der Skala (mit den Faktoren „Personal Competence“ und „Acceptance of Self and Life“) auf diesem Wege faktorenanalytisch begründet. In der von uns berechneten Faktorenanalyse konnte die zweidimensionale Struktur der RS-25 allerdings nicht repliziert werden (vgl. *Tabelle 4*). Die Hauptkomponentenanalyse führte vielmehr zur Extraktion von drei Faktoren (mit Eigenwerten  $> 1$ ), wobei der erste Faktor allein 46.3 % der Gesamtvarianz aufklärt und deshalb als ein Generalfaktor angesehen werden kann. Die beiden anderen Faktoren tragen lediglich mit 4.7 % bzw. 4.3 % zur Varianzaufklärung bei (kumulierte Varianz aller drei Faktoren: 55.3 %). Allein 15 der 25 Items laden auf dem varianzstarken ersten Faktor (mit Ladungen  $> .40$ ), lediglich acht Items auf dem zweiten und nur zwei Items auf dem dritten Faktor. Auch der Eigenwerteverlauf der unrotierten Lösung (11.6 - 1.17 - 1.08 - 0.96 - 0.88) spricht für einen starken Generalfaktor. Obgleich bei einer schiefwinkligen Rotation relevante Korrelationen zwischen den extrahierten Faktoren durchaus zu erwarten sind, ist der korrelative Zusammenhang der Faktoren I und II ( $r = .62$ ) doch als relativ hoch einzuschätzen

Angesichts dieser Befunde halten wir es für empirisch ausreichend begründet, die RS-25 nachfolgend als eine *eindimensionale* Skala zu betrachten.

#### *Kreuzvalidierung*

In Anbetracht der häufig zu beobachtenden Instabilität insbesondere von schiefwinkligen Faktorenanalysen führten wir zur weiteren Absicherung unserer Befunde eine *Kreuzvalidierung* durch. Hierzu wurde die Gesamtstichprobe zunächst per Zufallsauswahl in zwei annähernd gleich große Teilstichproben gesplittet. In jeder der beiden Teilstichproben wurde dann wiederum eine *Hauptkomponentenanalyse mit anschließender schiefwinkliger (obliquer) Rotation* über alle Items der RS-25 gerechnet. In der *ersten Teilstichprobe* ( $N = 997$ ; 468 Männer und 529 Frauen; Altersmittelwert 48.0 Jahre; Spanne 14-95 Jahre) führte diese – wie bereits in der Gesamtstichprobe – zur Extraktion von drei Faktoren (mit Eigenwerten  $> 1$ ), wobei der erste Faktor 45.8 %, der zweite 5.0 % und der dritte 4.2 % der Gesamtvarianz aufklärt (kumulierte Varianz aller drei Faktoren: 55.0 %). Auch der Eigenwerteverlauf der unrotierten Lösung (11.46 - 1.24 - 1.06 - 0.99 - 0.96) spricht hier wiederum für das Vorliegen eines varianzstarken Generalfaktors. Das Ladungsmuster der Items auf den drei Faktoren entspricht weitgehend dem in der Gesamtstichprobe (vgl. *Tabelle 4*). Auf dem varianzstarken ersten Faktor laden wiederum allein 15 der 25 Items, 9 auf dem zweiten und nur 1 Item auf dem dritten. Lediglich zwei Items laden auf anderen Faktoren als in der Gesamtstichprobe (Item 5 und 11). Auch in der *zweiten Teilstichprobe* ( $N = 1.034$ ; 479 Männer und 555 Frauen; Altersmittelwert 48.6 Jahre; Spanne 14-93 Jahre) ergab sich eine 3-Faktoren-Lösung. Der erste Faktor klärt hier 46.7 %, der zweite 4.9 % und der dritte 4.4 % der Gesamtvarianz auf (kumulierte Varianz aller drei Faktoren: 56.0 %). Der Eigenwerteverlauf der unrotierten Lösung (11.68 – 1.22 – 1.11 – 0.97 – 0.83) legt ebenfalls die Annahme eines varianzstarken Generalfaktors nahe. Auch das Ladungsmuster der Items ähnelt wiederum stark dem in der Gesamtstichprobe: 15 Items laden auf dem ersten, 8 Items auf dem zweiten und lediglich 2 Items auf dem dritten Faktor. Nur ein Item (Nr. 7) lädt auf einem anderen Faktor als in der Gesamtstichprobe. Die in der Gesamtstichprobe gefundene dimensionale Struktur der RS-25 ließ sich somit in beiden Teilstichproben gut replizieren. Dies spricht für die Stabilität und Validität der gefundenen Faktorenlösung und stützt die Annahme der Eindimensionalität der Skala.

#### *Konstruktion einer Kurzskala*

Die mangelnde Replizierbarkeit der von Wagnild und Young (1993) postulierten Subskalen der RS-25 und die stattdessen anzunehmende Eindimensionalität der Skala ließen es uns als sinnvoll erscheinen, eine hinsichtlich ihrer Nützlichkeit (Ökonomie) optimierte Skala zu konstruieren. Dabei sollten die mittels der Gesamtskala zu gewinnenden Informationen in vergleichbarer Güte mit einer *verkürzten* Skala und somit mit einem deutlich geringeren diagnostischen Aufwand erhebbar sein. Die zu konstruierende Kurzskala sollte darüber hinaus *eindimensional* sein, d. h. die Items



sollten nur auf einem gemeinsamen Faktor laden. Bei der Auswahl der Items für die Kurzsкала orientierten wir uns primär an der Faktorladungsmatrix der von uns berechneten Hauptkomponentenanalyse mit obliquen Rotation und wählten diejenigen Items aus, die Ladungen  $> .50$  auf dem varianzstärksten ersten Faktor aufweisen (vgl. *Tabelle 4*). Die so ausgewählten 11 Items luden auch in den beiden im Zuge der Kreuzvalidierung berechneten separaten Faktorenanalysen in den Teilstichproben (siehe oben) auf dem varianzstarken ersten Faktor. Zu den ausgewählten Items gehören 9 Items, die a priori der Skala „Persönliche Kompetenz“ und zwei Items, die a priori der Skala „Akzeptanz des Selbst und des Lebens“ zugeordnet waren. Die Items der *Kurzskala RS-11* (vgl. Anhang) decken somit beide Bereiche der Resilienz ab, die mit der Originalform der RS erfasst werden sollten. Die Trennschärfekoeffizienten der Items bezogen auf den RS-11-Skalenwert liegen zwischen  $r_{is} = .50$  und  $r_{is} = .75$  und sind somit als gut einzuschätzen (vgl. *Tabelle 2*). Auch die interne Konsistenz der Kurzsкала ist mit einem Cronbach's Alpha von  $.91$  als gut einzustufen, zumal der Wert trotz der viel geringeren Itemzahl nur wenig niedriger als der der 25-Item-Gesamtskala ausfällt. Die hohe Korrelation der Kurzsкала mit der Gesamtsкала ( $r = .95$ ) qualifiziert die RS-11 zusätzlich als eine valide Kurzfassung dieser Skala (vgl. *Tabelle 3*). Um die geforderte Eindimensionalität der RS-11 zu überprüfen, berechneten wir eine exploratorische Faktorenanalyse (Hauptkomponentenanalyse mit orthogonaler Varimax-Rotation). Hier zeigte sich, dass alle 11 Items auf einem einzigen Faktor laden, der allein 53.7 % der Gesamtvarianz aufklärt. Die Faktorladungen der Items variieren dabei zwischen  $.67$  und  $.81$ . Die RS-11 kann somit als eine valide Skala zur Erfassung eines Generalfaktors der Resilienz betrachtet werden. Sie gestattet mit nahezu vergleichbarer Zuverlässigkeit, aber weitaus ökonomischer als die aus 25 Items bestehende Gesamtsкала, die Erfassung der psychischen Widerstandsfähigkeit als Personmerkmal.

#### *Alters- und Geschlechtseffekte*

In *Tabelle 5* sind die Ergebnisse zweifaktorieller Varianzanalysen dargestellt, in welche die Lang- und Kurzform der Resilienzskala (RS-25 und RS-11), die Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung (SWE) sowie der Gießener Beschwerdebogen (GEB-24) als abhängige und das Alter und das Geschlecht der befragten Personen als unabhängige Variablen einbezogen wurden. Da es sich angesichts der vorliegenden Stichprobengröße als problematisch erweist, die Bedeutung der Einflussfaktoren allein aufgrund der Signifikanz der gefundenen Mittelwertsunterschiede zu beurteilen, haben wir zusätzlich *Effektgrößen* berechnet (vgl. Cohen, 1988). Dabei ist jedoch zu beachten, dass sich die Effektgrößen auf univariate Mittelwertsvergleiche beziehen [d. h. auf einfaktorische Varianzanalysen beim dreigestuften Einflussfaktor „Alter“ (Effektgröße  $f$ ) und auf  $t$ -Tests beim Faktor „Geschlecht“ (Effektgröße  $d$ )]. Die aufgeführten Irrtumswahrscheinlichkeiten  $p(F)$  beziehen sich dahingegen auf die zweifaktorielle Varianzanalyse.

Wie der Tabelle zu entnehmen ist, hat das *Alter* insgesamt einen nur relativ geringen Einfluss auf die Ausprägung der Resilienz als Personmerkmal. Bei der Kurzform RS-11 erweisen sich die altersabhängigen Unterschiede in der Skalenausprägung jedoch als statistisch signifikant. Die Effektgröße von  $f = 0.13$  deutet jedoch darauf hin, dass es sich hier nur um einen kleinen und deshalb praktisch nur wenig bedeutsamen Effekt handelt. Bei der Langfassung der Skala mit 25 Items fällt der Alterseffekt noch geringer aus und ist praktisch zu vernachlässigen ( $f = 0.04$ ). Auch die allgemeine Selbstwirksamkeitserwartung erweist sich als nur wenig altersabhängig. Sie nimmt zwar tendenziell mit zunehmendem Alter ab, dieser Effekt ist jedoch wiederum nur als klein einzustufen ( $f = 0.11$ ). Als bedeutsamer muss der Alterseinfluss bei den körperlicher Beschwerden (außer bei den Magenbeschwerden) angesehen werden. Die Effekte sind hier als mittelgradig bis groß einzustufen ( $0.26 \leq f \leq 0.41$ ): Mit zunehmenden Alter werden auch signifikant mehr Körperbeschwerden berichtet.

Bezüglich des *Geschlechts* finden sich bei beiden Varianten der Resilienzskala signifikante Unterschiede zwischen Männern und Frauen: Männern sind demnach als etwas resilienter einzustufen als Frauen. Da die berechneten Effektgrößen jedoch lediglich Werte von  $d = 0.13$  bzw.  $d = 0.15$  annehmen, handelt es sich auch hier in beiden Fällen nur um einen sehr kleinen und praktisch wenig bedeutsamen Unterschied. Bei der RS-11 findet sich darüber hinaus noch ein schwach signifikanter Interaktionseffekt zwischen Alter und Geschlecht, der darauf verweist, dass ältere Frauen über die vergleichsweise geringste psychische Widerstandsfähigkeit verfügen. Ein deutlicherer Geschlechtseffekt ( $d = 0.30$ ) findet sich bei der allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung: Diese ist bei Männern signifikant höher als bei Frauen. Auch auf das Ausmaß von Körperbeschwerden hat das Geschlecht einen relevanten Einfluss: Frauen berichten über mehr Beschwerden als Männer. Allerdings gilt dies vor allem für die Erschöpfung und die Gliederschmerzen ( $d = 0.26$  bzw.  $0.27$ ) sowie den Beschwerdedruck als Gesamtwert ( $d = 0.20$ ), während sich bei den Magenbeschwerden keine und bei den Herzbeschwerden nur sehr geringe Unterschiede zwischen Männern und Frauen finden lassen. Signifikante Interaktionseffekte zwischen Alter und Geschlecht ließen sich nicht aufzeigen.

#### *Normierung*

Ansichts der unzureichenden faktoriellen Validität der RS-25 und der hohen Korrelation der Subskalen und der damit verbundenen Annahme eines Generalfaktors, der die psychische Widerstandsfähigkeit einer Person abbildet, halten wir es nicht für angezeigt, Normwerte für die aus testtheoretischer Sicht fragwürdigen Subskalen zu berechnen. Wir werden uns stattdessen auf die Mitteilung der entsprechenden Werte für die RS-25-Gesamtskala sowie die RS-11 beschränken. Da sich beide Skalenwerte als nur wenig alters- und geschlechtsabhängig erwiesen haben (vgl. *Tabelle 5*), berichten wir lediglich die Normwerte für die Gesamtstichprobe. Da die empirische Verteilung beider Skalenwerte von der Normalverteilung abweicht (vgl. *Tabelle 3*), berechneten wir als

Normwerte Prozenträge. Prozentrang-Normen sind auch bei nicht-normalen Verteilungen verwendbar, da sie nicht auf einer linearen, sondern einer Flächentransformation der Rohwerteverteilung basieren. In *Tabelle 6* sind die Prozenträge in 5 %-Schritten abgetragen.

#### *Zusammenhang zwischen Resilienz und allgemeiner Selbstwirksamkeitserwartung*

Um die Validität der Resilienzskala abzuschätzen, berechneten wir bivariate Korrelationen mit der Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung (SWE). Wie eingangs betont wurde, ist davon auszugehen, dass Resilienz (psychische Widerstandsfähigkeit) und Selbstwirksamkeitserwartung relativ eng verwandte Konstrukte darstellen. Beide werden als personale Ressourcen und als Protektivfaktoren angesichts von Belastungen und riskanten Lebensbedingungen betrachtet. Erwartungsgemäß fanden wir zwischen der RS-11 und der SWE dann auch eine signifikante positive Korrelation ( $r = .70$ ;  $p < .001$ ; zweiseitige Testung). Auch die RS-25 korreliert signifikant mit der SWE ( $r = .68$ ;  $p < .001$ ; zweiseitige Testung).

#### *Resilienz als Prädiktor subjektiver Körperbeschwerden*

Um den differenziellen Beitrag der Resilienz für die Vorhersage des Ausmaßes subjektiver Körperbeschwerden abzuschätzen, berechneten wir *schrittweise multiple Regressionsanalysen*, in welche neben der Resilienz (operationalisiert durch die Kurzform RS-11) auch die allgemeine Selbstwirksamkeitserwartung sowie das Alter und das Geschlecht der Probanden als unabhängige Variablen und die mit dem GBB-24 erfassten subjektiven Körperbeschwerden als Kriteriumsvariablen eingingen. In *Tabelle 7* sind die Ergebnisse der Regressionsanalysen spaltenweise dargestellt. Zunächst kann festgestellt werden, dass sich durch die einbezogenen Prädiktorvariablen insgesamt nur begrenzte Anteile der Kriteriumsvarianz vorhersagen lassen. Am höchsten fällt dieser Anteil mit 21.7 % bei den Gliederschmerzen aus, während er bei den Magenschmerzen lediglich 7.8 % beträgt. Neben der Resilienz, gehen das Alter und die Selbstwirksamkeitserwartung bei allen Kriterien mit signifikanten Beta-Gewichten in die Regressionsgleichungen ein: Eine höhere Resilienz und eine ausgeprägtere Selbstwirksamkeitserwartung gehen mit einem geringeren Ausmaß an subjektiven Körperbeschwerden einher, während diese mit steigendem Alter tendenziell eher zunehmen. Das Geschlecht der Probanden hat lediglich auf zwei der erfassten Beschwerdenbereiche einen signifikanten Einfluss: Frauen berichten über eine größere Erschöpfungsneigung und mehr Gliederschmerzen (sowie einen höheren Beschwerdedruck) als Männer. Betrachtet man in den einzelnen Regressionsanalysen die Höhe der Beta-Gewichte, so kommt dem Alter als Prädiktor körperlicher Beschwerden offensichtlich die größte Bedeutung zu. Als zweitwichtigster Prädiktor erweist sich die Selbstwirksamkeitserwartung, dicht gefolgt von der Resilienz. Bei den Magenbeschwerden und den Herzbeschwerden besitzt die Resilienz ein etwas höheres Beta-Gewicht als die Selbstwirksamkeitserwartung. Das Geschlecht tritt lediglich bei den Kriteriumsvariablen „Erschöpfung“ und „Gliederschmerzen“ als relevante Prädiktorvariable in Erscheinung.

Um die Multikollinearität der unabhängigen Variablen abzuschätzen berechneten wir Toleranzwerte sowie Konditionsindizes. Die Toleranzwerte nehmen in allen fünf von uns berechneten Regressionsanalysen Werte zwischen .51 und .98 an, was darauf hindeutet, dass keine bedeutende Kollinearität zwischen den unabhängigen Variablen vorliegt (vgl. Brosius, 2002). Die zusätzlich berechneten Konditionsindizes legen jedoch eine geringfügige Kollinearität nahe (vgl. Belsley, Kuh & Welsh, 1980). Da sich die Interpretation der multiplen Regressionsgleichungen aufgrund der anzunehmenden leichten Kollinearität der unabhängigen Variablen als schwierig erweisen kann, berechneten wir zusätzlich *Strukturkoeffizienten*, die den Zusammenhang zwischen den Prädiktorvariablen und der vorhergesagten Kriteriumsvariablen beschreiben und sich durch Division der Einzelkorrelationen durch die multiple Korrelation ergeben (vgl. Bortz, 1999). Wie *Tabelle 7* zu entnehmen ist, lassen sich aus den Strukturkoeffizienten im Prinzip die gleichen Schlussfolgerungen ableiten wie aus den Beta-Koeffizienten. Bei allen Prädiktorvariablen weisen die beiden Koeffizienten die gleiche Wirkrichtung auf. Auch bezüglich der Stärke des Einflusses bestätigen die Strukturkoeffizienten im Wesentlichen die aus den Beta-Koeffizienten abgeleiteten Gewichtungen.

## DISKUSSION

In der vorliegenden Arbeit wird mit der *Resilienzskala* ein Fragebogeninstrument vorgestellt, das es gestattet, die psychische Widerstandsfähigkeit einer Person angesichts von Belastungen und riskanten Lebensbedingungen zu erfassen. Damit liegt erstmalig für den deutschsprachigen Bereich ein überprüfter und normierter Fragebogen zur Operationalisierung des vor allem für die (klinische) Entwicklungspsychologie und Entwicklungspsychopathologie, darüber hinaus jedoch auch für die Klinische Psychologie, Psychosomatik und Psychotherapie bedeutsamen Konzeptes der Resilienz vor (vgl. Masten, 2001, 2002). Dabei wird Resilienz von uns als ein Persönlichkeitsmerkmal betrachtet, das prinzipiell über eine Selbstbeurteilungsskala operationalisierbar ist (vgl. Block & Block, 1980).

Ausgangspunkt der Fragebogenentwicklung war die *Resilience Scale* von Wagnild und Young (1993), die zu den verbreitetsten Resilienzfragebögen im englischsprachigen Raum gehört. Wir übertrugen die 25 Items der Skala ins Deutsche und übernahmen zunächst auch die von Wagnild und Young (1993) faktorenanalytisch gefundenen Subskalen „Personal Competence“ („Persönliche Kompetenz“) und „Acceptance of Self and Life“ („Akzeptanz des Selbst und des Lebens“) (vgl. Leppert, 2003). Die von uns auf der Datenbasis einer bevölkerungsrepräsentativen Stichprobe vorgenommene teststatistische Überprüfung der RS-25 zeigte zwar, dass sowohl die beiden Subskalen als auch die Gesamtskala über eine gute bis sehr gute interne Konsistenz verfügen. Die RS-25-Subskalen korrelieren jedoch hoch miteinander. Wie auch schon in anderen Studien (vgl. Aroian, Schappler-Morris, Neary, Spitzer & Tran, 1997) ließ sich die von Wagnild und Young (1993) postulierte zweidimensionale Struktur in unserem Datensatz dann auch nicht in befriedigen-

der Weise faktorenanalytisch replizieren. Die von uns berechnete Hauptkomponentenanalyse mit schiefwinkliger Rotation führte vielmehr zu einer 3-Faktoren-Lösung mit einem varianzstarken ersten Faktor, die nahe legt, dass es sich bei der RS-25 um ein *eindimensionales* Verfahren handelt. Auch Wagnild und Young (1993) hatten zunächst eine 5-Faktoren-Lösung mit einem starken Generalfaktor gefunden, der allein 38.3 % der Varianz erklärte, sich dann aber doch für die erwähnte 2-Faktoren-Lösung entschieden (mit einer gesamten Varianzaufklärung von 44.0 %). Die von uns gefundene dimensionale Struktur der RS-25 konnte zusätzlich durch eine *Kreuzvalidierung*, bei der die Gesamtstichprobe zunächst zufällig in zwei Teilstichproben gesplittet und in diesen dann jeweils separate schiefwinkliger Faktorenanalysen berechnet wurden, bestätigt werden. In beiden Teilstichproben ergaben sich 3-Faktoren-Lösungen mit einem varianzstarken ersten Faktor, die bezüglich ihrer Varianzaufklärung sowie der Ladungsmuster der Items in hohem Maße mit der Faktorenlösung in der Gesamtstichprobe übereinstimmten. Auf eine weitergehende Validierung der dimensional Struktur der RS-25 (etwa mittels konfirmatorischer oder strukturanalytischer Verfahren) wurde deshalb verzichtet.

Aus ökonomischen Erwägungen haben wir uns entschlossen, eine verkürzte Fassung der Resilienzskala zu konstruieren, die es gestattet, ähnlich zuverlässig wie die Gesamtskala die psychische Widerstandsfähigkeit als Personmerkmal zu erfassen. Die Ökonomie (bzw. Nützlichkeit) eines Messinstruments ist insbesondere in epidemiologischen Screening-Untersuchungen und multivariaten Fragebogenstudien an großen Stichproben aus Gründen der Teilnahmemotivation von Probanden und nicht zuletzt aus finanziellen Gründen ein wichtiges Kriterium. Die von uns konstruierte *Kurzfassung* der RS umfasst nur noch 11 Items (*RS-11*) und erlaubt es, die psychische Widerstandsfähigkeit mit hoher Zuverlässigkeit zu messen. Die Eindimensionalität der Skala ließ sich darüber hinaus auch faktorenanalytisch belegen. Da sich unter den 11 Items neun aus der ursprünglichen Skala „Persönliche Kompetenz“ und zwei aus der ursprünglichen Skala „Akzeptanz des Selbst und des Lebens“ befinden, kann davon ausgegangen werden, dass die RS-11 das Konzept der Resilienz, wie es von Wagnild und Young (1993) intendiert war, in seinen wesentlichen Aspekten erfasst. Die strukturelle „Vereinfachung“ der Skala geht somit nicht mit einem Verlust an relevanten diagnostischen Informationen einher. Für die Güte der neu konstruierten Kurzsкала spricht auch deren hohe Korrelation mit der 25-Item-Gesamtskala.

Die Ausprägung der psychischen Widerstandsfähigkeit erwies sich in unserer Studie als weitgehend unabhängig vom Alter und Geschlecht der befragten Personen. Zwar zeigten sich einige signifikante Mittelwertsunterschiede, die zusätzlich berechneten Effektgrößen verweisen jedoch darauf, dass die *Alters- und Geschlechtseffekte* nur als sehr klein bis klein einzuschätzen sind und deshalb kaum von praktischer Bedeutung sein dürften. Auch Wagnild und Young (1993) hatten we-

der relevante Alters- noch Geschlechtseffekte gefunden. Die von uns berichteten *Normwerte* für die RS-25-Gesamtskala und die RS-11 beziehen sich deshalb auch nur auf die Gesamtstichprobe.

Zur Überprüfung der Validität der Resilienzskala berechneten wir Korrelationen mit der Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung (SWE). Wie wir angesichts der konzeptuellen Ähnlichkeit von „Resilienz“ und „Selbstwirksamkeitserwartung“ erwartet hatten, die sich vor allem in der Betonung persönlicher Kompetenzen äußert, korrelieren beide RS-Varianten substantiell mit der SWE. Dieser Befund ist als ein Beleg für die konvergente Validität der Resilienzskala zu werten. Es kann jedoch davon ausgegangen werden, dass mit der RS und der SWE zumindest partiell Unterschiedliches erfasst wird, da weniger als die Hälfte der Varianz durch die jeweils andere Variable erklärt werden kann.

Diese Interpretation wird auch durch die Ergebnisse der multiplen Regressionsanalysen gestützt, die wir berechnet hatten, um den differenziellen Stellenwert der Resilienz und der allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung bei der Vorhersage des Ausmaßes von subjektiven Körperbeschwerden zu vergleichen. Neben diesen beiden personalen Ressourcen wurden auch das Alter und das Geschlecht als unabhängige Variablen in die Analysen mit einbezogen. Hier zeigte sich, dass sowohl die Resilienz als auch die Selbstwirksamkeitserwartung in signifikanter Weise zur Vorhersage aller mittels des GBB-24 erfassten subjektiven Körperbeschwerden beitragen können. Als wichtigster Prädiktor erweist sich allerdings das Alter, und auch durch das Geschlecht können zumindest bei der Erschöpfung und den Gliederschmerzen relevante Anteile der Kriteriumsvarianz erklärt werden. Vor allem die Alters- aber auch die Geschlechtsabhängigkeit subjektiver Körperbeschwerden ist ein immer wieder bestätigter Befund (vgl. Brähler et al., 2000; Schumacher et al., 2004). Durch alle vier von uns einbezogenen Prädiktorvariablen gemeinsam lassen sich allerdings in keinem Fall mehr als 22 % der Kriteriumsvarianz vorhersagen. Diese verweist darauf, dass das Ausmaß subjektiver Körperbeschwerden in bedeutsamer Weise durch weitere Faktoren determiniert wird, die von uns nicht explizit erfasst worden sind. Der Befund, dass sowohl die Resilienz als auch die Selbstwirksamkeitserwartung jeweils *eigenständige* Anteile der Kriteriumsvarianz erklären können, verweist noch einmal darauf, dass mit der RS-11 und der SWE zumindest partiell unterschiedliche Phänomene operationalisiert werden. In beiden Skalen wird zwar vor allem auf wahrgenommene persönliche Kompetenzen Bezug genommen, mit der RS-11 werden darüber hinaus jedoch auch Selbstwertaspekte (Item 4: „Ich mag mich.“, vgl. Anhang) sowie eine optimistische Einstellung dem Leben gegenüber (Item 8 „Ich finde öfter etwas, über das ich lachen kann.“) abgebildet.

Die von uns berechneten Regressionsanalysen lassen allerdings keine Rückschlüsse auf Kausalbeziehungen zwischen Resilienz und Selbstwirksamkeitserwartung auf der einen und subjektiven Körperbeschwerden auf der anderen Seite zu, da ihnen lediglich querschnittlich erhobene Daten

zugrunde liegen. Für die Abschätzung der Relevanz der Resilienz als ein personaler Protektivfaktor sind deshalb Längsschnittanalysen unerlässlich. In diese sollte dann als ein weiterer, mit der Resilienz verwandter personaler Protektivfaktor auch das Kohärenzgefühl einbezogen werden, für dessen Erfassung bereits eine empirisch überprüfte Kurzsкала zur Verfügung steht (vgl. Schumacher, Wilz, Gunzelmann & Brähler, 2000).

Zusammenfassend konnten in unserer Studie überzeugende empirische Belege für die Reliabilität und Validität der deutschen Version der Resilienzskala von Wagnild und Young (1993) erbracht werden. Es sollte jedoch ausschließlich der Gesamtscore der RS-25 Verwendung finden, da sich die von den Autorinnen der Originalform postulierten Subskalen in unserer Studie faktorenanalytisch nicht bestätigen ließen und die Resilienzskala vielmehr als eine eindimensionale Skala anzusehen ist. Mit der *Kurzfassung RS-11* liegt darüber hinaus eine reliable, valide und vor allem ökonomische Kurzsкала zur Messung der psychischen Widerstandsfähigkeit als Personmerkmal vor.

## LITERATUR

- Antonovsky, A. (1987). *Unraveling the mystery of health. How people manage stress and stay well*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Aroian, K. J., Schappler-Morris, N., Neary, S., Spitzer, A. & Tran, T. V. (1997). Psychometric evaluation of the Russian language version of the Resilience Scale. *Journal of Nursing Measurement*, 5, 151-164.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy. The exercise of control*. New York: W. H. Freeman and Company.
- Baruth, K. E. & Carroll, J. J. (2002). A formal assessment of resilience: The Baruth Protective Factors Inventory. *Journal of Individual Psychology*, 58, 235-244.
- Belsley, D. A., Kuh, E. & Welsh, R. E. (1980). *Regression diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity*. New York: Wiley.
- Bender, D. & Lösel, F. (1998). Protektive Faktoren der psychisch gesunden Entwicklung junger Menschen: Ein Beitrag zur Kontroverse um saluto- und pathogenetische Ansätze. In J. Margraf, J. Siegrist & S. Neumer (Hrsg.), *Gesundheits- oder Krankheitstheorie? Saluto- vs. pathogenetische Ansätze im Gesundheitswesen* (S. 117-145). Berlin: Springer.
- Bergeman, C. S. & Wallace, K. A. (1999). Resilience in later life. In T. L. Whitman & T. V. Merluzzi (Eds.), *Life-span perspectives on health and illness* (pp. 207-225). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Block, J. H. & Block, J. (1980). The role of ego-control and ego-resilience in the organization of behavior. In W. A. Collins (Ed.), *Development of cognition, affect and social relations* (pp. 39-101). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Bonanno, G. A. (2004). Loss, trauma, and human resilience: Have we underestimated the human capacity to thrive after extremely. *American Psychologist*, 59, 20-28.
- Bortz, J. (1999). *Statistik für Sozialwissenschaftler (5. Aufl.)*. Berlin: Springer.
- Brähler, E., Schumacher, J. & Brähler, Ch. (2000). Erste gesamtdeutsche Normierung der Kurzform des Giessener Beschwerdebogens GBB-24. *Psychotherapie, Psychosomatik, Medizinische Psychologie*, 50, 14-21.
- Brähler, E., Schumacher, J. & Scheer, J. W. (2004). *Gießener Beschwerdebogen (GBB-24). Handbuch (3. Aufl.)*. Bern: Huber.
- Brosius, F. (2002). *SPSS 11*. Bonn: MITP-Verlag.
- Cicchetti, D. (1999). Entwicklungspsychopathologie: Historische Grundlagen, konzeptuelle und methodische Fragen, Implikationen für Prävention und Intervention. In R. Oerter, von Hagen, C., Röper, G. & Noam, G. (Hrsg.), *Klinische Entwicklungspsychologie* (S. 11-44). Weinheim: Psychologie Verlags Union.
- Cicchetti, D. & Cohen, D. (Eds.) (1995). *Developmental psychopathology. Vol. 1 & 2*. New York: Wiley.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences (2<sup>nd</sup> Ed.)*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Glantz, M. D. & Johnson, J. L. (Eds.) (1999). *Resilience and development: Positive life adaptations*. New York: Kluwer/Plenum.
- Heckhausen, J. (2001). Adaptation and resilience in midlife. In M. E. Lachman (Ed.), *Handbook of midlife development* (pp. 345-391). New York: Wiley.
- Jessor, R. (1993). Successful adolescent development among youth in high-risk settings. *American Psychologist*, 48, 117-126.
- Kaplan, H. B. (1999). Toward an understanding of resilience: A critical review of definitions and models. In M. D. Glantz & J. L. Johnson (Eds.), *Resilience and development. Positive life adaptations* (pp. 17-83). New York: Kluwer/Plenum.
- Kobasa, S. C. (1982). The hardy personality: Toward a social psychology of stress and health. In G. S. Sanders & J. Suls (Eds.), *Social psychology of health and illness* (pp. 3-32). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Kobasa, S. C., Maddi, S. R. & Kahn, S. (1982). Hardiness and health: A prospective study. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42, 168-177.



- Koch, A. (1997). ADM-Design und Einwohnermelderegister-Stichprobe. Stichproben bei mündlichen Bevölkerungsumfragen. In S. Gabler & J. H. P. Hoffmeyer-Zlotnik (Hrsg.), *Stichproben in der Umfragepraxis* (S. 99-116). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Kumpfer, K. L. (1999). Factors and processes contributing to resilience: The resilience framework. In M. D. Glantz & J. L. Johnson (Eds.), *Resilience and development. Positive life adaptations* (pp. 179-224). New York: Kluwer/Plenum.
- Laucht, M. (1999). Risiko- vs. Schutzfaktor? Kritische Anmerkungen zu einer problematischen Dichotomie. In G. Opp, M. Fingerle & A. Freytag (Hrsg.), *Was Kinder stärkt. Erziehung zwischen Risiko und Resilienz* (S. 303-314). München: Reinhardt.
- Leppert, K. (2003). RS - Resilienzskala. In E. Brähler, J. Schumacher & B. Strauß, B. (Hrsg.), *Diagnostische Verfahren in der Psychotherapie (Diagnostik für Klinik und Praxis, Bd. 1) (2. Aufl.)* (S. 295-298). Göttingen: Hogrefe.
- Lösel, F. & Bender, D. (1999). Von generellen Schutzfaktoren zu differentiellen protektiven Prozessen: Ergebnisse und Probleme der Resilienzforschung. In G. Opp, M. Fingerle & A. Freytag (Hrsg.), *Was Kinder stärkt. Erziehung zwischen Risiko und Resilienz* (S. 37-58). München: Reinhardt.
- Lösel, F., Kolip, P. & Bender, D. (1992). Stress-Resistenz im Multiproblem-Milieu: Sind seelisch widerstandsfähige Jugendliche „Superkids“? *Zeitschrift für Klinische Psychologie*, 21, 48-63.
- Luthar, S. S., Cicchetti, D. & Becker, B. (2000). The construct of resilience: A critical evaluation and guidelines for future work. *Child Development*, 71, 543-562.
- Masten, A. S. (2001). Resilienz in der Entwicklung. Wunder des Alltags. In G. Röper, C. von Hagen & G. Noam (Hrsg.), *Entwicklung und Risiko. Perspektiven einer klinischen Entwicklungspsychologie* (S. 192-219). Stuttgart: Kohlhammer.
- Masten, A. S. (2002). Resilience in development. In C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 74-88). London: Oxford University Press.
- Masten, A. S., Best, K. M. & Garmezy, N. (1990). Resilience and development: Contributions from the study of children who overcome adversity. *Development and Psychopathology*, 2, 425-444.
- Masten, A. S., Hubbard, J. J., Gest, S. D., Tellegen, A., Garmezy, N. & Ramirez, M. (1999). Competence in the context of adversity: Pathways to resilience and maladaptation from childhood to late adolescence. *Development and Psychopathology*, 11, 143-169.
- Niebank, K. & Petermann, F. (2002). Grundlagen und Ergebnisse der Entwicklungspsychopathologie. In F. Petermann (Hrsg.), *Lehrbuch der Klinischen Kinderpsychologie und -psychotherapie* (5. Aufl.) (S. 57-94). Göttingen: Hogrefe.
- Oshio, A., Nakaya, M., Kaneko, H. & Nagamine, S. (2002). Development and validation of an adolescent resilience scale. *Japanese Journal of Counseling Science*, 35, 57-65.
- Remschmidt, H. & Fombonne, E. (1999). Entwicklungspsychopathologie. Grundlagenwissenschaft für die Kinder- und Jugendpsychiatrie und Psychiatrie. *Nervenarzt*, 70, 577-586.
- Rutter, M. (1990). Psychosocial resilience and protective factors. In J. Rolf, A. S. Masten, D. Cicchetti, K. H. Nuechterlein & S. Weintraub (Eds.), *Risk and protective factors in the development of psychopathology* (pp. 181-214). Cambridge: Cambridge University Press.
- Rutter, M. (1995). Psychosocial adversity: Risk, resilience and recovery. *Southern African Journal of Child & Adolescent*, 7, 75-88.
- Ryff, C. D., Singer, B., Love, G. D. & Essex, M. J. (1998). Resilience in adulthood and later life: Defining features and dynamic processes. In J. Lomranz (Ed.), *Handbook of aging and mental health* (pp. 69-96). New York: Plenum.
- Schumacher, J. (2002). Kohärenzgefühl. In R. Schwarzer, M. Jerusalem & H. Weber (Hrsg.), *Gesundheitspsychologie von A bis Z. Ein Handwörterbuch* (S. 267-269). Göttingen: Hogrefe.
- Schumacher, J., Klaiberg, A. & Brähler, E. (2004). Körperbeschwerden im Wandel: Neunormierung der Kurzform des Gießener Beschwerdeboogens GBB-24. *Psychotherapie, Psychosomatik, Medizinische Psychologie* (in Druck)
- Schumacher, J., Wilz, G., Gunzelmann, T. & Brähler, E. (2000). Die Sense of Coherence Scale von Antonovsky - Teststatistische Überprüfung in einer repräsentativen Bevölkerungstichprobe und

Konstruktion einer Kurzskala. *Psychotherapie, Psychosomatik, Medizinische Psychologie*, 50, 472-482.

- Schwarzer, R. (2003). SWE - Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung. In E. Brähler, J. Schumacher & B. Strauß (Hrsg.), *Diagnostische Verfahren in der Psychotherapie (Diagnostik für Klinik und Praxis, Bd. 1) (2. Aufl.)* (S. 362-365). Göttingen: Hogrefe.
- Schwarzer, R. & Jerusalem, M. (Hrsg.) (1999). *Skalen zur Erfassung von Lehrer- und Schülermerkmalen. Dokumentation der psychometrischen Verfahren im Rahmen der Wissenschaftlichen Begleitung des Modellversuchs Selbstwirksame Schulen*. Berlin: Freie Universität Berlin.
- Staudinger, U. M. (1999). Perspektiven der Resilienzforschung aus der Sicht der Lebensspannen-Psychologie. In G. Opp, M. Fingerle & A. Freytag (Hrsg.), *Was Kinder stärkt. Erziehung zwischen Risiko und Resilienz* (S. 343-350). München: Reinhardt.
- Staudinger, U. M., Marsiske, M. & Baltes, P. B. (1995). Resilience and reserve capacity in later adulthood: Potentials and limits of development across the life-span. In D. Cicchetti & D. Cohen (Eds.), *Developmental psychopathology. Vol. 2* (pp. 801-847). New York: Wiley.
- Wagnild, G. M. & Young, H. M. (1993). Development and psychometric evaluation of the Resilience Scale. *Journal of Nursing Measurement*, 1, 165-178.
- Werner, E. E. & Smith, R. S. (1982). *Vulnerable but invincible: A longitudinal study of resilient children and youth*. New York: McGraw Hill.

Tabelle 1: Untersuchungsstichprobe

		Gesamt (N = 2.031)	Männer (N = 947)	Frauen (N = 1.084)
<i>Alter</i>	M	48.29	49.16	48.41
	SD	17.72	17.46	17.95
	Range	14-95	14-90	14-95
<i>Altersgruppen</i>	14 bis 30 Jahre	376 (18.5%)	175 (18.5%)	201 (18.5%)
	31 bis 60 Jahre	1056 (52.0%)	494 (52.2%)	562 (51.9%)
	älter als 60 Jahre	599 (29.5%)	278 (29.4%)	321 (29.6%)
<i>Wohnsitz</i>	Ostdeutschland	1012 (49.8%)	492 (52.0%)	520 (48.0%)
	Westdeutschland	1919 (50.2%)	455 (48.0%)	564 (52.0%)
<i>Partnerschaft</i>	ja (mit Partner)	1.198 (59.0%)	593 (62.6%)	605 (55.8%)
	nein (ohne Partner)	833 (41.0%)	354 (37.4%)	479 (44.2%)
<i>Familienstand</i>	ledig	463 (22.8%)	245 (25.8%)	218 (20.1%)
	verheiratet/ zusammen lebend	1.076 (53.0%)	538 (56.8%)	538 (49.6%)
	verheiratet/ getrennt lebend	25 (1.2%)	10 (1.1%)	15 (1.4%)
	geschieden	194 (9.6%)	81 (8.6%)	113 (10.4%)
	verwitwet	273 (13.4%)	73 (7.7%)	200 (18.5%)
<i>Bildung</i>	ohne Abschluss	25 (1.2%)	14 (1.5%)	11 (1.0%)
	Hauptschule/8. Kl.	918 (45.2%)	410 (43.3%)	508 (46.9%)
	Realschule/10. Kl.	736 (36.2%)	329 (34.7%)	407 (37.6%)
	Fachschule	88 (4.3%)	49 (5.2%)	39 (3.6%)
	Abitur/ohne abgeschl. Studium	126 (6.2%)	66 (7.0%)	60 (5.5%)
	abgeschlossenes Hoch-/FH-Studium	138 (6.8%)	79 (8.3%)	59 (5.4%)
<i>Erwerbstätigkeit</i>	in Ausbildung	142 (7.2%)	77 (8.1%)	65 (6.0%)
	Vollzeittätigkeit	779 (38.4%)	456 (48.2%)	323 (29.8%)
	Teilzeittätigkeit	132 (6.5%)	12 (1.3%)	120 (11.0%)
	Wehr-/Zivildienst, Muttersch.-/Erz.-urlaub	18 (0.9%)	1 (0.1%)	11 (1.0%)
	arbeitslos/0-Kurzarbeit	152 (7.5%)	82 (8.7%)	70 (6.5%)
	Hausfrau/Hausmann	173 (8.5%)	1 (0.1%)	172 (15.9%)
	Rente/Vorruhestand	635 (31.3%)	318 (33.5%)	317 (29.6%)
<i>Haushaltseinkommen (Netto)</i>	< 2.500 DM/Monat	629 (32.7%)	254 (28.2%)	375 (36.7%)
	2.500-5.000 DM/Monat	1.050 (54.6%)	527 (58.5%)	523 (51.2%)
	≥ 5.000 DM/Monat	244 (12.7%)	120 (13.3%)	124 (12.1%)
	ohne Angaben	108	46	62

Tabelle 2: Itemkennwerte

<i>Item</i>	<i>Sk.</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r<sub>IS</sub></i>	<i>r<sub>IK</sub></i>
1 Wenn ich Pläne habe, verfolge ich sie auch.	1	5.46	1.38	.69	.68
2 Normalerweise schaffe ich alles irgendwie.	1	5.39	1.22	.68	.66
3 Ich kann mich eher auf mich selbst als auf Andere verlassen.	1	5.43	1.33	.61	
4 Es ist mir wichtig, an vielen Dingen interessiert zu bleiben.	1	5.32	1.34	.66	.64
5 Wenn ich muss, kann ich auch allein sein.	1	5.38	1.54	.48	
6 Ich bin stolz auf das, was ich schon geleistet habe.	1	5.41	1.37	.66	
7 Ich lasse mich nicht so schnell aus der Bahn werfen.	2	5.45	1.35	.75	
8 Ich mag mich.	2	5.28	1.40	.63	.61
9 Ich kann mehrere Dinge gleichzeitig bewältigen.	1	4.88	1.47	.61	.68
10 Ich bin entschlossen.	1	5.28	1.38	.75	.75
11 Ich stelle mir selten Sinnfragen.	2	4.57	1.72	.37	
12 Ich nehme die Dinge wie sie kommen.	2	5.29	1.36	.53	
13 Ich kann schwierige Zeiten durchstehen, weil ich weiß, dass ich das früher auch schon geschafft habe.	1	5.53	1.29	.69	
14 Ich habe Selbstdisziplin.	1	5.49	1.28	.66	
15 Ich behalte an vielen Dingen Interesse.	1	5.41	1.27	.70	.71
16 Ich finde öfter etwas, worüber ich lachen kann.	2	5.33	1.32	.63	.61
17 Mein Glaube an mich selbst, hilft mir auch in harten Zeiten.	1	5.29	1.44	.63	
18 In Notfällen kann man sich auf mich verlassen.	1	5.80	1.21	.69	
19 Normalerweise kann ich eine Situation aus mehreren Perspektiven betrachten.	1	5.17	1.32	.69	.70
20 Ich kann mich auch überwinden, Dinge zu tun, die ich eigentlich nicht machen will.	1	5.15	1.37	.51	.50
21 Mein Leben hat einen Sinn.	2	5.72	1.29	.67	
22 Ich beharre nicht auf Dingen, die ich nicht ändern kann.	2	5.49	1.35	.53	
23 Wenn ich in einer schwierigen Situation bin, finde ich gewöhnlich einen Weg heraus.	1	5.43	1.22	.78	
24 In mir steckt genügend Energie, um alles zu machen, was ich machen muss.	1	5.37	1.31	.76	.74
25 Ich kann es akzeptieren, wenn mich nicht alle Leute mögen.	2	5.48	1.31	.62	

*Erläuterungen:*  $1.994 \leq N \leq 2.004$

*M* ... Mittelwert (Range: 1-7)

*SD* ... Standardabweichung

*Sk.* ... Subskalen der RS-25 (1 = Persönliche Kompetenz; 2 = Akzeptanz des Selbst und des Lebens)

*r<sub>IS</sub>* ... part-whole korrigierte Trennschärfekoeffizienten des Items zur Subskala, der es a priori zugeordnet ist

*r<sub>IK</sub>* ... part-whole korrigierte Trennschärfekoeffizienten des Items in Bezug zur Kurzskala RS-11

Tabelle 3: Skalenkennwerte und Skaleninterkorrelationen

Skalen	Zahl Items	Min.	Max.	M	SD	Sch.	Kurt.	K-S	$\alpha$	Interkorrelationen <sup>1</sup>		
										RS-Akz	RS-Ges	RS-11
RS-Komp: Persönliche Kompetenz	18	21	119	91.16	15.92	-0.58	0.22	3.17	.94	.84	.98	.95
RS-Akz: Akzeptanz des Selbst und des Lebens	7	13	56	42.61	7.44	-0.54	0.20	3.13	.82		.93	.84
RS-Ges: Gesamtwert (RS-25)	25	42	175	133.78	22.54	-0.57	0.19	2.84	.95			.95
RS-11: Kurzskala	11	15	77	58.03	10.76	-0.50	-0.02	2.90	.91			

*Erläuterungen:*  $N = 2.004$ ;  $M$  ... Mittelwert;  $SD$  ... Standardabweichung;  $\alpha$  ... Interne Konsistenz (Cronbach's Alpha);  $Sch.$  ... Schiefe;  $Kurt.$  ... Kurtosis  
 $K-S$  ... Kolmogorov-Smirnov-z zur Prüfung auf Normalverteilung  
 RS ... Resilienzskala (Range RS-Komp: 17-119 / RS-Akz: 8-56 / RS-Ges: 25-175 / RS-K: 11-77)  
<sup>1</sup> Pearson-Korrelationskoeffizienten ( $1.999 \leq N \leq 2.004$ ); alle Korrelationskoeffizienten sind signifikant mit  $p < .001$  (zweiseitig)

*Tabelle 4: Dimensionale Struktur der Resilienzskala (RS-25): Faktorladungsmatrix im Ergebnis einer Hauptkomponentenanalyse mit schiefwinkliger Rotation (Eigenwertkriterium > 1)*

Item-Nr.	$h^2$	I	II	III
<i>Subskala Persönliche Kompetenzen</i>				
1*	.56	<b>.71</b>	.05	.04
2*	.52	<b>.58</b>	.18	.08
3	.45	<b>.46</b>	.29	-.11
4*	.57	<b>.70</b>	.10	-.19
5	.41	.17	<b>.52</b>	-.25
6	.51	.36	<b>.42</b>	.03
9*	.68	<b>.96</b>	.03	.22
10*	.68	<b>.73</b>	-.30	.13
13	.65	.11	<b>.70</b>	.14
14	.53	.26	<b>.53</b>	.05
15*	.59	<b>.68</b>	.15	-.10
17	.50	.23	<b>.53</b>	.06
18	.61	.28	<b>.58</b>	-.07
19*	.59	<b>.78</b>	.01	-.05
20*	.33	<b>.51</b>	.11	-.11
23	.66	<b>.52</b>	.38	.14
24*	.66	<b>.67</b>	.15	.16
<i>Subskala Akzeptanz des Selbst und des Lebens</i>				
7	.62	<b>.45</b>	.39	.11
8*	.47	<b>.63</b>	.04	.11
11	.71	.21	-.02	<b>.78</b>
12	.70	-.09	<b>.58</b>	<b>.59</b>
16*	.45	<b>.55</b>	.16	.04
21	.51	<b>.49</b>	.31	-.10
22	.45	.01	<b>.66</b>	.07
25	.43	.40	.31	.06
Eigenwerte der rotierten Lösung		10.51	8.27	1.91
Varianzanteil (%)		46.3	4.7	4.3
Eigenwerte der unrotierten Lösung		11.57	1.17	1.08
<i>Anmerkungen:</i>	Für den Wortlaut der Items vgl. <i>Tabelle 2</i> . $N = 2.004$ ; $h^2$ ... Kommunalität Korrelation Faktor I mit Faktor II: $r = .62$ Korrelation Faktor I mit Faktor III: $r = .19$ Korrelation Faktor II mit Faktor III: $r = .14$ Die Items wurden entsprechend ihrer a priori Zuordnung zu den RS-Subskalen geordnet. Faktorladungen > .40 wurden hervorgehoben. Die mit einem * gekennzeichneten Items wurden für die Kurzsкала RS-11 ausgewählt.			

Tabelle 5: Resilienz, Selbstwirksamkeitserwartung und subjektive Körperbeschwerden in Abhängigkeit vom Alter und Geschlecht

Skalen		Männer			Frauen			Zweifaktorielle ANOVA [F-Werte und in Klammern Effektgrößen <i>f</i> (für A) bzw. <i>d</i> (für G)]		
		14-30	31-60	> 60	14-30	31-60	> 60	A	G	A x G
RS-25:	<i>M</i>	136.56	134.46	136.00	134.10	133.50	129.58	1.48	8.94**	2.09
Gesamtwert	<i>SD</i>	24.43	22.49	22.27	20.95	22.90	21.67	(.04)	(.13)	
RS-11:	<i>M</i>	60.82	58.70	58.05	59.18	58.17	54.51	15.11***	13.48***	3.79*
Kurzskala	<i>SD</i>	11.15	10.57	10.87	9.76	10.72	10.61	(0.13)	(0.15)	
SWE:	<i>M</i>	31.15	30.12	29.82	29.65	28.88	27.62	11.74***	41.03***	2.79
Gesamtwert	<i>SD</i>	5.66	5.08	5.71	4.89	5.05	5.54	(.11)	(.30)	
GBB-E:	<i>M</i>	2.21	2.99	4.74	3.01	3.97	6.19	66.91***	28.87***	0.56
Erschöpfung	<i>SD</i>	3.60	3.77	4.28	3.85	4.28	4.41	(.26)	(.26)	
GBB-M:	<i>M</i>	1.17	2.12	2.76	1.60	2.07	2.44	19.15***	0.13	1.81
Magenbeschwerden	<i>SD</i>	2.01	2.98	3.44	2.49	2.95	3.19	(.14)	(.01)	
GBB-G:	<i>M</i>	2.45	4.54	6.90	3.20	5.72	8.50	160.01***	32.91***	1.19
Gliederschmerzen	<i>SD</i>	3.19	4.14	4.13	3.61	4.47	4.66	(.41)	(.27)	
GBB-H:	<i>M</i>	0.76	1.78	3.40	1.20	1.93	3.78	92.65***	4.62*	0.42
Herzbeschwerden	<i>SD</i>	1.96	3.05	3.66	2.39	3.06	3.75	(.33)	(.08)	
GBB-B:	<i>M</i>	6.60	11.46	17.78	9.01	13.69	20.87	109.68***	18.63***	0.24
Beschwerdedruck	<i>SD</i>	9.16	12.10	13.13	10.96	12.50	13.31	(.34)	(.20)	

Erläuterungen: \*  $p(F) < .05$  \*\*  $p(F) < .01$  \*\*\*  $p(F) < .001$   
für Resilienz:  $N = 2.003$  (934 Männer und 1.070 Frauen)  
für Selbstwirksamkeitserwartung:  $N = 2.000$  (930 Männer und 1.070 Frauen)  
für subjektive Körperbeschwerden:  $N = 2.003$  (947 Männer und 1.084 Frauen)  
*M* ... Mittelwert; *SD* ... Standardabweichung; A ... Alter; G ... Geschlecht  
RS-25 ... Resilienzskala mit 25 Items (Range 25-175)  
RS-11 ... Kurzskala mit 11 Items (Range 11-77)  
SWE ... Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung (Range 10-40)  
GBB ... Gießener Beschwerdebogen (Range der Subskalen 0-24; Gesamtwert 0-96)

Tabelle 6: Prozentrang-Normen für die Lang- und Kurzform der RS ( $N = 2.004$ ; 14 bis 95 Jahre)

<i>PR</i>	<i>RS-25</i>	<i>RS-11</i>
5	92	38
10	100	42
15	108	45
20	115	48
25	119	50
30	123	52
35	126	54
40	129	55
45	132	57
50	135	58
55	139	60
60	142	61
65	144	62
70	147	64
75	149	65
80	151	66
85	155	68
90	159	70
95	166	73
100	175	77
M	133.78	58.03
SD	22.54	10.76

*Erläuterung:* PR ... Prozentrang, M ... Mittelwert, SD ... Standardabweichung  
 RS-25 ... Resilienzskala mit 25 Items (Gesamtwert)  
 RS-11 ... Resilienzskala mit 11 Items (Kurzsкала)  
 Die Tabelle enthält die oberen Grenzwerte der Skalenwerte für die einzelnen Prozenträge.



Tabelle 7: Resilienz als Prädiktor subjektiver Körperbeschwerden

Prädiktoren	Kriteriumsvariablen														
	GBB-E Erschöpfung			GBB-M Magenbeschwerden			GBB-G Gliederschmerzen			GBB-H Herzbeschwerden			GBB-B Beschwerdedruck		
	Beta	$DR^2$	$c$	Beta	$DR^2$	$c$	Beta	$\Delta R^2$	$c$	Beta	$DR^2$	$c$	Beta	$DR^2$	$c$
Alter (in Jahren)	.230	.058	.657	.102	.010	.511	.373	.162	.867	.287	.106	.801	.303	.121	.764
Geschlecht 1 ... Männer 2 ... Frauen	.088	.008	.302	--	--	--	.104	.010	.288	--	--	--	.059	.003	.212
SWE	-.172	.100	-.760	-.122	.008	-.832	-.140	.042	-.543	-.133	.051	-.644	-.168	.075	-.687
RS-11	-.149	.011	-.745	-.144	.060	-.861	-.074	.003	-.517	-.137	.009	-.676	-.143	.010	-.682
adj. $R^2$	.174			.078			.217			.166			.207		
$df$	4/1986			3/1987			4/1988			3/1988			4/1984		
$F$	106.28			56.17			137.78			131.79			130.89		
$p(F)$	< .001			< .001			< .001			< .001			< .001		

Anmerkung: In den Spalten der Tabelle sind lediglich für diejenigen Prädiktorvariablen Werte aufgeführt, die einen signifikanten Beitrag zur Vorhersage der jeweiligen Kriteriumsvariable liefern. Im unteren Teil der Tabelle findet man die Modellzusammenfassungen.

$DR^2$  ... Änderung in  $R^2$ ;  $c$  ... Strukturkoeffizient

SWE ... Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung

RS-11 ... Kurzform der Resilienzskala

## ANHANG

*Resilienzskala RS-11*

Im folgenden Fragebogen finden Sie eine Reihe von Feststellungen. Bitte lesen Sie sich jede Feststellung durch und kreuzen Sie an, wie sehr die Aussagen im Allgemeinen auf Sie zutreffen, d.h. wie sehr Ihr übliches Denken und Handeln durch diese Aussagen beschrieben wird.

		1 = nein					7 = ja	
		Ich stimme nicht zu ..... stimme völlig zu						
		1	2	3	4	5	6	7
1	Wenn ich Pläne habe, verfolge ich sie auch.	1	2	3	4	5	6	7
2	Normalerweise schaffe ich alles irgendwie.	1	2	3	4	5	6	7
3	Es ist mir wichtig, an vielen Dingen interessiert zu bleiben.	1	2	3	4	5	6	7
4	Ich mag mich.	1	2	3	4	5	6	7
5	Ich kann mehrere Dinge gleichzeitig bewältigen.	1	2	3	4	5	6	7
6	Ich bin entschlossen.	1	2	3	4	5	6	7
7	Ich behalte an vielen Dingen Interesse.	1	2	3	4	5	6	7
8	Ich finde öfter etwas, worüber ich lachen kann.	1	2	3	4	5	6	7
9	Normalerweise kann ich eine Situation aus mehreren Perspektiven betrachten.	1	2	3	4	5	6	7
10	Ich kann mich auch überwinden, Dinge zu tun, die ich eigentlich nicht machen will.	1	2	3	4	5	6	7
11	In mir steckt genügend Energie, um alles zu machen, was ich machen muss.	1	2	3	4	5	6	7