

# Kurzskala zur Erfassung allgemeiner Selbstwirksamkeitserwartungen (ASKU)

# Short Scale for Measuring General Self-efficacy Beliefs (ASKU)

*Constanze Beierlein, Christoph J. Kemper, Anastassiya Kovaleva und Beatrice Rammstedt*

## *Zusammenfassung*

Allgemeine Selbstwirksamkeitserwartungen beziehen sich auf die Einschätzung eigener Kompetenzen, Handlungen erfolgreich planen und ausführen zu können, um gewünschte Ziele zu erreichen. Selbstwirksamkeitserwartungen beeinflussen zahlreiche Aspekte alltäglicher Tätigkeiten. Empirische Studien verdeutlichen, dass sie mit einer Reihe sozialwissenschaftlicher Variablen aus den Bereichen Arbeit, Gesundheit und soziale Beziehungen in Verbindung stehen. Damit sind sie insbesondere für die interdisziplinäre Surveyforschung interessant, da sie einen Erklärungsbeitrag leisten können. Eine surveykompatible, d.h. ökonomische Kurzskala zur Erfassung des Konstrukts, fehlt jedoch bisher. Im Rahmen von drei empirischen Studien wurde die Allgemeine Selbstwirksamkeit Kurzskala („ASKU“) mit drei Items entwickelt und validiert. Die Ergebnisse weisen darauf hin, dass die ASKU trotz ihrer Kürze das Konstrukt reliabel und valide misst. Darüber hinaus lassen die Befunde von Messinvarianzprüfungen darauf schließen, dass die Kurzskala in unterschiedlichen Erhebungsmodi ähnliche Messqualitäten aufweist. Die Skala zeigte

## *Abstract*

General self-efficacy expectations refer to appraisals of one's own competencies to plan and execute actions in a successful way in order to achieve desired goals. Self-efficacy expectations have an impact on numerous aspects of day-to-day activities. Empirical studies show that they are linked to a number of key social scientific variables in the field of work, health, and social relations. This fact makes self-efficacy expectations particularly interesting for interdisciplinary survey research because they may explain variance in outcome variables. However, a short scale for assessing general self-efficacy expectations which is compatible for social surveys is still missing. In the scope of three empirical studies we developed and validated the "General Self-Efficacy Short Scale" (in German: ASKU) which contains only three items. The results indicate that despite of its brevity the ASKU measures the construct in a reliable and valid way. Furthermore, the findings suggest that the short scale show measurement invariance with respect to different assessment modes. As expected, the scale exhibits its expected relations to sociodemographic



hypothesekonforme Beziehungen zu sozio-demografischen Variablen sowie sozialwissenschaftlichen Inhaltsvariablen. variables as well as social scientific content variables.

## 1 Einleitung<sup>1</sup>

Aus psychologischer Sicht wird das menschliche Handeln durch eine Vielzahl unterschiedlicher Variablen beeinflusst und gesteuert (z.B. Krampen 2000). Eine wichtige Rolle spielen hierbei Kognitionen (z.B. Wissen, Ziele) sowie Handlungsfähigkeiten. Bandura (1993) hat jedoch darauf aufmerksam gemacht, dass allein der Besitz von Wissen und Handlungsfähigkeiten noch nicht dazu führt, dass eine Person ein bestimmtes Verhalten auch tatsächlich zeigt. Es bedarf zusätzlich der Überzeugung, das Verhalten auch bei Eintreten von Hindernissen und Widerständen ausführen zu können.

Diesen Gedanken hat Bandura (1977) in seinem Konzept der „Selbstwirksamkeit“ (engl. „Self-Efficacy“) im Rahmen seiner sozialen Lerntheorie aufgegriffen. In diesem Konzept werden Menschen als Akteure verstanden, die aufgrund ihrer Fähigkeiten und Kompetenzen eine beachtliche Kontrolle ausüben und folglich darüber bestimmen, welche Erfahrungen sie im Leben machen und wie ihr Leben verläuft (Bandura 1977, 1982). Selbstwirksamkeitserwartungen beziehen sich dabei auf die Einschätzung der eigenen Fähigkeiten und Kompetenzen, Handlungen erfolgreich planen und ausführen zu können, um gewünschte Ziele zu erreichen (Bandura 1997; Pajares 1997). Das Konzept der Selbstwirksamkeit wurde auch in anderen theoretischen Ansätzen aufgegriffen: In seiner handlungstheoretischen Persönlichkeitspsychologie beschreibt Krampen (2000) Selbstwirksamkeitserwartungen als Situations-Handlungs-Erwartungen. Sie spiegeln damit die subjektive Einschätzung einer Person wider, ob der Person in einer konkreten Situation Handlungsmöglichkeiten zur Lösung von Problemen zur Verfügung stehen. Anders als Persönlichkeitseigenschaften beziehen sich Selbstwirksamkeitserwartungen damit nicht auf die Frage „wie bin ich?“ sondern „wie gut kann ich etwas tun?“ (Zimmerman/Cleary 2006: 47).

Die Selbstwirksamkeitserwartungen sind verbunden mit einem Gefühl von Kontrolle über die Umwelt sowie über das eigene Verhalten. Personen mit hohen Selbstwirksamkeitserwartungen haben den Eindruck, die Umwelt durch ihr Verhalten beeinflussen zu können. Selbstwirksamkeitserwartungen haben dadurch

1 Die Erstautorin bedankt sich bei Dr. Angelika Glöckner-Rist für methodische Hinweise.

einen bedeutenden Einfluss auf das Verhalten (Bandura 1997). In der Psychologie stellen sie einen zentralen motivationalen Prädiktor für Verhalten dar. Studienergebnisse verdeutlichen, auf welche Weise Selbstwirksamkeitserwartungen das Verhalten beeinflussen: So setzen sich Personen mit hohen Selbstwirksamkeitserwartungen z.B. anspruchsvollere Ziele, zeigen eine höhere Ausdauer und setzen effizientere Strategien beim Problemlösen ein (Bandura 1997; Pajares 1997; Schunk 1991). Selbstwirksamkeitserwartungen haben auch einen Effekt darauf, wie viel Stress und Anspannung Personen in risikoreichen oder stark herausfordernden Situationen erwarten. Personen mit höheren Selbstwirksamkeitserwartungen sind dann eher bereit, Risiken einzugehen, wenn sie mit ihrem Verhalten glauben, ein selbstgewähltes, erwünschtes Ziel zu erreichen (Breakwell 2007: 54-55). Dabei sind Selbstwirksamkeitserwartungen nicht statisch, sondern dynamisch: Sie können zum Beispiel durch Erfolgserfahrungen bzw. Lernprozesse beeinflusst werden (Bandura 1997).

Im *Gesundheitsbereich* werden hohe Selbstwirksamkeitserwartungen mit einer konstruktiven Stressbewältigung, einer günstigen Prognose bei der Erholung von Krankheiten sowie körperlichem und psychischem Wohlbefinden in Verbindung gebracht (z.B. Luszczynska/Benight/Cieslak 2009; Magaletta/Oliver 1999; Skaalvik/Skaalvik 2007). Studien zeigten zudem konsistente Ergebnisse dahingehend, dass hohe Selbstwirksamkeitserwartungen die Persistenz bezüglich Raucherentwöhnung und Alkoholabstinenz günstig beeinflussen (z.B. Gwaltney/Metrik/Kahler et al. 2009; Ilgen/McKellar/Tiet 2005; Sitharthan/Job/Kavanagh et al. 2003). Darüber hinaus gingen in Studien hohe Selbstwirksamkeitserwartungen mit erfolgreichen Copingstrategien im Umgang mit Schmerz einher (Pells/Shelby/Keffe et al. 2008; Turner/Ersek/Kemp 2005).

Im Hinblick auf *soziale Beziehungen* ließ sich zeigen, dass Selbstwirksamkeitserwartungen förderlich für prosoziales Verhalten sein können. Darüber hinaus stehen sie in einem positiven Zusammenhang mit der Lebenszufriedenheit (Caprara/Alessandri/Eisenberg 2012; Caprara/Steca 2005).

Im *pädagogischen Bereich* belegen Studien den Zusammenhang von Selbstwirksamkeitserwartungen und der Performanz in unterschiedlichen Kompetenzbereichen (z.B. Caprara/Fida/Vecchione et al. 2008; Williams/Williams 2010). So zeigte sich zum Beispiel in einer längsschnittlichen Studie, dass sich Selbstwirksamkeitserwartungen und Schulnoten wechselseitig positiv beeinflussen (Caprara/Vecchione/Alessandri et al. 2011). Selbstwirksamkeitserwartungen leisteten bei der Vorhersage akademischer Erfolge einen eigenständigen, zusätzlichen Erklärungsbeitrag, der über denjenigen von sozio-ökonomische Variablen oder der Intelligenz hinausgeht (Zuffianò/Alessandri/Gerbino et al. 2012).

Im Bereich *Arbeit und Organisationen* zeigen Befunde, dass Personen mit höheren Selbstwirksamkeitserwartungen eine höhere Resistenz gegenüber Arbeitsstress haben und ein stärkeres Commitment gegenüber ihrem derzeitigen Arbeitgeber ausdrücken (Akhtar/Saba/Adnan, in Druck; Heuven/Bakker/Schaufeli et al. 2006).

Auch im Bereich der *Politik* werden Selbstwirksamkeitserwartungen bereits zur Erklärung politischen Verhaltens herangezogen. Unter dem Fachbegriff „Political Efficacy“ werden in Surveys individuelle Kompetenzerwartungen in politischen Handlungsfeldern erfasst (Vetter 1997). Diese bereichsspezifischen Selbstwirksamkeitserwartungen leisten einen substantziellen Beitrag zur Vorhersage politischer Beteiligungsbereitschaft (Vecchione/Caprara 2009).

Selbstwirksamkeitserwartungen stellen damit eine wertvolle Variable dar, die einen substantziellen Erklärungsbeitrag für sozialwissenschaftliche Inhaltsvariablen leisten kann. Den Empfehlungen Banduras (1997, 2006) folgend, werden Selbstwirksamkeitserwartungen häufig situations- oder kontextspezifisch erfasst; z.B. im Hinblick auf bestimmte Handlungsfelder wie das Lernen in der Schule oder auf konkrete Tätigkeiten wie das Autofahren. Bandura (2006) nimmt an, dass sich die Selbstwirksamkeitserwartungen von Menschen hinsichtlich verschiedener Handlungen unterscheiden. Demzufolge ist die Vorhersage eines spezifischen Verhaltens am besten möglich, wenn Selbstwirksamkeitserwartungen in Bezug auf dieses konkrete Verhalten erfasst werden. Für die Messung hätte dies jedoch zur Folge, dass jeweils handlungsspezifische Selbstwirksamkeitsskalen entwickelt und eingesetzt werden müssten. Aufgrund des zeitlichen und monetären Aufwands erscheint dies für viele sozialwissenschaftliche Surveys kaum realisierbar.

Theoretische Annahmen und empirische Befunde lassen jedoch darauf schließen, dass Selbstwirksamkeitserwartungen auch kontextübergreifend erfasst werden können (Caprara 2002): Die „allgemeine Selbstwirksamkeitserwartung“ ist konzeptualisiert als eine über Situationen und Kontexte generalisierte Kompetenzerwartung (Bandura 2006: 307). Sie wird als stabile Erwartungshaltung betrachtet und bezieht sich dabei nicht auf ein spezifisches Handlungs- oder Funktionsfeld. Stattdessen spiegelt die allgemeine Selbstwirksamkeitserwartung wider, dass Menschen ihre Erfahrungen zu Erfolgen und Misserfolgen über Situationen hinweg verallgemeinern (Jerusalem/Schwarzer 1999).

Mehrere Studien zeigen, dass generalisierte Kompetenzerwartungen in unterschiedlichen Lebensbereichen positive Auswirkungen haben (z.B. Bandura 1997; Luszczynska/Gutiérrez-Dona/Schwarzer 2005). Die allgemeine Selbstwirksamkeit steht in positivem Zusammenhang mit Optimismus sowie der Arbeitszufriedenheit; negative Zusammenhänge zeigten sich unter anderem mit Ängstlich-

keit, Neigung zu Depressionen und Arbeitsstress (Luszczynska/Gutiérrez-Dona/Schwarzer 2005). Darüber hinaus stehen allgemeine Selbstwirksamkeitserwartungen in positiver Beziehung zur Arbeitsleistung (Judge/Bono 2001). Die allgemeine Selbstwirksamkeitserwartung wird deshalb auch als persönliche Bewältigungsresource aufgefasst (Schwarzer 1994).

Im Hinblick auf die Beziehung von Selbstwirksamkeitserwartungen zu den Big-Five-Persönlichkeitsfaktoren werden konsistente Befunde für drei der fünf Faktoren berichtet: In einer Metaanalyse von Judge und Ilies (2002) waren die Selbstwirksamkeitserwartungen moderat negativ mit Neurotizismus bzw. positiv mit Gewissenhaftigkeit assoziiert. Darüber hinaus fanden sich positive Beziehungen zur Extraversion. Der Zusammenhang der Selbstwirksamkeitserwartungen mit den restlichen beiden Big-Five-Dimensionen (Offenheit für Erfahrung/Verträglichkeit) ist nach Auskunft der beiden Autoren dagegen erst wenig beforscht. Judge und Ilies (2002) berichten jedoch für die Verträglichkeit die niedrigste Effektstärke.

Judge, Erez, Bono und Thoresen (2002) zufolge weist die allgemeine Selbstwirksamkeitserwartung Beziehungen zu verwandten Konstrukten wie dem Selbstwert (Rosenberg 1989) und den Kontrollüberzeugungen (Rotter 1966) auf. Alle drei dieser Konstrukte sowie der Neurotizismus werden als Aspekte eines übergeordneten Konstrukts, dem positiven Selbstkonzept, angesehen. Ein positives Selbstkonzept stellt eine sozial erwünschte Überzeugung dar. Der Zusammenhang zwischen sozialer Erwünschtheit und allgemeiner Selbstwirksamkeit konnte auch empirisch nachgewiesen werden: Eine Studie von Gravdal und Sandal (2006) ergab, dass Selbstwirksamkeitserwartungen positiv mit der Komponente der Selbsttäuschung des Konstrukts *Soziale Erwünschtheit* assoziiert sind.

## 2 Erfassung der allgemeinen Selbstwirksamkeit in sozialwissenschaftlichen Umfragen

Zur Erfassung der allgemeinen Selbstwirksamkeit wurden verschiedene Messinstrumente entwickelt (für einen Überblick siehe Scherbaum/Cohen-Charash/Kern 2006). In Deutschland hat sich insbesondere die von Schwarzer und Jerusalem vorgelegte Skala zur Erfassung der Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung (SWE) etabliert. In der ursprünglichen Version enthielt die Skala 20 Items (Jerusalem/Schwarzer 1986). Heute wird in wissenschaftlichen Studien in der Regel eine

gekürzte Version der SWE von 10 Items eingesetzt (Jerusalem/Schwarzer 1999).<sup>2</sup> In der Skala werden allgemeine Selbstwirksamkeitserwartungen konzeptualisiert als „persönliche[n] Einschätzung der eigenen Kompetenzen, allgemein im täglichen Leben mit Schwierigkeiten und Barrieren zu Recht zu kommen und kritische Anforderungssituationen aus eigener Kraft erfolgreich bewältigen zu können“ (Hinz/Schumacher/Albani et al. 2006: 26). Die Items beinhalten jeweils einen Hinweis auf ein Hindernis und die Einschätzung der Handlungsmöglichkeiten der Person, mit diesen Schwierigkeiten umzugehen. Die SWE als Messinstrument für die allgemeine Selbstwirksamkeitserwartung ist hinreichend reliabel und hat sich theoriekonform als eindimensional erwiesen (z.B. Leganger/Kraft/Roysamb 2000; Scholz/Gutiérrez-Doña/Sud et al. 2002). Die Skala wurde bereits für mehrere Sprachen adaptiert und validiert (Luszczynska/Gutiérrez-Dona/Schwarzer 2005; Luszczynska/Scholz/Schwarzer 2005).

Neben diesen positiven Eigenschaften weist die Skala jedoch insbesondere im Hinblick auf die Surveyforschung mehrere gravierende Nachteile auf. Zur Messung des eindimensionalen Konstrukts werden 10 Items benötigt, was laut Jerusalem und Schwarzer (1999) einer durchschnittlichen Bearbeitungszeit der Skala von 4 Minuten entspricht. Angesichts begrenzter zeitlicher und finanzieller Ressourcen in den meisten sozialwissenschaftlichen Surveys kann die Länge der Skala eine Hürde darstellen, sie in diesen Studien einzusetzen. Darüber hinaus ergeben sich bei der Skala Schwierigkeiten hinsichtlich der Formulierung einzelner Items: In einigen Items werden Begriffe verwendet, die einen großen Deutungsspielraum zulassen (z.B. „überraschende Ereignisse“; vgl. Faulbaum/Prüfer/Rexroth 2009). Zudem scheinen sich Inhalte einzelner Items zu wiederholen (z.B. Item 2: „Die Lösung schwieriger Probleme gelingt mir immer, wenn ich mich darum bemühe“; Item 8: „Für jedes Problem kann ich eine Lösung finden“). Des Weiteren fehlen Hinweise darauf, ob die Messäquivalenz der Skala über verschiedene Erhebungsmodi (z.B. „Papier-und-Bleistift“, persönlich-mündliche Befragung) gewährleistet ist. Es wurde lediglich die Invarianz des Fragebogens über verschiedene Sprachversionen bzw. in verschiedenen Kulturen überprüft (Schwarzer/Bäbler/Kwiatk et al. 1997).

Aus den oben geschilderten Grenzen der von Jerusalem und Schwarzer (1999) entwickelten Skala, lassen sich die Forschungsziele des vorliegenden Beitrags ableiten: In Anlehnung an die von Jerusalem und Schwarzer (1999) konstruierte Skala soll eine kurze und reliable eindimensionale Skala zur Messung des Konstrukts *Allgemeine Selbstwirksamkeitserwartung* konstruiert und validiert werden.

2 Nähere Informationen zur 10-Item Skala von Jerusalem und Schwarzer (1999) finden sich auf folgender Website: <http://userpage.fu-berlin.de/~health/germscal.htm> (Zugriff am 15.12.2012).

Die Kurzsкала soll dabei zur Erfassung der allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung in der deutschsprachigen Allgemeinbevölkerung ab 18 Jahren dienen und in unterschiedlichen Erhebungsmodi eingesetzt werden können. Die Messäquivalenz der Skala für verschiedene Erhebungsmodi soll sichergestellt werden. Die Kurzsкала soll einen Erklärungsbeitrag für die Vorhersage sozialwissenschaftlicher Inhaltsvariablen aus den Bereichen Gesundheit, Arbeit und soziale Beziehungen leisten.

### 3 Methode

#### *Stichproben*

Im Rahmen der Konstruktion und Validierung der Skala im GESIS-Projekt „Entwicklung einer Standardbatterie für psychologische Merkmale in sozialwissenschaftlichen Umfragen“ wurden verschiedene Stichproben erhoben. Die Charakteristika dieser Stichproben sind in Tabelle 1 dargestellt. *Stichprobe 1* ist eine Quotenstichprobe ( $N = 539$ ), die nach den Merkmalen Geschlecht, Alter, Bildung und Bundesland geschichtet ist. Die Grundgesamtheit war definiert als „alle in der Bundesrepublik Deutschland in Privathaushalten lebenden deutschsprachigen Personen ab 18 Jahren“. Die Erhebung, welche neben den Selbstwirksamkeitsitems weitere Skalen beinhaltete, erfolgte in zwei Wellen mit einem zeitlichen Abstand von 6 bis 10 Wochen. An Welle 2 nahmen  $N = 338$  Befragungspersonen der Welle 1 teil. Die Daten wurden im Rahmen eines Interviews (CAPI; Computer Assisted Personal Interview) oder durch die Vorgabe eines Papierfragebogens („Papier-und-Bleistift“) erhoben. Der Anteil der Befragungen im jeweiligen Erhebungsmodus wurde vor der Feldphase in einem Plan festgelegt. Dieser sah bestimmte Kontingente für beide Erhebungsmodi vor. Danach wurde bei der Mehrzahl der Befragten die Befragung im CAPI-Modus durchgeführt. Die Zuordnung der Personen zu den Bedingungen in Welle 1 und 2 erfolgte dann auf Zufallsbasis. Die Erhebung aller in der Umfrage erfassten Konstrukte dauerte insgesamt im Mittel 53 Minuten ( $SD = 12$ ). Bei *Stichprobe 2* handelt es sich ebenfalls um eine Quotenstichprobe, geschichtet nach Geschlecht, Alter und Bildung ( $N = 359$ ). Die Datenerhebung erfolgte jedoch anders als in Stichprobe 1 über das Internet (CAWI). Grundgesamtheit waren die Teilnehmer eines Online-Access-Pools im Alter von 18 Jahren und älter, die in Deutschland leben. Die Bearbeitung des gesamten Onlinefragebogens dauerte im Durchschnitt 23 Minuten ( $SD = 8$ ). *Stichprobe 3* mit  $N = 1.134$  Befragungspersonen ist eine Zufallsstichprobe, die repräsentativ für die Wohnbevölkerung in Deutschland über einem Alter von 18 Jahren ist. Sie wurde mithilfe des ADM-Stichprobensystems F2F („Random Route“) der Arbeitsgemeinschaft deutscher Marktforschungsinstitute

Tabelle 1 *Charakteristika der Stichproben*

|                        | Stichprobe 1 |             | Stichprobe 2 | Stichprobe 3 |
|------------------------|--------------|-------------|--------------|--------------|
|                        | Welle 1      | Welle 2     |              |              |
| <i>Stichprobe</i>      |              |             |              |              |
| Umfang [N]             | 539          | 338         | 359          | 1.134        |
| Art                    | Quote        | Quote       | Quote        | Zufall       |
| Modus                  | CAPI, P&B    | CAPI, P&B   | CAWI         | CAPI, CASI   |
| <i>Zusammensetzung</i> |              |             |              |              |
| Geschlecht [% Frauen]  | 52,5%        | 52,1%       | 51,2%        | 55,6%        |
| Alter [M(SD)]          | 47.2 (15.2)  | 46.7 (15.1) | 48.3 (13.0)  | 53.3 (18.4)  |
| Bildung                | ≤ 9 Jahre    | 44,7%       | 45,3%        | 40,4%        |
|                        | 10 Jahre     | 30,2%       | 27,9%        | 31,8%        |
|                        | ≥ 11 Jahre   | 23,7%       | 25,4%        | 27,9%        |

Anmerkungen: CAPI = Computer Assisted Personal Interview, CASI = Computer Assisted Self Interview, CAWI = Computer Assisted Web Interview, P&B = Papier-und-Bleistift (Selbstaussfüller).

gezogen. Die Daten dieser Interviews wurden größtenteils im CAPI-Modus erhoben; der letzte Teil der Erhebung im CASI-Modus (CASI: Computer Assisted Self Interview). Die Dauer der Befragung lag durchschnittlich bei 43 Minuten ( $SD = 13$ ). Tabelle 1 fasst die Charakteristika der drei Stichproben zusammen.

### *Vorgehen*

Die Itemselektion und die Validierung erfolgten in einem mehrstufigen Verfahren auf der Basis qualitativer und quantitativer Analysen. Den Ausgangspunkt für die Itemselektion stellte die von Jerusalem und Schwarzer (1999) vorgelegte 10-Item-Skala (SWE) dar. In einem ersten Schritt wurde eine Reanalyse von Daten aus 5 heterogenen Stichproben (Erwachsene, Studierende, Personen mit und ohne Migrationshintergrund;  $N = 2.115$ ; Alter:  $M = 33.4$ ,  $SD = 17.1$ ; 54% weiblich) durchgeführt; die Daten hierzu wurden von Jerusalem und Schwarzer auf folgender Internetseite zur Verfügung gestellt: Quelle: <http://www.selbstwirksam.de/>. Ziel war es, die psychometrischen Eigenschaften der SWE-Items zu erkunden und eine erste Vorauswahl zu treffen. Als Kriterien wurden die statistischen Eigenschaften der Items inklusive ihrer faktoriellen Struktur herangezogen. Ausgewählt wurden diejenigen Items, die in einer Hauptachsenfaktorenanalyse substantiell und auf einem gemeinsamen Faktor luden und keine bis geringe Nebenladungen aufwiesen.



Zusätzlich wurde die Höhe der Itemtrennschärfe der Items berücksichtigt, wobei diejenigen der Items mit einer höheren Itemtrennschärfe bevorzugt wurden.

Die im Rahmen der Reanalyse ausgewählten sieben Items wurden im Anschluss in einem Expertenreview leicht modifiziert (Prüfer/Rexroth 2000). Die Modifikation der Items hatte zum Ziel, die Verständlichkeit der Items für alle Teile der Bevölkerung zu erhöhen. Dabei wurde insbesondere die Satzstruktur vereinfacht. Darüber hinaus ergaben die Reanalysen, dass die von Jerusalem und Schwarzer (1999) vorgeschlagene und in den analysierten Studien verwendete vierstufige Antwortskala die Differenzierbarkeit der Antworten im oberen Bereich der Skala reduzierte (vgl. Bandura 1997; Pajares/Hartley/Valiante 2001). Dieser Befund entspricht den Ergebnissen aus früheren Untersuchungen: In mehreren Studien wurde eine negative Schiefe der Skalenwerteverteilung und damit eine geringere Verteilungsbreite der Werte am oberen Ende der Skala berichtet (Scholz/Gutiérrez-Dona/Sud et al. 2002; Schwarzer/Born 1997). Um diesem Problem eines Deckeneffekts zu begegnen, wurde die von Jerusalem und Schwarzer verwendete vierstufige Antwortskala durch eine fünfstufige ersetzt.

Die sieben leicht modifizierten Items wurden dann einem kognitiven Pretest unterzogen ( $N = 20$ ; Alter  $M = 46.2$ ,  $SD = 14.7$ ; 50% weiblich). Kognitive Pretests haben zum Ziel, das Verständnis von Items, Fragen und Antwortvorgaben in einem Fragebogen zu überprüfen (siehe auch Prüfer/Rexroth 2000). Eine zentrale Erkenntnis aus dem Pretest war, dass manche der in den Items verwendeten Begriffe zu abstrakt waren und unterschiedliche Interpretationen erlaubten (z.B. „unerwartete Situationen“, „Widerstände“). Folglich wurde eine weitere sprachliche Modifikation der Items vorgenommen. Der Pretest ergab darüber hinaus, dass Items der SWE-Skala als sehr ähnlich empfunden werden. Wie bereits vor dem Pretest erwartet, schilderten die befragten Personen den Eindruck, dass sich einige Items wiederholten. Dieses Ergebnis sprach für eine weitere Reduktion der Itemanzahl. Ein Item wurde ausgeschlossen, da die Formulierung wenig konkret und zu allgemein optimistische Lebenserwartungen erfasste („Was auch immer passiert, ich werde schon klarkommen.“).

Im Anschluss wurden sechs Items im Rahmen von *Stichprobe 1* einem empirischen Test unterzogen. Eine weitere Reduktion der Itemanzahl wurde vorgenommen, in dem diejenigen Items ausgewählt wurden, die in einer Hauptachsenfaktorenanalyse am höchsten auf dem gemeinsamen Faktor luden und hohe Itemtrennschärfen aufwiesen. Darüber hinaus wurde darauf geachtet, sprachlich-inhaltliche Wiederholungen bei den Items zu vermeiden. Nach dieser weiteren Reduktion der Itemanzahl wurden drei Items für die finale Version der „Allgemeinen Selbstwirksamkeitsskala“ (ASKU) ausgewählt.

Es wurde eine 5-stufige Antwortskala mit den folgenden Kategorienbezeichnungen gewählt: 1) „trifft gar nicht zu“, 2) „trifft wenig zu“, 3) „trifft etwas zu“, 4) „trifft ziemlich zu“, 5) „trifft voll und ganz zu“ (vgl. Rohrmann 1978). Der individuelle Skalenmittelwert der Items ergibt sich dabei aus der Summe der Antworten auf den drei Items geteilt durch die Itemanzahl. Die Items und Antwortskala der ASKU sind im Appendix aufgeführt.

Die psychometrischen Eigenschaften der ASKU wurden in Stichprobe 2 und 3 überprüft. Hierzu wurden neben der Originalskala von Jerusalem und Schwarzer (1999) sozialwissenschaftliche Inhaltsvariablen aus den Bereichen Arbeit, Gesundheit, Politik und soziale Beziehungen herangezogen. Darüber hinaus wurden psychologische Konstrukte, mit denen die Selbstwirksamkeit auf der Grundlage theoretischer Annahmen und empirischer Befunde in Verbindung steht, ebenfalls in die Untersuchung aufgenommen.

### *Statistische Datenanalyse*

Die quantitativen Analysen zur Itemselektion umfassten neben der Betrachtung deskriptiver Indikatoren der Item- und Skalenstatistiken (Mittelwert, Standardabweichung, Spannweite, Trennschärfe, Schwierigkeit, Schiefe, Exzess) exploratorische Faktorenanalysen (PAF; Hauptachsenanalysen) mit der Statistiksoftware SPSS 19.0. Die faktorielle Struktur der neuen Kurzskala wurde mittels konfirmatorischer Faktorenanalysen (CFA; vgl. Brown 2006; Kline 2011) überprüft. Als Gütekriterien für den Modellfit wurden dabei folgende Indizes herangezogen (vgl. Beauducel/Wittmann 2005; Brown 2006; Browne/Cudeck 1993; Hu/Bentler 1999):  $\chi^2$  ( $df$ ,  $p$ ), Comparative Fit Index (CFI; zufriedenstellender Fit  $> .95$ ), Tucker-Lewis-Index (TLI; zufriedenstellender Fit  $> .95$ ), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA; zufriedenstellender Fit  $< .08$ ).

Die Messinvarianzprüfungen hinsichtlich verschiedener Erhebungsmodi wurden auf der Basis einer „Multiple Group Confirmatory Factor Analysis“ (MG-CFA) durchgeführt (Brown 2006). Aufgrund des Erhebungsdesigns der Studien konnten drei Gruppen, in denen die Skala in unterschiedlichem Erhebungsmodus (CAPI, Papier-und-Bleistift, Online) getestet wurde, miteinander verglichen werden. Zur Parameterschätzung wurde das Maximum-Likelihood-Verfahren eingesetzt. In Anlehnung an Byrne, Shavelson und Muthén (1989; siehe auch Byrne 2009; Vandenberg/Lance 2000) wurde im Rahmen der Messinvarianzprüfung ein schrittweises Vorgehen gewählt. Dabei wurden drei Modelle mit unterschiedlichen Parameterrestriktionen getestet: 1) *Konfigurale Invarianz*: über die Gruppen hinweg wurde ein Modell spezifiziert, welches das gleiche Muster an fixierten und freien Faktorladungen beinhaltet. 2) *Metrische Invarianz*: Die Faktorladungen wurden

Tabelle 2 Itemstatistiken der *vorläufigen* Items der Allgemeinen Selbstwirksamkeit Kurzskaala (ASKU) in Stichprobe 1 getrennt nach Messzeitpunkt (MZP) und Erhebungsmodus (Modus)

|   | MZP | Modus | M    | SD   | $r_{it}$ | Schiefe | Kurtosis |
|---|-----|-------|------|------|----------|---------|----------|
| 1. In vielen schwierigen Situationen kann ich mich auf meine Fähigkeiten verlassen. | 1   | CAPi  | 3.98 | 0.78 | .65      | -0.63   | 0.61     |
|   | 1   | P&B   | 3.75 | 0.73 | .59      | -0.18   | -0.17    |
|   | 2   | CAPi  | 4.02 | 0.80 | .67      | -0.68   | 0.54     |
|   | 2   | P&B   | 3.86 | 0.74 | .63      | -0.18   | -0.28    |
| 2. Die meisten Probleme kann ich aus eigener Kraft gut meistern.                    | 1   | CAPi  | 3.86 | 0.82 | .68      | -0.43   | 0.04     |
|   | 1   | P&B   | 3.68 | 0.73 | .56      | -0.28   | -0.04    |
|   | 2   | CAPi  | 3.89 | 0.78 | .69      | -0.49   | 0.08     |
|   | 2   | P&B   | 3.69 | 0.82 | .70      | -0.80   | 1.20     |
| 3. Auch schwierige Aufgaben kann ich in der Regel gut lösen.                        | 1   | CAPi  | 3.83 | 0.81 | .71      | -0.31   | -0.22    |
|   | 1   | P&B   | 3.66 | 0.78 | .59      | 0.01    | -0.46    |
|   | 2   | CAPi  | 3.82 | 0.81 | .72      | -0.62   | 0.89     |
|   | 2   | P&B   | 3.66 | 0.79 | .77      | -0.31   | 0.36     |

Anmerkungen: M = Mittelwert, SD = Standardabweichung,  $r_{it}$  = Trennschärfe. CAPi = Computer-Assisted Personal Interview; P&B = Papier & Bleistift. Stichprobenumfang Messzeitpunkt 1: CAPi N ≥ 404; P&B N ≥ 130; Stichprobenumfang Messzeitpunkt 2: CAPi N ≥ 224; P&B N = 111. Fünfstufiger Antwortmodus: 1 = trifft gar nicht zu, 2 = trifft wenig zu, 3 = trifft etwas zu, 4 = trifft ziemlich zu, 5 = trifft voll und ganz zu. Der Range der Itemscores betrug zu allen Messzeitpunkten bzw. allen Erhebungsmodi 1 bis 5.

für alle Gruppen gleichgesetzt. 3) *Skalare Invarianz*: Die Intercepts der manifesten Variablen wurden über die Gruppen hinweg gleichgesetzt. Da es sich bei den drei Modellen um eingebettete („nested“) Modelle handelt, wurden die Modelle mittels  $\chi^2$ -Differenz-Tests miteinander verglichen. Darüber hinaus gelten nach den Richtlinien von Cheung und Rensvold (2002) Veränderungen der Modellgüte gemessen über den CFI um .01 oder weniger als Hinweis darauf, die Invarianzhypothese nicht zurückzuweisen.

Die konfirmatorischen Faktorenanalysen sowie die MGCFAs wurden mit dem Programm *Mplus* 6.1 (Muthén/Muthén 1998-2010) durchgeführt.

## 4 Ergebnisse

### *Item- und Skalenstatistiken*

Tabelle 2 und 3 geben die Ergebnisse der Item- und Skalenstatistiken für die vorläufige sowie für die endgültige Version der Items der ASKU wider. Die Ergeb-

Tabelle 3 Itemstatistiken der *finalen* Items der Allgemeinen Selbstwirksamkeit Kurzskala (ASKU) in Stichprobe 2 (CAWI,  $N = 359$ ) und Stichprobe 3 (CAPI,  $N = 1.134$ )

|   | Modus | $M$  | $SD$ | $r_{it}$ | Schiefe | Kurtosis |
|---|-------|------|------|----------|---------|----------|
| 1. In schwierigen Situationen kann ich mich auf meine Fähigkeiten verlassen.    | CAWI  | 3.83 | 0.87 | .74      | -0.71   | 0.71     |
|   | CAPI  | 4.06 | 0.86 | .67      | -0.79   | 0.41     |
| 2. Die meisten Probleme kann ich aus eigener Kraft gut meistern.                | CAWI  | 3.87 | 0.82 | .74      | -0.65   | 0.62     |
|   | CAPI  | 4.04 | 0.81 | .71      | -0.73   | 0.58     |
| 3. Auch anstrengende und komplizierte Aufgaben kann ich in der Regel gut lösen. | CAWI  | 3.79 | 0.86 | .73      | -0.67   | 0.58     |
|   | CAPI  | 3.88 | 0.90 | .70      | -0.72   | 0.42     |

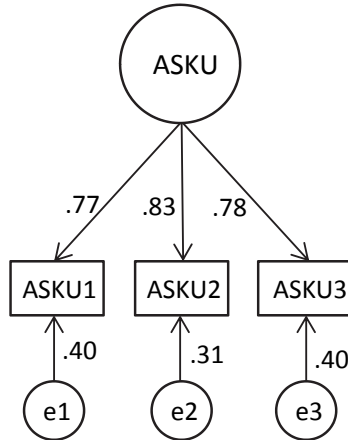
Anmerkungen: CAPI = Computer Assisted Personal Interview, CAWI = Computer Assisted Web Interview.  $M$  = Mittelwert,  $SD$  = Standardabweichung,  $r_{it}$  = Trennschärfe. Fünfstufiger Antwortmodus: 1 = trifft gar nicht zu, 2 = trifft wenig zu, 3 = trifft etwas zu, 4 = trifft ziemlich zu, 5 = trifft voll und ganz zu. Der Range der Itemscores betrug zu allen Messzeitpunkten bzw. allen Erhebungsmodi 1 bis 5.

nisse zur vorläufigen Version der Items basieren auf der Erhebung in Stichprobe 1 (Papier-und-Bleistift, CAPI); die Ergebnisse zur finalen Version der Items auf den Erhebungen in Stichproben 2 (CAWI) und 3 (CAPI). Die Items weisen durchgehend zufriedenstellende Trennschärfen von über  $r_{it} = .50$  auf. Mit Mittelwerten zwischen  $M = 3.66$  und 4.06 sowie Standardabweichungen zwischen  $SD = 0.73$  und 0.90 konzentrieren sich die Werte im oberen Bereich der Antwortskala. Jedoch sind keine Verteilungsauffälligkeiten in Bezug auf Schiefe und Kurtosis festzustellen.

### Reliabilität und Stabilität

Die Messgenauigkeit der ASKU wurde im Rahmen von Strukturgleichungsmodellen (SEM; Jöreskog 1969) auf Grundlage der Ladungen und Fehlervarianzen aus den Messmodellen in den drei Stichproben geschätzt. Als Schätzer wurde der Koeffizient  $\omega$  von McDonald (1999: 90) verwendet. Der Koeffizient gibt das Ausmaß an, in dem eine latente Variable (d.h. ein Konstrukt) von den Items geteilte Varianz reflektiert (Krohne/Hock 2007). Laut Schweizer (2011) ist dieser Schätzer der Reliabilität besser geeignet als Cronbach  $\alpha$ . Die Interpretation der Höhe von McDonald  $\omega$  ist analog zu Cronbach  $\alpha$ . Die Schätzer der Reliabilität für die ASKU wurden anhand der gleichgesetzten Ladungen der drei Items auf dem gemeinsamen Faktor ermittelt und betragen in Stichprobe 1  $\omega = .81$  für Welle 1 und  $\omega = .84$  für Welle 2, in Stichprobe 2  $\omega = .86$  und in Stichprobe 3  $\omega = .84$ . Demnach liegt die Reliabilität der ASKU zwischen .81 und .86. Dies entspricht einer für Gruppenuntersuchungen ausreichenden Reliabilität. Gegenüber der 10-Item-Skala von Jerusalem und

Abbildung 1 Faktorenmodell der allgemeinen Selbstwirksamkeit (ASKU) mit standardisierten Ladungen in Stichprobe 3



Schwarzer (1999;  $\alpha = .92$ ;  $\omega = .92$ ) ging eine Kürzung auf drei Items somit nur mit einer marginalen Reduktion der Reliabilität einher. Neben McDonald  $\omega$  wurde auch die Stabilität der ASKU-Skalenwerte durch eine Korrelation in den beiden Wellen von Stichprobe 1 ermittelt. Die Stabilität liegt bei  $r_{tt} = .50$ . Die Stabilität wurde dabei auf der Basis der vorläufigen Itemformulierungen berechnet.

### Faktorielle Validität

Die faktorielle Validität der ASKU wurde separat für alle drei Stichproben mittels konfirmatorischer Faktorenanalysen überprüft. Getestet wurde ein Modell, bei dem die Faktorladungen der drei Items auf dem gemeinsamen Faktor gleichgesetzt wurden, um den Modellfit vergleichen zu können. In den drei Stichproben bzw. den drei Erhebungsmodi erreichten die Items der ASKU jeweils standardisierte Faktorladungen von .77 und höher. Die globale Modellgüte kann als zufriedenstellend bewertet werden (Stichprobe 1 [Welle1, Papier-und-Bleistift]:  $\chi^2 = 0.79$ ,  $df = 2$ ,  $p = 0.67$ ; CFI = 1.00; TLI = 1.00; RMSEA = .001; Stichprobe 2 [CAWI]:  $\chi^2 = 0.48$ ,  $df = 2$ ,  $p = 0.78$ ; CFI = 1.00; TLI = 1.00; RMSEA = .01; Stichprobe 3 [CAPI]:  $\chi^2 = 9.54$ ,  $df = 2$ ,  $p = 0.01$ ; CFI = .99; TLI = .99; RMSEA = .06). Diese Ergebnisse lassen auf die faktorielle Validität der Kurzskala schließen. Abbildung 1 stellt exemplarisch das Faktorenmodell der ASKU mit den standardisierten Ergebnissen aus Stichprobe 3 dar.

Tabelle 4 Modellfitindizes der Invarianzmodelle für Gruppen mit unterschiedlichen Erhebungsmodi der ASKU (Stichprobe 1: CAPI,  $n_1 = 407$ , P&B,  $n_2 = 131$ , Stichprobe 2: CAWI  $n_3 = 359$ ) sowie Ergebnisse des  $\chi^2$ -Differenztests

|  | $\chi^2$ | df | p    | CFI  | TLI  | RMSEA | Konfidenz-<br>interval | $\chi^2_{diff}$ | df <sub>diff</sub> | p   |
|--|----------|----|------|------|------|-------|------------------------|-----------------|--------------------|-----|
| <i>CAPI, P&amp;B (Stichprobe 1, Welle 1)</i>             |          |    |      |      |      |       |                        |                 |                    |     |
| 1. Konfigurale Invarianz                                 | 0        | 0  | 0    | 1.00 | 1.00 | 0     | (0;0)                  | -               | -                  | -   |
| 2. Metrische Invarianz                                   | 0.87     | 2  | 0.65 | 1.00 | 1.00 | .001  | (0; .09)               | -               | -                  | -   |
| 3. Skalare Invarianz                                     | 2.57     | 4  | 0.63 | 1.00 | 1.00 | .001  | (0; .08)               | 1.70            | 2                  | .43 |
| <i>CAPI, P&amp;B (Stichprobe 1), CAWI (Stichprobe 2)</i> |          |    |      |      |      |       |                        |                 |                    |     |
| 1. Konfigurale Invarianz                                 | 0        | 0  | 0    | 1.00 | 1.00 | 0     | (0;0)                  | -               | -                  | -   |
| 2. Metrische Invarianz                                   | 4.02     | 4  | 0.40 | 1.00 | 1.00 | .004  | (0; .09)               | -               | -                  | -   |
| 3. Skalare Invarianz                                     | 15.64    | 8  | 0.05 | 0.99 | 0.99 | .06   | (.01; .09)             | 11.62           | 4                  | .02 |

Anmerkungen. CAPI = Computer Assisted Personal Interview, CASI = Computer Assisted Self Interview, CAWI = Computer Assisted Web Interview, P&B = Papier-und-Bleistift (Selbstauffüller).

### Messinvarianzprüfungen

Es wurden zwei Messinvarianzprüfungen durchgeführt: (1) Zunächst wurden die Erhebungsmodi CAPI und Papier-und-Bleistift in Stichprobe 1 verglichen. Hierfür wurden lediglich die Daten aus Welle 1 herangezogen. Damit sollte der Einfluss von Messwiederholungseffekten ausgeschlossen werden. (2) Die zweite Messinvarianzprüfung richtete sich auf den Vergleich der drei über die Studien hinweg realisierten Erhebungsmodi CAPI, P&B und CAWI. Hierfür wurden Daten aus Stichprobe 1 und 2 herangezogen. Dabei ist zu beachten, dass sich die Itemformulierungen zwischen den beiden Stichproben geringfügig unterschieden (siehe Tabelle 2 und 3). Stichprobe 3 wurde aufgrund des stark abweichenden Stichprobenumfangs nicht berücksichtigt. Um der latenten Variablen eine Skala zuzuweisen, wurde in dem zu testenden Modell die Ladung des ersten Items (ASKU1) auf 1 fixiert. Die Ergebnisse der beiden Messinvarianzprüfungen sind in Tabelle 4 dargestellt.

Bei der Interpretation der Ergebnisse muss zunächst folgendes Spezifikum der Modelltests berücksichtigt werden: Das zu prüfende einfaktorielles Modell war mit drei Indikatoren gerade identifiziert. Auf eine Gleichsetzung der Itemladungen wurde im Rahmen der Messinvarianzprüfung verzichtet. Von einer Interpretation des Modellfits im Rahmen des Tests auf konfigurale Invarianz wurde deshalb abgesehen. Auf die Interpretation des Ergebnisses des  $\chi^2$ -Differenztests zwischen dem konfiguralen und dem metrischen Modell wurde ebenfalls verzichtet.

Der Vergleich zwischen den beiden Erhebungsmodi CAPI und P&B in Stichprobe 1 zeigt, dass sich der Modellfit mit zunehmenden Parameterrestriktionen nicht substantiell bzw. statistisch signifikant verringert. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass die Hypothese der äquivalenten Faktorladungen und Itemintercepts nicht zurückgewiesen werden kann. Der  $\chi^2$ -Differenztest wird beim Vergleich der Modelle der metrischen und der skalaren Invarianz nicht statistisch signifikant. In weiteren Analysen werden die Daten der beiden Teilstichproben (CAPI, P&B) deshalb zusammengefasst.

Wie die Ergebnisse für den Vergleich der drei Erhebungsmodi verdeutlichen, weist das Modell zur Invarianz einen zufriedenstellenden Modellfit auf. Der  $\chi^2$ -Differenztest wird nicht statistisch signifikant. Im Vergleich zum restriktiveren Modell (skalare Invarianz) muss jedoch konstatiert werden, dass das restriktivere Modell eine schlechtere Passung an die empirischen Daten zeigt. Dass die Modelle statistisch signifikant voneinander abweichen, belegen auch die Ergebnisse des  $\chi^2$ -Differenztest. Das bedeutet, dass sich die Messungen in den Gruppen nicht hinsichtlich der Faktorladungen unterscheiden. Über die drei Erhebungsmodi hinweg variieren jedoch die Itemschwierigkeiten, so dass die Hypothese einer skalaren Messinvarianz des Instruments verworfen werden muss. Es zeigte sich, dass die Itemschwierigkeiten in der Onlinebefragung sowie in der Papier-und-Bleistiftbefragung unterhalb der Itemschwierigkeiten in der CAPI-Befragung lagen. Dies bedeutet, dass die Items in der CAPI-Befragung leichter im Sinne des Konstrukts beantwortet wurden als in den anderen beiden Bedingungen.

### *Konstruktvalidität*

Im Rahmen der Validierung der ASKU wurden die theoretisch erwarteten Beziehungen der neuen Kurzskaala mit (weiteren) sozialwissenschaftlichen Variablen überprüft. Zunächst wurde die Korrelation der ASKU mit der 10-Item-Skala von Schwarzer und Jerusalem (1999) bestimmt, einem alternativen Maß für das Konstrukt allgemeine Selbstwirksamkeitserwartung. Der Zusammenhang der beiden Skalen betrug in Stichprobe 1  $r = .75$  ( $p = .001$ ); damit zeigt die ASKU eine hohe konvergente Validität mit dieser bereits etablierten Skala. Anschließend wurde die ASKU mit weiteren aus der Fachliteratur bekannten typischen Korrelaten der allgemeinen Selbstwirksamkeit in Beziehung gesetzt. Tabelle 5 stellt die Ergebnisse der Korrelationsanalysen dar.

Wie aufgrund der Befunde von Judge und Bono (2001) sowie Judge et al. (2002) zu erwarten, korrelierte die neu konstruierte ASKU im Sinne der Effektstärkenbeurteilung nach Cohen (1992) stark positiv mit der internalen Kontrollüberzeugung und dem Selbstwert. In Übereinstimmung mit den theoretischen Annah-

men sowie empirischen Befunden zeigte die Skala starke positive Beziehungen zu Optimismus, der allgemeinen Lebenszufriedenheit, sowie schwache bis mittelstarke Korrelationen mit der Partnerschafts- und der Arbeitszufriedenheit (vgl. z.B. Bandura 1997; Hinz/Schumacher/Albani et al. 2006; Judge/Bono 2001; Luszczynska/Gutiérrez-Dona/Schwarzer 2005). Hohe Selbstwirksamkeitserwartungen gingen in Stichprobe 3 zudem mit einer erhöhten Risikobereitschaft einher (vgl. Breakwell 2007): Personen, die von ihrer eigenen Problemlösekompetenz auch in neuartigen Situationen überzeugt waren, sprechen sich diese Fähigkeiten auch in riskanten Situationen zu. Selbstwirksamkeitserwartungen standen in Stichprobe 3 auch mit der kristallinen Intelligenz in positiver Beziehung: Das im Laufe des Lebens erworbene Wissen sowie die angemessene Anwendung von Problemlösestrategien gehen demzufolge mit Kompetenzerwartungen einher. Dies entspricht empirischen Befunden, wonach sich Kompetenzerleben und Selbstwirksamkeitserwartungen wechselseitig positiv beeinflussen (Bandura 1997). Selbstwirksamkeitserwartungen waren in der vorliegenden Studie zudem mit einer stärkeren Neigung zur Übertreibung positiver Qualitäten im Sinne eines sozial erwünschten Antwortverhaltens assoziiert (vgl. Gravdal/Sandal 2006).

Im Hinblick auf die fünf Hauptfaktoren der Persönlichkeit (Fünf-Faktoren-Modell) war die ASKU in den drei Stichproben in den jeweils erwarteten Richtungen mittelstark mit Neurotizismus, Extraversion, Gewissenhaftigkeit und Offenheit assoziiert (vgl. Luszczynska/Gutiérrez-Doña/Schwarzer 2005; Zuffianò/Alessandri/Gerberino et al. 2012). Die Korrelationsstärke mit Offenheit fiel dabei höher aus als aufgrund der Metaanalyse von Judge und Ilies (2002) erwartet. Erwartungsgemäß zeigte sich kein Zusammenhang der Big-Five-Persönlichkeitsdimension Verträglichkeit mit der allgemeinen Selbstwirksamkeit.

In Tabelle 5 sind die Korrelationen der bereits etablierten 10-Item Skala von Schwarzer und Jerusalem (1999) denjenigen der neuen ASKU gegenübergestellt. Hierzu wurden Signifikanztests auf der Basis der nach Fisher Z transformierten Korrelationskoeffizienten der ASKU und der SWE durchgeführt. Beide Skalen wurden im Rahmen von Stichprobe 1 erhoben. Statistisch signifikante Abweichungen der beiden Korrelationskoeffizienten zeigten sich für die Variablen Optimismus, Pessimismus, Lebenszufriedenheit sowie die Big Five Dimension Offenheit für Erfahrungen. Die Richtung der Korrelationen beider Skalen stimmte jedoch bei allen aufgeführten psychologischen Konstrukten stets überein.



Tabelle 5 Validitätskoeffizienten der bereits etablierten Skala SWE (Schwarzer & Jerusalem, 1999) und der ASKU (Beierlein u.a. 2012) mit psychologischen Variablen sowie Ergebnis der Fisher Z-Tests auf Gleichheit der Korrelationskoeffizienten von SWE und ASKU (S1 = Stichprobe 1; S2 = Stichprobe 2, S3 = Stichprobe 3)

| Psychologische Variable   | Messverfahren   | S1     |        |          | S2    | S3     |
|---|---|--------|--------|----------|-------|--------|
|   |   | SWE    | ASKU   | Fisher Z | ASKU  | ASKU   |
| Kontrollüberzeugung - Internal                                  | S1: Jakoby/Jacob (1999);<br>S3: Kovaleva u.a. (2012)    | .71**  | .73**  | -1.01    | -     | .62**  |
| Kontrollüberzeugung - External                                  | S1: Jakoby/Jacob (1999);<br>S3: Kovaleva u.a. (2012)    | -.41** | -.37** | -1.44    | -     | -.34** |
| Optimismus  | S1: Glaesmer u.a. (2008);<br>S3: Kemper u.a. (in Druck) | .54**  | .60**  | -2.47**  | -     | .49**  |
| Pessimismus   | S1: Glaesmer u.a. (2008);<br>S3: Kemper u.a. (in Druck) | -.47** | -.30** | -6.11**  | -     | -.40** |
| Lebenszufriedenheit   | S1: Diener u.a. (1985)<br>S3: in Anlehnung an SOEP      | .61**  | .49**  | 4.85**   | -     | .41**  |
| Big Five – Neurotizismus  | Rammstedt/John (2007)                                   | -.44** | -.44** | 0        | -.37  | -.31** |
| Big Five – Extraversion   | Rammstedt/John (2007)                                   | .37**  | .34**  | 1.06     | .23** | .36**  |
| Big Five – Offenheit  | Rammstedt/John (2007)                                   | .28**  | .35**  | -2.43*   | .21** | .29**  |
| Big Five – Verträglichkeit                                      | Rammstedt/John (2007)                                   | .07    | .10*   | -0.99    | -.02  | .04    |
| Big Five – Gewissenhaftigkeit                                   | Rammstedt/John (2007)                                   | .27**  | .32**  | -1.72    | .36** | .32**  |
| Selbstwert  | Collani/Herzberg (2003)                                 | -      | -      | -        | .55** |        |
| Risikobereitschaft  | in Anlehnung an SOEP                                    | -      | -      | -        | -     | .25**  |
| Arbeitszufriedenheit  | in Anlehnung an SOEP                                    | -      | -      | -        | -     | .35**  |
| Zufriedenheit mit Partnerschaft                                 | ad hoc konstruiert                                      | -      | -      | -        | -     | .19**  |
| Soziale Erwünschtheit –<br>Übertreibung positiver Qualitäten    | Kemper u.a. (2012)                                      | -      | -      | -        | -     | .28**  |
| Soziale Erwünschtheit – Unter-<br>treibung negativer Qualitäten | Kemper u.a. (2012)                                      | -      | -      | -        | .     | .17**  |
| Kristalline Intelligenz   | Schpolowski u.a.<br>(in diesem Heft)                    | -      | -      | -        | -     | .20**  |

Anmerkungen: \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ . Stichprobe 1 (Welle 1): CAPI und Selbstausfüller,  $N = 539$ ; Stichprobe 2: CAWI;  $N = 359$ ; Stichprobe 3: CAPI,  $N = 1134$ . Lebenszufriedenheit in Anlehnung an SOEP: „Wie zufrieden sind Sie gegenwärtig, alles in allem, mit Ihrem Leben?“ 11-stufige Antwortskala mit 0 = „überhaupt nicht zufrieden“ bis 10 = „völlig zufrieden“. Arbeitszufriedenheit in Anlehnung an SOEP 2009: „Wie zufrieden sind Sie gegenwärtig mit Ihrer Arbeit?“ 11-stufige Antwortskala mit 0 = „ganz und gar unzufrieden“ bis 10 „ganz und gar zufrieden“. Zufriedenheit mit Partnerschaft, ad hoc konstruiert: „Wie zufrieden sind Sie gegenwärtig mit Ihrer Beziehung zu Ihrem Partner/Ihrer Partnerin?“ 11-stufige Antwortskala mit 0 = „ganz und gar unzufrieden“ bis 10 „ganz und gar zufrieden“. Risikobereitschaft, ad hoc konstruiert: „Wie schätzen Sie sich persönlich ein: Wie risikobereit sind Sie im Allgemeinen?“, 7-stufige Antwortskala: 1 = „gar nicht risikobereit“ bis 7 = „sehr risikobereit“.

Tabelle 6 Validitätskoeffizienten ( $r_{xy}$ ) der ASKU (vgl. Beierlein u.a. 2012a) mit soziodemographischen Variablen sowie sozialwissenschaftlichen Inhaltsvariablen (Stichprobe 3;  $N = 1.134$ )

| Variable   | Messinstrument              | $r_{xy}$ |
|--|-----------------------------|----------|
| Soziodemographische Variablen                    |                             |          |
| Destatis (2010)                                  |                             |          |
| Alter (in Jahren)                                |                             | -.13**   |
| Geschlecht (1 = männlich, 2 = weiblich)          |                             | -.05     |
| Einkommen (in Euro)                              |                             | .24**    |
| Bildung (ISCED Klassifikation)                   |                             | .19**    |
| Bildung (Anzahl der Bücher im Elternhaus)        | in Anlehnung an PISA (2000) | .19**    |
| Einschätzung wirtschaftliche Lage in der Zukunft |                             |          |
| ALLBUS (2010)                                    |                             |          |
|  |                             | -.10**   |
| Subjektiver Gesundheitsstatus                    |                             |          |
| Andersen et al. (2007)                           |                             |          |
| Psychisch  |                             | -.25**   |
| Physisch   |                             | -.29**   |
| Political Efficacy (Internal)                    |                             |          |
| Beierlein u.a. (2012b)                           |                             |          |
|  |                             | .39**    |

Anmerkungen: \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ . Einschätzung wirtschaftliche Lage in der Zukunft (aus ALLBUS): „Was glauben Sie, wie wird Ihre eigene wirtschaftliche Lage in einem Jahr sein? Erwarten Sie, dass Ihre wirtschaftliche Lage dann: 1) wesentlich besser sein wird als heute, 2) etwas besser sein wird als heute, 3) gleichbleibt, 4) etwas schlechter sein wird, oder 5) wesentlich schlechter sein wird als heute?“. Bildung (Anzahl der Bücher im Elternhaus): „Wie viele Bücher gab es in Ihrem Elternhaus bzw. in dem Haus, in dem Sie aufgewachsen sind?“ 6-stufige Antwortskala: 1) „0 bis 10“, 2) „11 bis 25“, 3) „26 bis 50“, 4) „51 bis 100“, 5) „101 bis 200“, 6) „201 bis 500“.

### Kriteriumsvalidität

Für die sozialwissenschaftliche (Umfrage-)Forschung sind insbesondere die Zusammenhänge der ASKU mit soziodemographischen Variablen und sozioökonomischen Variablen von Interesse. Mit Letzteren weist die ASKU zwar schwache, aber noch immer substanzielle Effekte auf (siehe Tabelle 6). Beispielsweise zeigen sich positive Beziehungen der Kurzsкала mit den sozioökonomischen Variablen Einkommen und Bildung, letzteres gemessen über die ISCED Klassifizierung der Schulbildung und die Anzahl der Bücher im Elternhaus. Hinz, Schumacher, Albani et al. (2005) berichten in ihrer bevölkerungsrepräsentativen Studie höhere Selbstwirksamkeitserwartungen für Männer und niedrige Werte für ältere Personen. Diese Ergebnissen werden durch die vorliegende Studie nur teilweise bestätigt: Entgegen der Erwartungen zeigten sich keine Geschlechtsunterschiede. Jedoch wies die allgemeine Selbstwirksamkeitserwartung eine negative Korrelation mit dem Alter auf: Die Selbstwirksamkeitserwartung nimmt danach mit dem Alter ab.

Wie erwartet zeigte sich ein Zusammenhang der ASKU mit optimistischen, wirtschaftlichen Zukunftserwartungen (operationalisiert mittels eines Maßes aus dem ALLBUS 2010, in dem Befragte ihre eigene zukünftige wirtschaftliche Lage einschätzen sollen; vgl. Luszczynska/Gutiérrez-Dona/Schwarzer 2005). Auch mit der Political Efficacy zeigte die ASKU wie erwartet mittelstarke positive Beziehungen (vgl. Bandura 1997; Vetter 1997): Beide thematisieren Kompetenzerwartungen jedoch mit unterschiedlicher Spezifität. Die in gesundheitspsychologischen Untersuchungen postulierten Zusammenhänge zwischen der Selbstwirksamkeit und der psychischen und physischen Gesundheit lassen sich auch in den vorliegenden Daten nachweisen. Höhere Selbstwirksamkeitserwartungen gehen mit weniger Beschwerden einher.

## 5 Diskussion

Im Rahmen von drei aufeinander aufbauenden empirischen Studien wurde eine Kurzsкала zur Erfassung individueller Kompetenzerwartungen konstruiert und validiert. Die „Allgemeine Selbstwirksamkeit Kurzsкала“ (ASKU) wurde entwickelt, um eine ökonomische Messung des psychologischen Merkmals allgemeine Selbstwirksamkeitserwartung in sozialwissenschaftlichen Untersuchungen zu ermöglichen, ohne dabei auf eine reliable und valide Erfassung verzichten zu müssen. Im Gegensatz zu der in Deutschland weit verbreiteten 10-Item-Skala von Schwarzer und Jerusalem (1999) misst die ASKU das Konstrukt Allgemeine Selbstwirksamkeit mit nur 3 Items. Die Items wurden auf der Grundlage der SWE-Skala von Jerusalem und Schwarzer (1999) ausgewählt und in einem kognitiven Pretest für die anvisierte Zielgruppe, deutschsprachige, volljährige Befragte, optimiert.

Die Ergebnisse der empirischen Studien belegen, dass die ASKU trotz der erheblichen Kürzung gegenüber der etablierten SWE-Skala gute psychometrische Eigenschaften aufweist und eine reliable und valide Messung des Konstrukts erlaubt. Die Retestrelabilität der ASKU weist auf einen mittelstarken Zusammenhang zwischen zwei Messungen im 6-Wochen-Intervall hin. Dies deutet darauf hin, dass die mittels der ASKU gemessenen allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartungen durch kontextuelle bzw. zeitliche Unterschiede beeinflusst werden können. Der situative und zeitliche Kontext der Selbstwirksamkeitserwartungen wird in den ASKU-Items nicht berücksichtigt.

Die interne Konsistenz erreichte eine für Gruppenuntersuchungen zufriedenstellende Höhe. Gegenüber der SWE zeigten sich nur geringe Reliabilitätseinbußen. Die faktorielle Validität der Skala wurde mittels konfirmatorischer Faktorenanalyse

überprüft. Die Überprüfung ergab in allen getesteten Stichproben einen sehr guten Modellfit. Zudem konnte die Eindimensionalität der ASKU empirisch belegt werden (vgl. auch Hinz/Schumacher/Albani et al. 2005). Der Vergleich der Messqualität über die drei Erhebungsmodi hinweg ergab, dass die Skala in den Erhebungsmodi CAPI und Papier-und-Bleistift auf dem höchsten getesteten Niveau (skalare Invarianz) messinvariant ist. Unterschiede zeigten sich jedoch, wenn auch die Online-Version der Skala mitberücksichtigt wurde. Unterschiedliche Ursachen können dieses Ergebnis beeinflusst haben. Die Befragungssituation im CAPI- und dem Papier-und-Bleistift-Modus ähnelte sich insofern, als dass die Befragung in Anwesenheit eines Interviewers vorgenommen wurde. Es handelt sich folglich um eine soziale Interaktionssituation. Dies war bei der Onlinebefragung nicht der Fall: Hier beantworteten die Befragten die Items selbständig vor dem Computer. Die größere Distanz zu den Untersuchungsleitern könnte die Effekte sozialer Erwünschtheit (vgl. Gravdal/Sandal 2006) reduziert haben. Ein Hinweis darauf sind die niedrigeren Mittelwerte, die in der CAWI-Bedingung im Vergleich zur CAPI-Bedingung gemessen wurde. Unterstützt wird diese Annahme zudem durch die positive Korrelation der ASKU mit dem Ausmaß sozial erwünschten Antwortverhaltens.

Darüber hinaus kann die leichte Modifizierung der Itemformulierungen einen Einfluss auf die Messäquivalenz in den drei Erhebungsmodi gehabt haben. Die Analysen der CAPI- sowie der Papier-und-Bleistift-Versionen basieren dabei auf den exakt gleichen Itemformulierungen. Allerdings fielen die Itemschwierigkeiten in der Onlineversion bei allen drei Items niedriger aus, obwohl nur zwei Items modifiziert wurden. Die Frage nach potenziellen Einflussfaktoren lässt sich auf der Basis der vorliegenden Daten nicht beantworten und sollte in zukünftigen Studien berücksichtigt werden. Neben Effekten sozialer Erwünschtheit ist zudem ein Einfluss weiterer Persönlichkeitseigenschaften auf die positive Darstellung der eigenen Person in Befragungssituation mit Interviewer denkbar. Zu diesen Persönlichkeitseigenschaften zählen zum Beispiel die Konstrukte, die seit einiger Zeit in der Forschung unter dem Begriff der „Dunklen Triade der Persönlichkeit“ zusammengefasst werden (Narzissmus, Machiavellismus, Psychopathie; vgl. Rauthmann 2011).

Schließlich konnte die Validität der ASKU anhand diverser Stichproben gesichert werden. Die ASKU korreliert moderat bis hoch mit einem alternativen Maß für das Konstrukt, der SWE (Schwarzer/Jerusalem 1999), mit der internalen Kontrollüberzeugung, dem Optimismus, der Lebenszufriedenheit, den globalen Persönlichkeitsdimensionen Extraversion, Offenheit und Gewissenhaftigkeit, der allgemeinen Lebenszufriedenheit sowie dem Selbstwertgefühl. Auch zeigten sich Zusammenhänge mit der Risikobereitschaft und der kristallinen Intelligenz. Personen mit einem ausgeprägten Weltwissen fühlen sich eher kompetent, unterschied-

liche Probleme in ihrem Leben zu meistern. Negative Assoziationen zeigte die ASKU erwartungsgemäß mit dem Persönlichkeitsmerkmal Neurotizismus und mit externalen Kontrollüberzeugungen.

Die hohen Zusammenhänge der mit der ASKU gemessenen Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung werfen jedoch eine wichtige Frage auf: Signaliert die starke Überlappung mit anderen Konstrukten, dass die Selbstwirksamkeit lediglich Teil eines übergeordneten positiven Selbstkonzepts ist und sich deshalb schwer von den anderen Konstrukten unterschieden werden kann (vgl. Judge/Erez/Bono et al. 2002)? Nach dem handlungstheoretischen Partialmodell der Persönlichkeit von Krampen (2000) lässt sich jedoch die Selbstwirksamkeit (hier: Situations-Handlungs-Erwartungen bzw. Kompetenzerwartungen) zumindest theoretisch eindeutig von der Kontrollüberzeugung (hier: Handlungs-Ereignis-Erwartungen, Kompetenzerwartungen) abgrenzen. Inwiefern diese Differenzierung mittels der Erfassung über Selbstberichtsskalen auch empirisch möglich ist, ist fraglich. Es ist zu vermuten, dass Befragte bei der Beantwortung der Items gleichzeitig Informationen zu beiden Konzepten aus dem Gedächtnis abrufen. Dies lässt sich an einem Itembeispiel der IE-4-Skala (Kovaleva et al. 2012) zur internalen Kontrollüberzeugung verdeutlichen: „Wenn ich mich anstrenge, werde ich auch Erfolg haben“. Die entscheidende Voraussetzung für den Erfolg zum Beispiel in einem Mathematiktest ist, dass die Person in der Lage ist, sich anzustrengen und über die nötigen Mathematikkompetenzen verfügt. Gleichzeitig muss die Bewertung der erbrachten Mathematikleistung nachvollziehbar und kontrollierbar sein. Trotz sorgfältiger Konstruktion der verschiedenen Skalen können Kontrollüberzeugungs- sowie die Selbstwirksamkeitsitems damit implizit bereits Ausprägungen des jeweils anderen Konstrukts miterfassen. Ist eine hoch differenzierte Messung für eine bestimmte Forschungsfrage von besonderer Bedeutung, empfiehlt es sich im Sinne eines Multitrait-Multimethod-Ansatzes auch alternative Erhebungsverfahren (z.B. Fremdratings, Beobachtungen, implizite Testverfahren) zur Messung der Selbstwirksamkeit mit zu erwägen. Die Entwicklung dieser alternativen Erhebungsverfahren sollte zum Gegenstand zukünftiger Studien werden.

Neben den Korrelationen mit psychologischen Variablen zeigten sich auch bedeutsame Zusammenhänge der ASKU mit soziodemographischen, sozioökonomischen und sozialwissenschaftlichen Inhaltsvariablen. Wie erwartet steht die allgemeine Selbstwirksamkeitserwartung in positivem Zusammenhang mit dem Einkommen und der Bildung; mit dem Alter zeigten sich negative Beziehungen. Jüngere, höher gebildete und Befragte mit höherem Einkommen beschreiben sich selbst eher als selbstwirksam als ältere, weniger gebildete Personen und solche mit niedrigem Einkommen. Bandura (1986) zufolge beeinflussen sich die Kogni-

tionen einer Person, ihr Verhalten und Umweltfaktoren gegenseitig („reziproker Determinismus“. Vor diesem Hintergrund ist zu vermuten, dass der positive Zusammenhang zwischen Selbstwirksamkeitserwartungen und Einkommen bzw. Bildung nicht unidirektional, sondern bidirektional ist. Personen mit stärkeren Kompetenzerwartungen streben höhere Bildungsabschlüsse an, weil sie sich dafür kompetent halten. Das Erreichen des Bildungsziels wirkt sich wiederum positiv auf die Selbstwirksamkeitserwartung aus. Ein ähnlicher Zusammenhang kann in Bezug auf den (monetären) beruflichen Erfolg unterstellt werden. Im Gegensatz zu früheren Untersuchungen zeigte sich in der vorliegenden Studie kein Geschlechtseffekt auf die selbstberichteten Selbstwirksamkeitserwartungen. Diese Inkonsistenz sollte in zukünftigen Studien näher erforscht werden.

Das Design der vorliegenden Studie sowie einzelne Ergebnisse weisen auf (weitere) Grenzen der Untersuchung sowie der neu entwickelten Kurzskala hin, deren Bedeutung in zukünftigen Studien weiter eruiert bzw. berücksichtigt werden muss. Ziel war es, allgemeine Selbstwirksamkeitserwartungen zu erfassen, die unabhängig vom Kontext bzw. der Situation sind. Bandura (1997, 2006) weist jedoch zu Recht darauf hin, dass die Verhaltensvorhersage deutlich verbessert werden kann, wenn spezifischere Maße verwendet werden (siehe auch Luszczynska/Scholz/Schwarzer 2005). Eine Messung für spezifische Handlungsfelder könnte zudem die Stabilität der Messung zusätzlich erhöhen. Für die Vorhersage eines stark kontextspezifischen Verhaltens (z.B. zur Erfassung der politischen Kompetenzen) sollten deshalb kontextspezifische Instrumente bevorzugt werden, wenn die finanziellen und zeitlichen Ressourcen der Umfrage dies zulassen. Jedoch untermauert die vorliegende Studie, dass die ASKU trotz des hohen Abstraktionsgrads des gemessenen Konstrukts einen bedeutsamen Beitrag zur Erklärung sozialwissenschaftlicher Inhaltsvariablen leistet.

Wie die Prüfungen der Messinvarianz gezeigt haben, ist die Skala für die Erhebungsmodi CAPI und Papier-und-Bleistift gleichermaßen geeignet. Signifikante Unterschiede der Messergebnisse fanden sich jedoch in der Online-Studie. Demzufolge konnte die Messäquivalenz nur für zwei der drei Erhebungsmodi abgesichert werden. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass die Itemschwierigkeiten in der Online-Version niedriger lagen als in den beiden anderen Erhebungsmodi. Dieses Ergebnis muss bei der Durchführung zukünftiger Studien mit der ASKU beachtet werden. Jedoch gelten die günstigen psychometrischen Kennwerte der Skala auch im Online-Erhebungsmodus.

Insgesamt legen die berichteten Belege zur Güte der ASKU nahe, dass die Skala eine reliable, valide und ökonomische Erfassung von subjektiven Kompetenzerwartungen in der sozialwissenschaftlichen Forschung erlaubt. Aufgrund ihrer

hohen Ökonomie ist sie insbesondere für Untersuchungen geeignet, die starken zeitlichen oder monetären Restriktionen unterliegen. Dies gilt zum Beispiel für sozialwissenschaftliche Bevölkerungsumfragen und Onlinestudien.

## Literatur

- Akhtar, S., G. Saba, G. und A. Adnan, in Druck: Self-efficacy and optimism as predictors of organizational commitment among bank employees. *International Journal of Research Studies in Psychology*.
- Andersen, H. H., A. Mühlbacher und M. Nübling, M., 2007: Die SOEP-Version des SF 12 als Instrument gesundheitsökonomischer Analysen. Data Documentation 6. Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW). [http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw\\_01.c.56544.de/diw\\_sp0006.pdf](http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.56544.de/diw_sp0006.pdf)
- Bandura, A., 1977: Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review* 84: 191-215.
- Bandura, A., 1982: Self-efficacy mechanism in human agency. *American Psychologist*, 33, 344-358.
- Bandura, A., 1986: *Social Foundations of Thought and Action*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Bandura, A., 1993: Perceived self-efficacy in cognitive development and functioning. *Educational Psychologist* 28: 117-148.
- Bandura, A., 1997: *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman.
- Bandura, A., 2006: Guide for constructing self-efficacy scales. S. 307-337 in F. Pajares u. T. Urdan (Hg.): *Self-efficacy beliefs of adolescents* (Band 5). Greenwich, CT: Information Age Publishing.
- Beauducel, A. und W. W. Wittmann, 2005: Simulation study on fit indexes in CFA based on data with slightly distorted simple structure. *Structural Equation Modeling* 12: 41-75.
- Beierlein, C., C. J. Kemper, A. Kovaleva und B. Rammstedt, 2012a: Ein Messinstrument zur Erfassung subjektiver Kompetenzerwartungen: Allgemeine Selbstwirksamkeit Kurzskaala (ASKU). *GESIS-Working Papers 2012|17*. Köln: GESIS. [http://www.gesis.org/fileadmin/kurzskalen/working\\_papers/ASKU\\_Workingpaper.pdf](http://www.gesis.org/fileadmin/kurzskalen/working_papers/ASKU_Workingpaper.pdf)
- Beierlein, C., C. J. Kemper, A. Kovaleva und B. Rammstedt, 2012b: Ein Messinstrument zur Erfassung politischer Kompetenz- und Einflussenerwartungen: Political Efficacy Kurzskaala (PEKS). *GESIS-Working Papers 2012|18*. Köln: GESIS. [http://www.gesis.org/fileadmin/kurzskalen/working\\_papers/PEKS\\_Workingpaper.pdf](http://www.gesis.org/fileadmin/kurzskalen/working_papers/PEKS_Workingpaper.pdf)
- Breakwell, G. M., 2007: *The psychology of risk*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Brown, T. A., 2006: *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford.
- Browne, M. W. und R. Cudeck, R., 1993: Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21: 230-258.
- Bühner, M., 2011: *Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion* (3. aktualisierte und erw. Auflage). München: Pearson-Education.
- Byrne, B., 2009: *Structural equating modelling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2. Auflage). New York, NY: Taylor & Francis Group.
- Byrne, B. M., R. J. Shavelson und B. Muthén, 1989: Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105: 456-466.

- Caprara, G. V., 2002: Personality psychology: Filling the gap between basic processes and molar functioning. S. 201-224 in C. von Hofsten und L. Bakman (Hg.): Psychology at the turn of the Millennium: Volume 2. Social, developmental and clinical perspectives. Hove, UK: Psychology Press.
- Caprara, G. V., G. Alessandri und N. Eisenberg, 2012: Prosociality: The contribution of traits, values, and self-efficacy beliefs. *Journal of Personality and Social Psychology* 102: 1289-1303.
- Caprara, G. V., R. Fida, M. Vecchione, G. Del Bove, G. M. Vecchio, C. Barbaranelli und A. Bandura, 2008: Longitudinal analysis of the role of perceived self-efficacy for self-regulated learning in academic continuance and achievement. *Journal of Educational Psychology* 100: 525-534.
- Caprara, G. V. und P. Steca, 2005: Affective and Social Self-Regulatory Efficacy Beliefs as Determinants of Positive Thinking and Happiness. *European Psychologist* 10: 275-286.
- Caprara, G. V., M. Vecchione, G. Alessandri, M. Gerbino und C. Barbaranelli, 2011: The contribution of personality traits and self-efficacy beliefs in academic achievement: A longitudinal study. *British Journal of Educational Psychology* 81: 78-96.
- Cheung, G. W. und R. B. Rensvold, 2002: Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling* 9: 233-255.
- Cohen, J., 1992: *A power primer*. *Psychological Bulletin* 112: 155-159.
- Collani, G. von und P. Y. Herzberg, 2003: Eine revidierte Fassung der deutschsprachigen Skala zum Selbstwertgefühl von Rosenberg. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 24: 3-7.
- Destatis, 2010: Demographische Standards (5. und erweiterte Auflage). Wiesbaden: Statistisches Bundesamt. <https://www.destatis.de/DE/Methoden/DemografischeRegionaleStandards/DemografischeStandardsInfo.html?nn=173768>
- Diener, E., R. A. Emmons, R. J. Larsen und S. Griffin, 1985: The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment* 49: 7175.
- Faulbaum, F., P. Prüfer und M. Rexroth, 2009: *Was ist eine gute Frage?* – Die systematische Evaluation der Fragenqualität. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Glaesmer, H., J. Hoyer, J. Klotzsch und P. Y. Herzberg, 2008: Die deutsche Version des Life-Orientierung-Tests (LOT-R) zum dispositionellen Optimismus und Pessimismus. *Zeitschrift für Gesundheitspsychologie* 16: 2631.
- Gravdal, L. und G. M. Sandal, 2006: The two factor model of social desirability. Relations to coping and defense, and implications for health. *Personality and Individual Differences* 40: 1051-1061.
- Gwaltney, C. J., J. Metrik, C. W. Kahler und S. Shiffman, 2009: Self-efficacy and smoking cessation: a meta-analysis. *Psychology of Addictive Behaviors* 23: 56-66.
- Heuven, E., A. B. Bakker, W. B. Schaufeli und N. Huisman 2006: The role of self-efficacy in performing emotion work. *Journal of Vocational Behavior* 69: 222-235.
- Hinz, A., J. Schumacher, C. Albani, G. Schmid und E. Brähler, 2006: Bevölkerungsrepräsentative Normierung der Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung. *Diagnostica* 52: 2632.
- Hu, L. und P. M. Bentler, 1999: Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling* 6: 1-55.
- Ilgen, M., J. McKellar und Q. Tiet, 2005: Abstinence self-efficacy and abstinence 1 year after substance use disorder treatment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 73: 1175-1180.
- Jakoby, N. und R. Jacob, (1999): Messung von internen und externen Kontrollüberzeugungen. *ZUMA-Nachrichten* 45: 6171.



- Jerusalem, M. und R. Schwarzer, 1986: Selbstwirksamkeit. S. 15–28 in R. Schwarzer (Hg.): Skalen zur Befindlichkeit und Persönlichkeit. Berlin: Institut für Psychologie, Freie Universität Berlin.
- Jerusalem, M. und R. Schwarzer, 1999: Skala Allgemeine Selbstwirksamkeitserwartung. S. 16–17 in: R. Schwarzer und M. Jerusalem (Hg.): Skalen zur Erfassung von Lehrer- und Schülermerkmalen. Dokumentation der psychometrischen Verfahren im Rahmen der Wissenschaftlichen Begleitung des Modellversuchs Selbstwirksame Schulen. Berlin: Freie Universität Berlin.
- Jöreskog, K. G., 1969: A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika* 34: 183–202.
- Judge, T. A. und J. E. Bono, 2001: Relationship of core self-evaluations traits – self-esteem, generalized self-efficacy, locus of control, and emotional stability – with job satisfaction and job performance: A meta-analysis. *Journal of Applied Psychology* 86: 80–92.
- Judge, T. A., A. Erez, J. E. Bono und C. J. Thoresen, 2002: Are measures of self-esteem, neuroticism, locus of control, and generalized self-efficacy indicators of a common core construct? *Journal of Personality and Social Psychology* 83: 693–710.
- Judge, T. A. und R. Ilies, 2002: Relationship of personality to performance motivation: A meta-analysis. *Journal of Applied Psychology* 87: 797–807.
- Kemper, C. J., C. Beierlein, D. Bensch, A. Kovaleva und B. Rammstedt, 2012: Eine Kurzskaala zur Erfassung des Gamma-Faktors sozial erwünschten Antwortverhaltens: Die Kurzskaala Soziale Erwünschtheit-Gamma (KSE-G). *GESIS-Working Papers 2012|25*. Köln: GESIS.
- Kemper, C. J., C. Beierlein, A. Kovaleva und B. Rammstedt, in Druck: Entwicklung und Validierung einer ultrakurzen Operationalisierung des Konstrukts Optimismus-Pessimismus. *Diagnostica*.
- Kline, R. B., 2011: *Principles and practice of structural equation modeling* (3. Auflage). New York, London: The Guilford Press.
- Kovaleva, A., C. Beierlein, C. J. Kemper und B. Rammstedt, 2012: Eine Kurzskaala zur Messung von Kontrollüberzeugung: Die Skala Internale-Externale-Kontrollüberzeugung-4 (IE-4). *GESIS-Working Papers 2012|19*. Köln: GESIS. [http://www.gesis.org/fileadmin/kurzskalen/working\\_papers/IE4\\_Workingpaper.pdf](http://www.gesis.org/fileadmin/kurzskalen/working_papers/IE4_Workingpaper.pdf)
- Krampen, G., 2000: *Handlungstheoretische Persönlichkeitspsychologie. Konzeptuelle und empirische Beiträge zur Konstrukterhellung* (2., erg. Auflage). Göttingen: Hogrefe.
- Krohne, H. W. und M. Hock, 2007: *Psychologische Diagnostik: Grundlagen und Anwendungsfelder*. Stuttgart: Kohlhammer.
- Leganger, A., P. Kraft und E. Roysamb, 2000: Perceived self-efficacy in health: Conceptualisation, measurement, correlates. *Psychology & Health* 15: 51–69.
- Luszczynska, A., C. C. Benight und R. Cieslak, 2009: Self-efficacy and health-related outcomes of collective trauma: A systematic review. *European Psychologist* 14: 49–60.
- Luszczynska, A., B. Gutiérrez-Doña und R. Schwarzer, 2005: General self-efficacy in various domains of human functioning: Evidence from five countries. *International Journal of Psychology* 40: 8089.
- Luszczynska, A., U. Scholz und R. Schwarzer, 2005: The general self-efficacy scale: Multicultural validation studies. *The Journal of Psychology* 139: 439–457.
- Magaletta, P. R. und J. M. Oliver, 1999: The hope construct, will, and ways: their relations with self-efficacy, optimism, and general well-being. *Journal of Clinical Psychology* 55: 539–551.
- McCrae, R. R. und P. T. Costa, 1987: Validation of the five-factor model of personality across instruments and observers. *Journal of Personality and Social Psychology* 52: 81–90.
- McDonald, R. P., 1999: *Test theory: A unified treatment*. Mahwah: Erlbaum.

- Muthén, L. K. und B. O. Muthén, 1998–2010: Mplus User's Guide (Sixth Edition). Los Angeles, CA: Muthén und Muthén.
- Pajares, F., 1997: Current directions in self-efficacy research. S. 1-49 in: M. Maehr und P. R. Pintrich (Hg.): *Advances in motivation and achievement* (Vol. 10). Greenwich, CT: JAI Press.
- Pajares, F., J. Hartley und G. Valiante, 2001: Response format in writing self-efficacy assessment: Greater discrimination increases prediction. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development* 33: 214-221.
- Pells, J. J., R. A. Shelby, F. J. Keefe, K. E. Dixon, J. A. Blumenthal, L. Lacaillie, J. M. Tucker, D. Schmitt, D. S. Caldwell und V. B. Kraus, 2008: Arthritis self-efficacy and self-efficacy for resisting eating: relationships to pain, disability, and eating behavior in overweight and obese individuals with osteoarthritic knee pain. *Pain* 136: 340-347.
- Prüfer, P. und M. Rexroth, 2000: Zwei-Phasen-Pretesting. ZUMA-Arbeitsbericht 8: 128. [http://www.gesis.org/fileadmin/upload/forschung/publikationen/gesis\\_reihen/zuma\\_arbeitsberichte/00\\_08.pdf](http://www.gesis.org/fileadmin/upload/forschung/publikationen/gesis_reihen/zuma_arbeitsberichte/00_08.pdf)
- Rammstedt, B. und O. P. John, 2007: Measuring personality in one minute or less: A 10-item short version of the Big Five Inventory in English and German. *Journal of Research in Personality* 41: 203212.
- Rauthmann, J. F. 2011: Acquisitive or protective self-presentation of dark personalities? Associations among the Dark Triad and self-monitoring. *Personality and Individual Differences* 51: 502-508.
- Rohrman, B., 1978: Empirische Studien zur Entwicklung von Antwortskalen für die sozialwissenschaftliche Forschung. *Zeitschrift für Sozialpsychologie* 9: 222-245.
- Rosenberg, M., 1989: *Society and the adolescent self-image*. Middletown: Wesleyan University Press.
- Rotter, J. B., 1966: Generalized expectancies for internal and external control of reinforcement. *Psychological Monographs* 80.
- Scherbaum, C. A., Y. Cohen-Charash und M. J. Kern, 2006: Measuring general self-efficacy. A comparison of three measures using item response theory. *Educational and Psychological Measurement* 66: 1047-1063.
- Schipolowski, S. et al., 2013: BEFKI GC-K: Eine Kurzskala zur Messung kristalliner Intelligenz. *mda Jg. 7 (2)*, 155-184.
- Scholz, U., B. Gutiérrez-Doña, S. Sud und R. Schwarzer, 2002: Is general self-efficacy a universal construct? Psychometric findings from 25 countries. *European Journal of Psychological Assessment* 18: 242-251.
- Schunk, D. H., 1991: Self-efficacy and academic motivation. *Educational Psychologist* 26: 207231.
- Schwarzer, R., 1994: Optimistische Kompetenzerwartung: Zur Erfassung einer personalen Bewältigungsressource. *Diagnostica* 40: 105123.
- Schwarzer, R. und A. Born, 1997: Optimistic self-beliefs: Assessment of general perceived self-efficacy in thirteen cultures. *World Psychology* 3: 177-190.
- Schwarzer, R., J. Bäßler, P. Kwiatek, K. Schröder und J. X. Zhang, 1997: The assessment of optimistic self-beliefs: Comparison of the German, Spanish, and Chinese versions of the General Self-Efficacy Scale. *Applied Psychology: An International Review* 46: 69-88.
- Schweizer, K., 2011. On the changing role of Cronbach  $\alpha$  in the evaluation of the quality of a measure. *European Journal of Psychological Assessment* 27: 143144.
- Siegrist, J., D. Starke, T. Chandola, I. Godin, M. Marmot, I. Niedhammer und R. Peter, 2004: The measurement of effort-reward imbalance at work: European comparisons. *Social science & medicine* 58: 14831499.

- Sirtharthan, T., R. F. S. Job, D. J. Kavanagh, G. Sirtharthan und M. Hough, 2003: Development of a controlled drinking self-efficacy scale and appraising its relation to alcohol dependence. *Journal of Clinical Psychology* 59: 351-362.
- Skaalvik, E. M. und S. Skaalvik, 2007. Dimensions of teacher self-efficacy and relations with strain factors, perceived collective teacher efficacy, and teacher burnout. *Journal of Educational Psychology* 99: 611-625.
- Turner, J. A., M. Ersek und C. A. Kemp, 2005: Self-efficacy for managing pain is associated with disability, depression, and pain coping among retirement community residents with chronic pain. *Journal of Pain* 6: 471-479.
- Vandenberg, R. J. und C. E. Lance, 2000: A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods* 3: 4-69.
- Vecchione, M. und G. V. Caprara, 2009: Personality determinants of political participation: the contribution of traits and self-efficacy beliefs. *Personality and Individual Differences* 46: 487-492.
- Vetter, A., 1997: Political Efficacy: Alte und neue Messmodelle im Vergleich. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 49: 53-73.
- Williams, T. und K. Williams, 2010: Self-efficacy and performance in mathematics: Reciprocal determinism in 33 nations. *Journal of Educational Psychology* 102: 453-466.
- Zimmerman, B. J. und T. J. Cleary, 2006: Adolescents' development of personal agency. The role of self-efficacy beliefs and self-regulatory skill. S. 45-70 in: F. Pajares und T. Urdan (Hg.): *Self-efficacy beliefs of adolescents*. Greenwich, CT: Information Age Publishing.
- Zuffianò, A., G. Alessandri, M. Gerbino, B. P. Luengo Kanacri, L. Di Giunta, M. Milioni und G.V. Caprara (in Druck). *Academic Achievement: The unique contribution of self-efficacy beliefs in self-regulated learning beyond intelligence, personality traits, and self-esteem*. *Learning and Individual Differences*.

Anschrift der Autorin      Constanze Beierlein  
 GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften  
 B2,1  
 68159 Mannheim.  
 E-Mail: [constanze.beierlein@gesis.org](mailto:constanze.beierlein@gesis.org)

Ko-Autor/-innen            Christoph J. Kemper  
 Institut für Medizinische und  
 Pharmazeutische Prüfungsfragen (IMPP), Mainz

Anastassiya Kovaleva  
 Institut für Biologie, Universität Bielefeld

Beatrice Rammstedt  
 GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften  
 Mannheim

## Appendix

### Allgemeine Selbstwirksamkeit Kurzskala (ASKU)

Die folgenden Aussagen können mehr oder weniger auf Sie zutreffen. Bitte geben Sie bei jeder Aussage an, inwieweit diese auf Sie persönlich zutrifft.

|  | trifft gar<br>nicht zu     | trifft<br>wenig zu         | trifft<br>etwas zu         | trifft<br>ziemlich zu      | trifft voll<br>und ganz<br>zu |
|--|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|-------------------------------|
| (1) In schwierigen Situationen kann ich mich auf meine Fähigkeiten verlassen.    | <input type="checkbox"/> 1 | <input type="checkbox"/> 2 | <input type="checkbox"/> 3 | <input type="checkbox"/> 4 | <input type="checkbox"/> 5    |
| (2) Die meisten Probleme kann ich aus eigener Kraft gut meistern.                | <input type="checkbox"/> 1 | <input type="checkbox"/> 2 | <input type="checkbox"/> 3 | <input type="checkbox"/> 4 | <input type="checkbox"/> 5    |
| (3) Auch anstrengende und komplizierte Aufgaben kann ich in der Regel gut lösen. | <input type="checkbox"/> 1 | <input type="checkbox"/> 2 | <input type="checkbox"/> 3 | <input type="checkbox"/> 4 | <input type="checkbox"/> 5    |