

Kopftitel: INVENTAR ZUR COMPUTERBILDUNG (INCOBI-R)

Eine revidierte Fassung des Inventars zur Computerbildung (INCOBI-R)

(A revised version of the Computer Literacy Inventory)

Tobias Richter

Johannes Naumann

Universität zu Köln

Deutsches Institut für Internationale

Pädagogische Forschung

Holger Horz

Fachhochschule Nordwestschweiz, Hochschule für Angewandte Psychologie
zur Veröffentlichung akzeptiert von der *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*

Autorenhinweis

Das INCOBI-R ist über den Erstautor für den Einsatz in nicht-kommerziellen Forschungsvorhaben kostenfrei erhältlich. Teile der hier dargestellten Forschung wurden durch eine Sachbeihilfe der Deutschen Forschungsgemeinschaft gefördert (RI 1100/4-1). Wir danken Frank Calio, Susanne Hinz und Ricarda Moll für ihre Hilfe bei der Erhebung und Aufbereitung der berichteten Daten.

Korrespondenzadresse: Tobias Richter, Universität zu Köln, Department Psychologie,
Bernhard-Feilchenfeld-Str. 11, D-50969 Köln

E-Mail: tobias.richter@uni-koeln.de

Tel.: +49-(0)221-470 2773; Fax: +49-(0)221-470 5002

Zusammenfassung

Das INCOBI-R ist eine überarbeitete Form eines bereits eingeführten Instruments zur Erfassung von praktischem und theoretischem Computerwissen, Computerängstlichkeit und computerbezogenen Einstellungen (vgl. Richter, Naumann & Groeben, 2001).

Computerbezogene Einstellungen werden dabei über 8 Einstellungsskalen operationalisiert, die inhaltlich nach evaluativem Fokus (persönliche Erfahrung vs. gesellschaftliche Folgen), Nutzungsdomänen (Lernen und Arbeiten vs. Unterhaltung und Kommunikation) und Valenz (positive vs. negative Einstellungskomponenten) unterschieden sind. In einer Untersuchung mit 444 Universitätsstudierenden wurden Aspekte der Konstrukt- und Kriteriumsvalidität des INCOBI-R überprüft. Alle Skalen erwiesen sich als intern konsistent. Im Sinne der Konstruktvalidität des Instruments zeigten sich höhere Korrelationen für Skalen, die konzeptuell zusammenhängende Konstrukte erfassen. Die Testitems der Computerwissenstests zeigten eine gute Passung mit dem 1PL-Modell (Rasch-Modell) der Item-Response-Theorie. Zudem hatte ein zweidimensionales Modell, in dem praktisches und theoretisches Computerwissen getrennte Faktoren sind, eine bessere Passung als ein eindimensionales Modell. Mit geschachtelten konfirmatorischen Faktorenmodellen konnte die angenommene inhaltlich differenzierte Struktur computerbezogener Einstellungen belegt werden. Im Sinne der Kriteriumsvalidität zeigten die Skalen des INCOBI-R inhaltlich gut interpretierbare Zusammenhänge mit Maßen der tatsächlichen Computernutzung.

Reliabilitätsschätzer und Kovarianzstruktur der Skalen des INCOBI-R sowie die Zusammenhänge mit Maßen der tatsächlichen Computernutzung konnten anhand der Daten einer zweiten Stichprobe mit 87 Universitäts- und Fachhochschulstudierenden repliziert werden.

Schlagwörter: Computer Literacy, Computerwissen, computerbezogene Einstellungen, Computerängstlichkeit, psychologischer Test

Abstract

The INCOBI-R is a revised version of an established paper-pencil based instrument for the assessment of computer knowledge (procedural and declarative), computer anxiety, and computer related attitudes (cf. Richter, Naumann, & Groeben, 2001). The measurement of computer-related attitudes is based on 8 attitude scales differentiated along the lines of the evaluative perspective on computer technology (personal experience vs. consequences for society), domains of computer use (learning and work vs. entertainment and communication), and valence (positive vs. negative). To investigate construct and criterion validity of the INCOBI-R, a sample of 444 university students completed the instrument. All scales proved to be internally consistent. In terms of construct validity, the more closely related the constructs were, the higher were their intercorrelations. The items of the computer knowledge scales could be shown to fit the 1PL model (Rasch model). Additionally, a two-dimensional model discriminating procedural and declarative computer knowledge fitted the knowledge data better than a one-dimensional model. A series of nested confirmatory factor analysis models for the attitude scales corroborated that each scale tackles a different component of computer related attitudes. In terms of criterion validity, the scales of the INCOBI-R had meaningful relationships with measures of actual computer use. Reliability estimates and covariance structure of the INCOBI-R scales and their relationships with actual computer use could be replicated with an independent sample of 87 students.

Keywords: attitudes toward the computer, computer anxiety, computer knowledge, computer literacy, psychological test

1 Einleitung

Seit Beginn der 80er Jahre hat die Verbreitung des Computers im privaten Bereich, in vielen Berufsfeldern und nicht zuletzt im Bildungsbereich stark zugenommen. Inzwischen ist in den entwickelten Ländern ein akademisches Studium ohne die Nutzung eines Computers kaum noch denkbar. Auch im schulischen Lernen und in der beruflichen Aus- und Weiterbildung spielen Computeranwendungen und webbasierte Informationsangebote eine immer wichtigere Rolle. Vor diesem Hintergrund ist es nicht überraschend, dass Computer Literacy (computerbezogene Kompetenzen) in bildungspolitischen Debatten immer wieder als wichtiges Bildungsziel propagiert und in Large-Scale-Untersuchungen der empirischen Bildungsforschung wie PISA (Senkbeil & Wittwer, 2007) oder dem Nationalen Bildungspanel (Blossfeld, Doll & Schneider, 2008) als eine Schlüsselqualifikation von Bildungsprozessen thematisiert und untersucht wird. Neben Computer Literacy sind hier auch computerbezogene Einstellungen relevant, weil sie den Umfang und die Art und Weise der Nutzung von Informationstechnologien wesentlich mitbestimmen können (z.B. Keith, Richter & Naumann, 2010; Richter, Naumann & Groeben, 2000; Rozell & Gardner, 1999).

Für die pädagogische Psychologie sind Computer Literacy und computerbezogene Einstellungen vor allem als Personenmerkmale relevant, die das Lernen mit computergestützten Lernmedien (z.B. multi- oder hypermediale Lehr-Lernangebote) beeinflussen können. Ein beträchtlicher Teil der Forschung auf diesem Gebiet bezieht sich auf das akademische Lernen oder wird zumindest mit Studierenden als Versuchsteilnehmern/innen durchgeführt. Daher besteht ein Bedarf an standardisierten diagnostischen Instrumenten zur Messung von Computer Literacy und computerbezogenen Einstellungen bei Studierenden. Mit dem Inventar zur Computerbildung (INCOBI) liegt für den deutschsprachigen Raum ein Instrument vor, das eine reliable und valide Messung von praktischem und theoretischem Computerwissen und Computerängstlichkeit sowie eine

inhaltlich differenzierte Erfassung computerbezogener Einstellungen in dieser Nutzergruppe ermöglicht (Naumann & Richter, 2001; Naumann, Richter & Groeben, 2001; Richter, Naumann & Groeben, 2000, 2001). Die primäre Zielgruppe des INCOBI sind Studierende aller möglichen Fächer ohne besondere Computerkenntnisse (wie man sie z.B. bei Informatikstudierenden erwarten kann).

Das INCOBI oder Teile davon sind bislang in zahlreichen experimentellen Untersuchungen zum computergestützten Lernen (z.B. Gauss & Urbas, 2003; Koch, Müller & Sieverding, 2008; Richter, Naumann, Brunner & Christmann, 2005; Wecker, Kohnlet & Fischer, 2007) und zur computervermittelten Kommunikation (z.B. Nückles, Wittwer & Renkl, 2005; Weinberger, Fischer & Mandl, 2003; Wittwer, Nückles & Renkl, 2008) eingesetzt worden. Ein weiteres Anwendungsgebiet des INCOBI sind populationsbeschreibende und korrelative Untersuchungen zu Computer Literacy und computerbezogenen Einstellungen, darunter nationale Ergänzungsstudien zu PISA (Senkbeil & Drechsel, 2004; Senkbeil & Wittwer, 2007), die Sozialerhebung des Deutschen Studentenwerks (Middendorf, 2002) und Untersuchungen zu Geschlechterdifferenzen in Computer Literacy und computerbezogenen Einstellungen (z.B. Richter, Naumann & Horz, 2001).¹ Auf Grund der rapiden Fortschritte der Computertechnologie und der damit einhergehenden Veränderungen in den Nutzungsmöglichkeiten des Computers sind inzwischen allerdings etliche Testitems des INCOBI veraltet, so dass eine Überarbeitung des Instruments nötig geworden ist. In dem vorliegenden Artikel stellen wir eine revidierte Form des Inventars zur Computerbildung (INCOBI-R) vor und berichten über die Ergebnisse einer Untersuchung zur Erprobung und Validierung des Instruments.

1.1 Konzeption und Aufbau der revidierten Fassung des Inventars zur Computerbildung

Die inhaltliche Konzeption und der Aufbau des INCOBI-R entspricht sehr weitgehend derjenigen des ursprünglichen Instruments (vgl. Richter et al., 2001). Neben drei Skalen zur Erfassung verschiedener Aspekte der Computer Literacy sind acht Skalen zur inhaltlich differenzierten Erfassung computerbezogener Einstellungen vorgesehen. Die Gestaltung der einzelnen Skalen und die dahinter stehenden inhaltlichen Überlegungen werden im Folgenden erläutert.

Unter Computer Literacy wird im INCOBI-R als Kernbereich die Gesamtheit prozeduraler und deklarativer Wissensbestände verstanden, die einem Individuum einen kompetenten Umgang mit dem Computer und damit eine individuell wie sozial erfolgreiche Teilhabe an Informationstechnologien ermöglichen (für eine ähnliche Definition vgl. Watt, 1980). Im Unterschied zu anderen Konzeptionen, die im angelsächsischen Bereich zur Operationalisierung von ICT-Literacy entwickelt worden sind und Aspekte der Informationskompetenz mit einbeziehen (z.B. International ICT Literacy Panel, 2002), konzentriert sich das INCOBI-R dabei auf technologische Basiskompetenzen. Zusätzlich zu kognitiven Fähigkeitsaspekten soll auch die subjektive Sicherheit im Umgang mit dem Computer (also die Abwesenheit von Computerängstlichkeit) als Komponente von Computer Literacy im INCOBI-R erfasst werden, weil davon auszugehen ist, dass für einen erfolgreichen Umgang mit dem Computer auch eine funktionale emotionale Haltung von Bedeutung ist (vgl. z.B. Bandalos & Benson, 1990).

Entsprechend dieser Definitionen enthält das INCOBI-R zwei Computerwissenstests, die Praktisches Computerwissen (PRACOWI) und Theoretisches Computerwissen (TECOWI) mit jeweils 20 Mehrfachwahl-Aufgaben erfassen. Die Testitems der Skala *Praktisches Computerwissen* enthalten kurze Beschreibungen von Problemsituationen, die bei der alltäglichen Arbeit mit dem Computer auftreten können (darunter sieben Items, die sich speziell auf die Nutzung von Internetanwendungen beziehen). Die Aufgabe der Testperson

besteht jeweils darin, aus vier Möglichkeiten die eine zielführende Handlungsalternative auszuwählen.

Beispielitem für die Skala PRACOWI:

Ihr Computer ist abgestürzt, und Sie wollen ihn möglichst schonend neu starten. Was tun Sie?

- a) Ich drücke die Tastenkombination „Strg“+„Eingabe“, klicke auf „Neu starten“ und wähle „Schonend neu starten“ aus.
- b) Ich drücke die Tastenkombination „Strg“+„Alt“+„Entf“, klicke auf „Herunterfahren“ und wähle „Neu starten“ aus.
- c) Ich drücke die Tastenkombination „Ende“+„Eingabe“, klicke auf „Neu starten“ und wähle „Schonstart“ aus.
- d) Ich drücke die Tastenkombination „Strg“+„Alt“+„Ende“, klicke auf „Beenden“ und wähle „Warmstart“ aus.

Der Erfassung praktischen (Handlungs-)Wissens über Mehrfachwahl-Aufgaben liegt die Vorstellung zu Grunde, dass es für die effektive Lösung allfälliger Computerprobleme in vielen Fällen entscheidend ist, dass man sich automatisierte Routinen bewusst machen kann (vgl. das Konzept des deklarativen Handlungswissens nach Süß, 1996). In der Tat wies eine Vorform der Skala *Praktisches Computerwissen* mit 23 Items, darunter 18 Items der hier vorgestellten Skala, enge Zusammenhänge mit einem Computerfertigkeitstest auf, der prozedurales Wissen direkt über die Lösung alltäglicher Problemstellungen am Computer erfasst (vgl. Goldhammer, Naumann, Martens, Upsing, Rölke & Scharaf, 2009). Gegenüber direkten prozeduralen Maßen bietet die Operationalisierung über Mehrfachwahl-Aufgaben, wie sie für PRACOWI gewählt worden ist, die Vorteile einer ökonomischeren Testdarbietung und einer flexibleren Einsetzbarkeit, da die Vorgabe nicht PC-gestützt erfolgen muss. Gegenüber Selbsteinschätzungsmaßen, wie sie im sozialwissenschaftlichen Kontext zur

indirekten Erfassung von Computer Literacy in Umfragen empfohlen worden sind (Hargittai, 2005), haben Wissenstests wie der PRACOWI die Vorteile der größeren Objektivität und Verfälschungssicherheit.

Die Testitems der Skala *Theoretisches Computerwissen* erfragen terminologisches Wissen aus dem Bereich der Computertechnologie, wobei zehn Items sich speziell auf Begriffe aus dem Bereich der Internet- und Netzwerktechnologien beziehen (z.B. „Java“, „FTP“, „IP-Adresse“). Bei jedem Item soll die Testperson aus vier Antwortalternativen die korrekte Begriffserklärung für den jeweiligen Begriff aussuchen. Hinter dieser Operationalisierung des Konstrukts Theoretisches Computerwissen steht die Überlegung, dass eine Kenntnis der vielfältigen neuen Begriffe und Abkürzungen im Bereich der Computertechnologie eine Schlüsselkomponente des deklarativen Computerwissens ist, das Studierende für eine erfolgreiche Nutzung des Computers benötigen. Zugleich lässt sich das terminologische Wissen ökonomisch mit Hilfe von Mehrfachwahl-Aufgaben erfassen. Für die Konstruktvalidität dieser Operationalisierung sprechen Befunde zur Skala TECOWI aus der Vorgängerversion des INCOBI, nach denen die Skala sehr zuverlässig zwischen Personen mit einer hohen und solchen mit einer niedrigen anwendungsbezogenen Computerexpertise diskriminiert (Naumann & Richter, 2001; Naumann, Richter & Groeben, 2001).

Beispielitem für die Skala TECOWI:

„Java“

- a) Ein Programm, das automatisch WWW-Seiten abrufen, um sie auszuwerten
- b) Ein WWW-Browser unter Windows
- c) Eine Programmiersprache, mit der man Programme zur Übertragung an WWW-Browser erstellen kann
- d) Protokoll, mit dem Dateien aller Art im Internet übertragen werden können

Zusätzlich zu den beiden Computerwissenstests ist im INCOBI-R eine Skala zur Erfassung von Computerängstlichkeit (COMA) enthalten. Computerängstlichkeit wird hier als zeitlich überdauernde Persönlichkeitsdisposition (Trait) verstanden, die sowohl kognitive als auch affektive Komponenten (Angstgefühle und Besorgniskognitionen) beinhaltet (vgl. z.B. Morris, Davis & Hutchings, 1981). Entsprechend beziehen sich die acht Items der Skala sowohl auf Gefühle der Angst (z.B. „Das Arbeiten am Computer bereitet mir Unbehagen“) als auch auf Besorgniskognitionen beim Arbeiten mit dem Computer (z.B. „Beim Arbeiten mit dem Computer habe ich oft Angst, etwas kaputt zu machen“). Die Items sind von den Probanden/innen auf 5-stufigen Ratingskalen daraufhin zu beurteilen, inwieweit sie auf die eigene Person zutreffen.

Neben der Erfassung von Computer Literacy ermöglicht das INCOBI-R eine inhaltlich differenzierte Erfassung computerbezogener Einstellungen. Computerbezogene Einstellungen werden in der Konzeption des INCOBI-R von Computer Literacy unterschieden. Sie werden aber neben Aspekten von Computer Literacy (theoretisches und praktisches Computerwissen, Abwesenheit von Computerängstlichkeit) unter den (Ober-)Begriff der Computerbildung subsumiert. Diese terminologische Festlegung ist konsistent mit dem in der deutschsprachigen Bildungsdiskussion vorherrschenden Bildungsbegriff der aufklärerisch-pädagogischen bzw. neu-humanistischen Tradition. Dieser umfasst neben theoretischem Wissen, praktischem Können und einer funktionalen emotionalen Haltung zu den Bildungsinhalten in der Regel auch eine kognitiv fundierte Einstellung gegenüber dem Bildungsgegenstand (vgl. z.B. Tenorth, 2008). Vor diesem Hintergrund werden computerbezogene Einstellungen im INCOBI-R als kognitionsbasierte Einstellungen konzeptualisiert und messbar gemacht, die im Unterschied zu affektbasierten Einstellungen (einfachen Zu- oder Abneigungen) durch die Gesamtmenge der evaluativen Überzeugungen eines Individuums gegenüber dem Einstellungsobjekt gekennzeichnet sind (zur Unterscheidung affekt- und kognitionsbasierter

Einstellungen vgl. Naumann, 2004; Wilson, Dunn, Kraft & Lisle, 1989). Die kognitive Repräsentation der evaluativen Überzeugungen, auf denen kognitionsbasierte Einstellungen beruhen, ist im Langzeitgedächtnis nach thematischen Clustern organisiert (vgl. Tourangeau, Rasinski & D'Andrade, 1991). Daher können bei kognitionsbasierten Einstellungen qualitativ stark differenzierte Positionen auftreten, die sich bei der Einstellungsmessung in einer inhaltlich entsprechend differenzierten Skaleneinteilung widerspiegeln sollten. Den Einstellungsskalen im INCOBI-R ist ein Facettendesign mit drei dichotomen inhaltlichen Unterscheidungen zu Grunde gelegt, das sich bereits in der vorherigen Version des INCOBI psychometrisch bewährt hat (vgl. Naumann, Richter, Groeben & Christmann, 2001; Richter et al., 2000):

1. Die erste Unterscheidung betrifft den *evaluativen Fokus* der Einstellungsitems, wobei zwischen dem Computer als Gegenstand persönlicher Erfahrungen und den gesellschaftlichen Folgen der Computertechnologie differenziert wird. Damit sollen beispielsweise kulturoptimistische und –pessimistische Positionen gegenüber der Computertechnologie diagnostizierbar sein, auch wenn sie mit einer anders gearteten Bewertung des Computers im alltäglichen Leben einhergehen.

2. Daneben werden mit dem Computer als Lern- und Arbeitsmittel auf der einen und dem Computer als Unterhaltungs- und Kommunikationsmittel auf der anderen Seite zwei übergreifende *Nutzungsdomänen* des Computers unterschieden.

3. Schließlich wird die aus der Literatur zu computerbezogenen Einstellungen geläufige Unterscheidung zwischen *positiven Einstellungskomponenten* (Computer als nützliches Werkzeug/nützliche Technologie) und *negativen Einstellungskomponenten* (Computer als unbeeinflussbare Maschine/unbeeinflussbare Technik) übernommen (vgl. Brock & Sulsky, 1994). Computerbezogene Einstellungen werden im INCOBI-R also als bipolare Einstellungen (Pratkanis, 1989) verstanden und messbar gemacht. Damit ist gemeint,

dass Individuen den Computer z.B. als nützliches Werkzeug für Lern- und Arbeitszwecke schätzen, aber zugleich auch als unbeeinflussbare Maschine wahrnehmen können.

Aus der Kombination der drei dichotomen Unterscheidungen ergeben sich $2 \times 2 \times 2 = 8$ inhaltlich differenzierte Einstellungsskalen, die im INCOBI-R zu einem Fragebogen zur inhaltlich differenzierten Erfassung computerbezogener Einstellungen (FIDEC) zusammengefasst sind. Jede der Skalen enthält 8 bis 10 Items. Die Items sind evaluative Aussagen über den Computer, für die die Testpersonen auf fünfstufigen Ratingskalen angeben sollen, inwieweit sie ihnen zustimmen (für Itembeispiele s. Tabelle 1).

1.2 Untersuchungsziele und Hypothesen

Die vorliegende Untersuchung diene einer Überprüfung der Reliabilität (internen Konsistenz) sowie von Aspekten der Konstrukt- und Kriteriumsvalidität der Skalen des INCOBI-R. Für die Computerwissenstests des INCOBI-R wurde eine Skalierbarkeit nach dem Rasch-Modell (1PL-Modell) angestrebt. Im Hinblick auf die Dimensionalität der zu Grunde liegenden Fähigkeiten wurde erwartet, dass Theoretisches und Praktisches Computerwissen zwei positiv miteinander assoziierte, aber psychometrisch trennbare Fähigkeitsdimensionen darstellen. Computerängstlichkeit sollte mit beiden Computerwissenstests negativ assoziiert sein.

Für die Einstellungsskalen des INCOBI-R wurde erwartet, dass sich die inhaltlich differenzierte Messkonzeption auch psychometrisch nachweisen lässt. Insbesondere sollten die angenommenen acht inhaltlichen Facetten die Korrelationsmuster der Einstellungsskalen erklären können. Im Hinblick auf die Dimensionalität der zu Grunde liegenden latenten Einstellungsfaktoren wurde ein konfirmatorisches Faktorenmodell mit acht interkorrelierenden Faktoren angenommen und gegen sparsamere Modelle geprüft, in denen je eine der drei dichotomen Unterscheidungen fallengelassen wurde, auf denen die Skaleneinteilung der Einstellungsskalen beruht.

Zur Überprüfung von Aspekten der Kriteriumsvalidität wurden Zusammenhänge der Skalen des INCOBI-R mit Maßen der zeitlichen Intensität und der inhaltlichen Breite der tatsächlichen Computer- und Internetnutzung bestimmt. Hier wurden positive Korrelationen der Computerwissenstests und der positiv gepolten Einstellungsskalen und negative Korrelationen der Computerängstlichkeit und der negativ gepolten Einstellungsskalen erwartet. In Sinne der inhaltlich differenzierten Messkonzeption sollten die Einstellungsskalen, die sich auf den Computer als Gegenstand persönlicher Erfahrung beziehen, insgesamt enger mit der tatsächlichen Computernutzung assoziiert sein als die Einstellungsskalen, die sich auf gesellschaftliche Folgen der Computertechnologie beziehen. Zudem wurde geprüft, ob (a) die positiv und die negativ gepolten Einstellungsskalen im multiplen Zusammenhang ein Inkrement zur Varianzaufklärung in Maßen der tatsächlichen Computernutzung leisten können und sich (b) gegebenenfalls sogar nicht-additive (interaktive) Effekte nachweisen lassen. So ist es vor dem Hintergrund der angenommenen bipolaren Struktur computerbezogener Einstellungen denkbar, dass die positive Einstellungskomponente sich umso stärker positiv auf die tatsächliche Computernutzung auswirkt, je geringer die negative Einstellungskomponente ausgeprägt ist. Beide Befunde – unabhängige additive Effekte und interaktive Effekte - wären starke Belege für die Trennung positiver und negativer Einstellungskomponenten, wie sie in der inhaltlich differenzierten Messkonzeption des INCOBI-R vorgesehen ist.

2 Methode

2.1 Stichproben und Durchführung

Stichprobe 1. Eine Vorform des INCOBI-R, die einer Identifikation und Aussortierung von Testitems mit suboptimalen Messeigenschaften diente, wurde einer Stichprobe von 444 Studierenden der Universitäten Koblenz-Landau, Köln und Frankfurt am Main vorgelegt (darunter 76% Frauen und 24% Männer), die freiwillig an der Untersuchung

teilnahmen. Die Teilnehmer/innen waren im Mittel 22.8 Jahre alt ($SD = 4.5$) und studierten im Mittel seit 2.7 Semestern ($SD = 2.1$). Einhundert Studierende (22.5%) studierten Psychologie, 201 (45.3%) Lehramt (ohne Sonderschule), 38 (8.6%) Pädagogik, 11 (2.5%) Politologie oder Soziologie, 9 (2%) Sonderpädagogik und 77 (17.3%) sonstige Fächer (z.B. Germanistik, Mathematik, Sport). Von acht Studierenden (1.8%) waren keine Angaben über das Studienfach vorhanden. Sämtliche Teilnehmer/innen gaben an, einen Computer zu nutzen. Dabei nutzten 95% den Computer für private Zwecke, 97% für das Studium und 23% für berufliche Zwecke. Das Instrument wurde unter Aufsicht im Rahmen von Vorlesungssitzungen bearbeitet, so dass von einer weitgehend standardisierten Untersuchungssituation auszugehen ist.

Stichprobe 2. Die endgültige Form des INCOBI-R wurde einer zweiten Stichprobe von 87 Studierenden (darunter 77% Frauen und 23% Männer) der Universitäten Köln und Frankfurt am Main sowie der Fachhochschule Nordwestschweiz vorgelegt. Das mittlere Alter betrug 26.3 Jahre ($SD = 6.6$), die mittlere Semesterzahl 2.8 ($SD = 1.3$). Siebenundsiebzig Teilnehmer/innen (89.0%) studierten Psychologie und zehn sonstige Fächer (11.0%). Sämtliche Teilnehmer/innen bis auf eine Person gaben an, einen Computer zu nutzen. Dabei nutzten 94% den Computer für private Zwecke, 79% für das Studium und 49% für berufliche Zwecke.

2.2 Vorgehen bei der Erstellung der revidierten Version des Inventars zur Computerbildung

Bei der Erstellung der Vorform des INCOBI-R wurden aus den Computerwissenstests der ursprünglichen Version des INCOBI alle Testitems entfernt, deren Inhalte nach Einschätzung der Autoren veraltet waren. Aus der ursprünglichen Version des PRACOWI wurden 3 von 12 Items entfernt, die sich auf nicht mehr gebräuchliche Technologien beziehen (z.B. „Sie wollen den Computer starten. Es erscheint kurz nach dem Einschalten die Meldung 'Disk not ready. Insert bootable disk and press any key' bzw. 'This disk can't boot. It was

formatted without the /s (system-) option'. Was tun Sie?"). Aus der ursprünglichen Version des TECOWI wurden anhand desselben Kriteriums 2 von 12 Items entfernt („CD-ROM“ und „MUD“). Bei je zwei Items von PRACOWI und TECOWI wurden die Antwortalternativen modifiziert. Zu beiden Skalen wurden neue Items hinzugefügt. Dabei wurde eine breite Streuung der Itemschwierigkeiten angestrebt. Bei der Computerängstlichkeitsskala SUCA (Sicherheit im Umgang mit Computeranwendungen) der ursprünglichen Version des INCOBI war nur eine geringe Inhaltsvalidität gegeben, weil einige Items eher computerbezogene Selbstwirksamkeit erfassten (vgl. z.B. das Item „Die Verwendung unbekannter Software-Programme kann ich schnell erlernen“) und diese Items mit solchen vermischt waren, die stärker auf Computerängstlichkeit abzielten. Um diesen Schwachpunkt zu korrigieren, wurde die Skala im INCOBI-R als Computerängstlichkeitsskala COMA konsequent neu konzipiert. Dabei wurden lediglich zwei der elf Items in der ursprünglichen Version beibehalten und sechs neue Items hinzugefügt, die sowohl kognitive als auch affektive Komponenten der Computerängstlichkeit abdecken. Bei den Einstellungsskalen des FIDEC wurden sämtliche der insgesamt 51 Items aus der ursprünglichen Version beibehalten und durch 53 weitere Items ergänzt, die zum Teil Computer- und Internetanwendungen ansprechen, die erst in den vergangenen Jahren eine weite Verbreitung erfahren haben (z.B. Herunterladen von Musik und Filmen aus dem Internet, soziale Netzwerke). Außerdem wurde versucht, bei den positiv gepolten Skalen tendenziell schwierigere und bei den negativ gepolten Skalen tendenziell leichtere Items zu konstruieren, um gegenüber den deutlich schiefen Verteilungen der Vorgängerversion eine stärker symmetrische Verteilung der Skalenwerte zu erreichen.

3 Ergebnisse und Diskussion

Sofern nicht anders angegeben wurden die im Folgenden berichteten Analysen anhand der Daten von Stichprobe 1 ($n = 444$) durchgeführt. Die Daten von Stichprobe 2 ($n = 87$) wurden für eine unabhängige Schätzung der Reliabilitäten (interne Konsistenzen) der

Skalen des INCOBI-R verwendet. Außerdem wurde im Sinne einer Kreuzvalidierung (Konstruktvalidität) überprüft, ob sich die anhand von Stichprobe 1 ermittelte Kovarianzstruktur der INCOBI-R-Skalen mit den Daten aus Stichprobe 2 replizieren lässt.

Fehlende Werte. In Stichprobe 1 traten bei einzelnen Items der Computerängstlichkeitsskala COMA und des Fragebogens zur inhaltlich differenzierten Erfassung computerbezogener Einstellungen (FIDEC) einzelne fehlende Werte auf (0.3% aller Werte). Diese wurden durch den Mittelwert über alle Personen ersetzt. Bei zwei Teilnehmern/innen aus Stichprobe 1 fehlten sämtliche Daten der Einstellungsskalen. Fehlende Werte bei einzelnen Items der Computerwissenstests wurden als falsche Antworten gewertet.

Skalenoptimierung. Auf Basis der Daten, die für die Vorform des INCOBI-R anhand von Stichprobe 1 erhoben wurden, wurden Items mit geringen Trennschärfen aussortiert. Ziel war die Konstruktion reliabler, dabei aber möglichst kurzer Skalen. Als weiteres Nebenkriterium wurde bei der Itemauswahl auf eine breite Verteilung der Itemschwierigkeiten geachtet. Die Vorform des INCOBI-R enthielt für die beiden Computerwissenstests PRACOWI und TECOWI je 27 Items (gegenüber 20 Items in der endgültigen Fassung), für die Computerängstlichkeitsskala COMA 8 Items (gegenüber 8 Items in der endgültigen Fassung) und für den Fragebogen zur inhaltlich differenzierten Erfassung computerbezogener Einstellungen 104 Items (gegenüber 77 Items in der endgültigen Fassung). Die im Folgenden berichteten psychometrischen Analysen beziehen sich auf die Skalen der endgültigen Fassung des INCOBI-R.

3.1 Item- und Skalenkennwerte

Skalenkennwerte und zusammenfassende Itemkennwerte der Skalen des INCOBI-R sind in Tabelle 2 (Computerwissenstests und Computerängstlichkeit) und Tabelle 3 (computerbezogene Einstellungen) aufgeführt. Sämtliche Skalen des INCOBI-R wiesen in der Konstruktionsstichprobe gute interne Konsistenzen (Cronbachs α) und substanzielle mittlere

Trennschärfen auf. Die Einstellungsskalen, die auf positive Einstellungskomponenten abzielen, hatten etwas höhere Itemschwierigkeiten (d.h. leichtere Testitems) und wiesen tendenziell linksschiefe Verteilungen auf. Demgegenüber hatten die Einstellungsskalen, die auf negative Einstellungskomponenten abzielen, und die Computerängstlichkeitsskala etwas niedrigere Itemschwierigkeiten (d.h. schwerere Testitems) und leicht rechtsschief verteilte Skalenwerte. Gleichwohl lässt sich festhalten, dass die durchschnittlichen Itemschwierigkeiten bei allen Skalen im mittleren Bereich lagen. Zudem waren die Verteilungen der Skalenwerte eingipflig und weitgehend symmetrisch.

3.2 Rasch-Skalierung der Wissenstests

Zusätzlich zu Item- und Skalenanalysen auf Basis der klassischen Testtheorie wurde für die Computerwissenstests überprüft, ob die Testitems mit einem 1PL-Modell nach Rasch (1960) skalierbar sind. Dazu wurde für jeden der beiden Computerwissenstests mit dem Programm Conquest (Wu, Adams, Wilson & Haldane, 2007) ein eindimensionales Rasch-Modell geschätzt. Als Personenparameter wurden reine ML-Schätzer (WLEs) verwendet.

Bei der Skala Praktisches Computerwissen (PRACOWI) zeigten die Item-Fitstatistiken eine sehr gute Passung der Testitems mit dem 1-PL-Modell. Die gewichteten Abweichungsquadrate (weighted mean squares) lagen in einem Bereich von 0.98 bis 1.05 ($M = 1.02$, $SD = 0.02$) und waren mit t -Werten im Bereich von -1.1 bis 0.5 ($M = 0.17$, $SD = 0.32$) assoziiert. Die modellbasiert geschätzten Itemschwierigkeiten verteilten sich gut über den gesamten Fähigkeitsbereich in der untersuchten Konstruktionsstichprobe, wobei mehr Testitems Schwierigkeiten im mittleren Bereich hatten, in dem auch die Mehrzahl der Personenparameter lag (Abbildung 1a). Damit scheint die Skala PRACOWI eine reliable Messung von praktischem Computerwissen über das gesamte Fähigkeitspektrum hinweg zu ermöglichen, das man bei Studierenden ohne besondere Computerexpertise erwarten kann.

Bei der Skala Theoretisches Computerwissen (TECOWI) deuteten die Item-Fitstatistiken auf eine insgesamt akzeptable Passung der Testitems mit dem Rasch-Modell hin. Hier lagen die gewichteten Abweichungsquadrate der Residuen (weighted mean squares) in einem Bereich von 0.76 bis 1.13 ($M = 1.02$, $SD = 0.02$), mit t -Werten im Bereich von -2.3 bis 1.7 ($M = 0.17$, $SD = 0.32$). Dabei fanden sich die drei größten Abweichungen von beobachteten und modellimplizierten Antwortmustern bei Testitems, die eine – gemessen an den Modellvorgaben – zu hohe Trennschärfe (overfit) aufwiesen. Abweichungen, die einer zu geringen Trennschärfe (underfit) geschuldet waren, waren dagegen insgesamt eher gering. Auch bei der Skala TECOWI verteilten sich die modellbasiert geschätzten Itemschwierigkeiten über den gesamten Fähigkeitsbereich (Abbildung 1b).

3.3 Dimensionalität der Wissenstests

Die Konzeption des INCOBI-R beruht auf der Annahme, dass Praktisches Computerwissen und Theoretisches Computerwissen zwei psychometrisch trennbare Fähigkeitsdimensionen darstellen. Zur Überprüfung dieser Annahme wurde ein konfirmatorisches Faktorenmodell mit den beiden latenten Variablen Praktisches Computerwissen und Theoretisches Computerwissen gegen ein Modell getestet, in dem die Interkorrelation der beiden latenten Variablen auf den Wert 1 fixiert war. Dieses Alternativmodell entspricht der Annahme, dass den Antworten in PRACOWI und TECOWI eine einzige latente Fähigkeitsdimension zu Grunde liegt. In den getesteten Modellen wurde Praktisches Computerwissen und Theoretisches Computerwissen durch je vier Itempäckchen operationalisiert, die aus je fünf per Zufall gruppierten Testitems gebildet wurden. Die Faktorladungen der Itempäckchen sowie ihre Fehlervarianzen wurden für jede latente Variable gleichgesetzt. Durch diese Restriktionen wird die Annahme identischer Itemtrennschärfen des 1PL-Modells auf der Ebene von Itempäckchen umgesetzt. Trotz der vergleichsweise strengen Restriktionen hatte das hypothetisierte Modell mit zwei Faktoren

eine sehr gute Modellpassung, $\chi^2(31, N = 444) = 36.5, p = .31, RMSEA = 0.02, Standardized RMR = 0.03, NNFI = 1.00, CFI = 1.00$ (Abbildung 2). Das alternative Einfaktormodell wies demgegenüber eine deutlich schlechtere Modellpassung auf, $\chi^2(32, N = 444) = 65.4, p < .001, RMSEA = 0.05, Standardized RMR = 0.04, NNFI = .99, CFI = .99$. Die Modellpassung des alternativen Einfaktormodells unterschied sich zudem signifikant von der Modellpassung des hypothetisierten Modells mit zwei Faktoren, $\Delta\chi^2(1, N = 444) = 28.9, p < .001$. Demnach sind Theoretisches und Praktisches Computerwissen mit einer latenten Korrelation von .92 zwar als eng miteinander zusammenhängende, aber nicht identische Konstrukte zu betrachten, die entsprechend auch mit zwei verschiedenen Skalen zu erfassen sind.

3.4 Interkorrelationen und Dimensionalität der Skalen des Fragebogens zur inhaltlich differenzierten Erfassung computerbezogener Einstellungen

Zur Überprüfung der Konzeption des Fragebogens zur inhaltlich differenzierten Erfassung computerbezogener Einstellungen (FIDEC) aus dem INCOBI-R wurde erstens untersucht, ob und inwieweit sich die Enge der Zusammenhänge der einzelnen Einstellungsskalen durch die angenommenen inhaltlichen Facetten erklären lässt. Zweitens wurde die angenommene Struktur acht inhaltlich differenzierter latenter Variablen mit Hilfe konfirmatorischer Faktorenmodelle überprüft.

Die Skalenkonzeption des FIDEC impliziert, dass Paare von Einstellungsskalen, die zwei Facetten gemeinsam haben (also z.B. evaluativen Fokus und Nutzungsdomäne), einen engeren Zusammenhang aufweisen sollten als Paare von Einstellungsskalen, die lediglich eine Facette gemeinsam haben (also z.B. nur evaluativen Fokus). Paare von Einstellungsskalen mit einer gemeinsamen Facette sollten demgegenüber enger miteinander zusammenhängen als Paare von Einstellungsskalen mit keiner gemeinsamen Facette. Das Muster der Skaleninterkorrelationen entsprach diesen Vorhersagen. Der mittlere Betrag der Korrelationen von Einstellungsskalen mit zwei gemeinsamen Facetten betrug .55, während der mittlere

Betrag der Korrelationen von Einstellungsskalen mit einer gemeinsamen Facette .39 und der mittlere Betrag der Korrelationen von Einstellungsskalen mit keiner gemeinsamen Facette nur .31 betragen. (Die mittleren Beträge der Korrelationen wurden auf Basis von Fisher-z-transformierten Werten berechnet und dann in die ursprüngliche Metrik rücktransformiert.) Für eine inferenzstatistische Überprüfung dieser Unterschiede wurde ein Regressionsmodell mit den 28 z-transformierten Korrelationen als Kriteriumsvariable geschätzt. Als Kontrollvariablen wurden die an den Korrelationen beteiligten Skalen in Form von 7 dummykodierte Prädiktoren (eine Kategorie als Referenzkategorie) in das Modell aufgenommen, um der Tatsache Rechnung zu tragen, dass ein und dieselben Variablen in mehreren Korrelationen vorkommen und sich die in den Korrelationen enthaltene Information somit teilweise überlappt. Als theoretisch relevante Prädiktorvariablen wurden zwei orthogonale Kontraste einbezogen. Mit dem ersten Kontrast wurden die Korrelationen von Skalen ohne gemeinsame Facette auf der einen Seite mit den Korrelationen von Skalen mit einer oder zwei gemeinsamen Facetten verglichen (Kodierung: -0.86 vs. 0.14). Mit dem zweiten Kontrast wurden die Korrelationen von Skalen mit einer gemeinsamen Facette mit den Korrelationen von Skalen mit zwei gemeinsamen Facetten miteinander verglichen (Kodierung: -0.5 vs. 0.5). Beide Kontraste hatten ein signifikantes Inkrement gegenüber den dummykodierte Skalenzugehörigkeiten. Für den ersten Kontrast ergab sich ein Regressionskoeffizient von 0.20 ($SE_B = 0.08$, $t(18) = 2.5$, $p < .05$), für den zweiten Kontrast ebenfalls ein Regressionskoeffizient von 0.20 ($SE_B = 0.06$, $t(18) = 3.23$, $p < .01$). Das Inkrement an Varianzaufklärung (ΔR^2) der beiden Kontraste gemeinsam betrug .39. Diese Ergebnisse belegen sehr deutlich, dass die computerbezogenen Einstellungen, die mit dem FIDEC erfasst werden, tatsächlich gemäß der drei dichotomen inhaltlichen Unterscheidungen evaluativer Fokus, Nutzungsdomäne und positive vs. negative Einstellungskomponente strukturiert sind.

Für eine weitergehende Überprüfung dieser Annahme wurden konfirmatorische Faktorenanalysen zur Dimensionalität der Einstellungsskalen des FIDEC durchgeführt. In diesen Analysen wurde das hypothetisierte Messmodell mit acht inhaltlich differenzierten Skalen gegen drei sparsamere Alternativmodelle getestet, in denen jeweils eine der drei der Skalenkonzeption zu Grunde liegenden dichotomen inhaltlichen Unterscheidungen aufgehoben war. Die Alternativmodelle wurden durch Fixierung der latenten Korrelationen zwischen Faktoren gebildet, die sich nur im Hinblick auf die jeweils überprüfte inhaltliche Differenzierung (z.B. persönliche Erfahrungen vs. gesellschaftliche Folgen) voneinander unterschieden. Für Paare aus je zwei positiv oder je zwei negativ gepolten Skalen wurde die Korrelation auf 1, für Paare aus einer positiv und einer negativ gepolten Skala auf -1 fixiert. Jeder der acht Faktoren wurde durch je zwei Itempäckchen operationalisiert, die je nach Länge der Skala aus je vier bis fünf per Zufall gruppierten Testitems gebildet wurden. Das hypothetisierte Messmodell wies eine gute Modellpassung auf, $\chi^2(76, N = 442) = 92.7, p = .09, RMSEA = 0.02, Standardized RMR = 0.02, NNFI = 1.00, CFI = 1.00$. Das Alternativmodell, in dem die Unterscheidung zwischen persönlicher Erfahrung und gesellschaftlichen Folgen als evaluativem Fokus aufgehoben war, hatte demgegenüber eine signifikant und drastisch schlechtere Modellpassung ($\Delta\chi^2(4, N = 442) = 425.3, p < .001$). Dasselbe gilt für das Alternativmodell, in dem die Unterscheidung zwischen den Nutzungsdomänen Lernen und Arbeiten bzw. Unterhaltung und Kommunikation aufgehoben war ($\Delta\chi^2(4, N = 442) = 515.5, p < .001$), sowie für das Alternativmodell, in dem die Unterscheidung zwischen positiven und negativen Einstellungskomponenten fallen gelassen wurde ($\Delta\chi^2(4, N = 442) = 792.9, p < .001$). Diese Ergebnisse belegen die faktorielle Validität des FIDEC. Insbesondere scheint jede der drei dichotomen Unterscheidungen, auf denen das inhaltlich differenzierte Messkonzept des FIDEC basiert, für die dimensionale Struktur

computerbezogener Einstellungen relevant zu sein (im Sinne kognitionsbasierter computerbezogener Einstellungen, vgl. Naumann, 2004; Naumann et al., 2001).

3.5 Replikation von Reliabilitätsschätzungen und Kovarianzstruktur anhand einer unabhängigen Stichprobe

Die internen Konsistenzen der INCOBI-R-Skalen wurden zusätzlich anhand der Daten von Stichprobe 2 geschätzt (vgl. die Hauptdiagonalen der Korrelationsmatrizen in Tabelle 2 und Tabelle 3). Die dabei ermittelten Reliabilitätsschätzer waren in 6 von 11 Fällen höher oder gleich mit den anhand von Stichprobe 1 ermittelten Schätzungen. In fünf Fällen ergaben sich in Stichprobe 2 geringfügig niedrigere interne Konsistenzen (Unterschiede in Cronbachs $\alpha < .04$). In keinem Fall unterschieden sich die Reliabilitätsschätzer in den Stichproben 1 und 2 signifikant voneinander (für alle Vergleiche: $p > .30$). Demnach konnten die in Stichprobe 1 ermittelten guten bis sehr guten internen Konsistenzen anhand einer unabhängigen Stichprobe repliziert werden.

In einem zweiten Schritt wurde im Sinne einer Kreuzvalidierung überprüft, ob sich die Kovarianzstrukturen der Computer-Literacy-Skalen (PRACOWI, TECOWI und COMA) sowie der Computereinstellungsskalen (FIDEC) in Stichprobe 1 anhand der Daten von Stichprobe 2 replizieren lassen. Dazu wurde anhand von linearen Strukturgleichungsmodellen (Multi-Sample-Analysen) überprüft, ob sich die in den Stichproben 1 und 2 ermittelten Kovarianzmatrizen voneinander unterscheiden. Für die Computer-Literacy-Skalen ergab sich kein signifikanter Unterschied und eine gute Passung des Modells, das eine identische Kovarianzstruktur in beiden Stichproben annimmt, $\chi^2(6, N = 531) = 6.3, p = .39, RMSEA = 0.03, Standardized RMR = 0.11, NNFI = 1.00, CFI = 1.00$. Dasselbe gilt für die Computereinstellungsskalen, $\chi^2(36, N = 529) = 32.5, p = .63, RMSEA = 0.00, Standardized RMR = 0.10, NNFI = 1.00, CFI = 1.00$. Die Replizierbarkeit der Kovarianzstruktur der Skalen des INCOBI-R in einer unabhängigen Stichprobe kann als Beleg dafür gewertet werden, dass

die in den vorangegangenen Abschnitten berichteten Hinweise auf die faktorielle Validität der Skalen auf neue Stichproben verallgemeinert werden können.

3.6 Skalen des INCOBI-R und Maße der tatsächlichen Computernutzung

Sämtliche Skalen des INCOBI-R hatten moderate bis substanzielle Zusammenhänge mit kriterialen Maßen der tatsächlichen Computernutzung (Tabelle 4). Die Vorzeichen dieser Korrelationen entsprachen in allen Fällen den Erwartungen. Die Computerwissenstests PRACOWI und TECOWI und die positiv gepolten Einstellungsskalen des FIDEC hatten positive Zusammenhänge mit dem zeitlichen Umfang der Computer- und Internetnutzung sowie der Anzahl genutzter Desktop- bzw. Internetanwendungen. Die Computerängstlichkeitsskala COMA und die negativ gepolten Einstellungsskalen des FIDEC hatten dagegen negative Zusammenhänge mit diesen Kriterien.

Die Korrelationen der Computerwissenstests, der Computerängstlichkeitsskala und der vier Einstellungsskalen, die sich auf den Computer als Gegenstand persönlicher Erfahrungen beziehen, mit kriterialen Maßen der tatsächlichen Computernutzung waren deskriptiv höher als die Beträge der vier Einstellungsskalen, die sich auf gesellschaftliche Folgen der Computertechnologie beziehen. Dieses Muster ist im Sinne der kriterialen Validität zu erwarten, da die konative Komponente von Einstellungen zum Computer als Gegenstand persönlicher Erfahrungen auf die eigene Computernutzung abzielt, während dies für Einstellungen zu den gesellschaftlichen Folgen der Computertechnologie nicht der Fall ist. Für eine inferenzstatistische Überprüfung wurden die Zusammenhänge mit Maßen der tatsächlichen Computernutzung jeweils für die insgesamt 20 Paare von Einstellungsskalen miteinander verglichen, die sich nur in ihrem evaluativen Fokus unterschieden, aber nicht in der Nutzungsdomäne oder der Valenz der Einstellungsskalen (Test für abhängige Korrelationen mit einer gemeinsamen Variablen nach Williams, 1959; vgl. Steiger, 1980). Bei 20 Korrelationsvergleichen waren die Einstellungsskalen, die sich auf den Computer als

Gegenstand persönlicher Erfahrung beziehen, in 13 Fällen signifikant stärker mit der Computernutzung assoziiert als die Einstellungsskalen zu gesellschaftlichen Folgen der Computertechnologie. In den übrigen sieben Fällen zeigte sich kein signifikanter Unterschied. Dieses Ergebnis lässt sich als Beleg für die Kriteriumsvalidität der Einstellungsskalen des FIDEC interpretieren.

Für die Einstellungsskalen, die sich auf den Computer als Gegenstand persönlicher Erfahrung beziehen, wurde zusätzlich in zwei Regressionsmodellen mit Interaktionstermen (moderierte Regression) überprüft, ob sich bei der Vorhersage von kriterialen Maßen der tatsächlichen Computernutzung neben Haupteffekten auch interaktive Effekte der positiv und negativ gepolten Einstellungsskalen ergeben. Bereits der Befund, dass positiv und negativ gepolte Einstellungsskalen voneinander unabhängige, additive Effekte auf die tatsächliche Computernutzung haben, würde dafür sprechen, dass die Unterscheidung positiver vs. negativer Einstellungskomponenten im FIDEC auch im Sinne der Kriteriumsvalidität geboten ist. Dies gilt umso mehr für das Auftreten interaktiver Effekte. Hier impliziert die angenommene bipolare Struktur computerbezogener Einstellungen die Vorhersage, dass die positive Einstellungskomponente (also die Wahrnehmung des Computers als nützliches Werkzeug) eine umso stärkere Verhaltenswirksamkeit entfalten kann, je geringer die negative Einstellungskomponente (also die Wahrnehmung des Computers als unbeeinflussbare Maschine) ausgeprägt ist. Eine Person, die den Computer als nützlich wahrnimmt, wird den Computer also nur dann intensiv nutzen, wenn sie ihn gleichzeitig auch als beherrschbar (und nicht als unkontrollierbare Maschine) wahrnimmt. Für eine Person dagegen, die den Computer in hohem Maße als unbeeinflussbare Maschine wahrnimmt, sollte die wahrgenommene Nützlichkeit demgegenüber eine vergleichsweise geringe Rolle für die tatsächliche Computernutzung spielen. Erwartet wurde also ein ordinaler Interaktionseffekt der Art, dass der positive Zusammenhang zwischen positiv gepolten Einstellungsskalen

(Computer als nützliches Werkzeug) und Maßen der tatsächlichen Computernutzung umso stärker ausfällt, je geringer die korrespondierende negative Einstellungskomponente (Computer als unbeeinflussbare Maschine) ausgeprägt ist. Für die Einstellungsskalen der ursprünglichen Version des FIDEC konnten entsprechende Interaktionseffekte nachgewiesen werden (Naumann, 2004).

Im ersten Regressionsmodell wurde die Anzahl der genutzten lern- und arbeitsrelevanten Computeranwendungen als Kriteriumsvariable einbezogen. Die positiv gepolte und die negativ gepolte Einstellungsskala, die sich auf den Computer als Lern- und Arbeitsmittel beziehen, sowie der Interaktionsterm dieser beiden Skalen wurden als Prädiktoren in das Modell aufgenommen. Dazu wurden die Skalenwerte zunächst *z*-standardisiert und der Interaktionsterm als Produkt der *z*-standardisierten Variablen gebildet. In diesem Modell ergab sich nicht nur ein positiver Haupteffekt der positiv gepolten Einstellungsskala und ein negativer Haupteffekt der negativ gepolten Skala, sondern auch ein Interaktionseffekt (Tabelle 5). Zur Interpretation der Interaktion wurden für die positiv gepolte Einstellungsskala einfache Regressionskoeffizienten bei einer Standardabweichung unter bzw. über dem Stichprobenmittelwert der negativ gepolten Einstellungsskala geschätzt (vgl. Aiken & West, 1991; Abbildung 3a). Bei einer unterdurchschnittlichen Ausprägung der negativ gepolten Einstellungskomponente zeigte sich ein deutlicher Effekt der positiv gepolten Einstellungskomponente ($B = 0.41$, $SE_B = 0.10$, $t(438) = 4.4$, $p < .001$, einseitige Testung). Bei einer überdurchschnittlichen Ausprägung der negativ gepolten Einstellungskomponente war der Effekt der positiv gepolten Einstellungskomponente dagegen erwartungsgemäß deutlich abgeschwächt und verfehlte die Signifikanzgrenze ($B = 0.13$, $SE_B = 0.09$, $t(438) = 1.5$, $p = .06$, einseitige Testung).

Im zweiten Regressionsmodell wurden als Kriteriumsvariable die Anzahl genutzter Internetanwendungen und als Prädiktoren die beiden Einstellungsskalen, die sich auf den

Computer als Unterhaltungs- und Kommunikationsmittel beziehen, sowie ihre Interaktion einbezogen. Auch hier zeigte sich neben Haupteffekten der beiden Einstellungsskalen ein Interaktionseffekt (Tabelle 6). Zur Interpretation der Interaktion wurden wiederum einfache Regressionskoeffizienten nach Aiken und West (1991) geschätzt (Abbildung 3b). Bei einer unterdurchschnittlichen Ausprägung der negativ gepolten Einstellungskomponente (eine Standardabweichung unter dem Stichprobenmittelwert) zeigte sich analog zu den Ergebnissen des ersten Regressionsmodells ein deutlicher Effekt der positiven Einstellungskomponente ($B = 1.78$, $SE_B = 0.18$, $t(438) = 9.8$, $p < .001$, einseitige Testung). Bei einer überdurchschnittlichen Ausprägung (eine Standardabweichung über dem Stichprobenmittelwert) war dieser Effekt zwar immer noch signifikant, aber deutlich schwächer ($B = 1.18$, $SE_B = 0.16$, $t(438) = 7.3$, $p < .001$, einseitige Testung).

4 Schlussfolgerungen

Die hier berichteten Ergebnisse der Erprobungsuntersuchung legen den Schluss nahe, dass mit dem INCOBI-R ein reliables und konstruktvalides Instrument zur Erfassung von Computer Literacy und computerbezogenen Einstellungen konstruiert werden konnte. Die beiden Computerwissenstests zu Theoretischem und Praktischem Computerwissen (TECOWI und PRACOWI) sind mit dem Rasch-Modell skalierbar und scheinen zwar miteinander zusammenhängende, aber gleichwohl psychometrisch trennbare Fähigkeitsaspekte zu erfassen. Die Konstruktvalidität der Skala zur Messung von Computerängstlichkeit (COMA) und der Skalen des Fragebogens zur inhaltlich differenzierten Erfassung computerbezogener Einstellungen (FIDEC) ist durch gut interpretierbare Korrelationen mit den übrigen Skalen des Instruments belegt. Insbesondere konnte gezeigt werden, dass die inhaltlichen Facetten, die der Skaleneinteilung des FIDEC zu Grunde liegen, einen beträchtlichen Teil der Kovarianzen der Einstellungsskalen aufklären können. Zudem sprechen die Ergebnisse dafür, dass die latenten Variablen, die durch die Einstellungsskalen erfasst werden, tatsächlich

gemäß den angenommenen inhaltlichen Facetten strukturiert sind. Damit ist der FIDEC ein positives Beispiel für eine inhaltlich differenzierte Einstellungsmessung, wie sie sich aus dem Konzept kognitionsbasierter Einstellungen ableiten lässt (vgl. Naumann, Richter, Groeben & Christmann, 2001; Tourangeau et al., 1991). Die Kriteriumsvalidität des Instruments ist durch plausible bivariate und multiple Zusammenhänge mit Maßen der tatsächlichen Computer- und Internetnutzung belegt.

Insgesamt parallelisieren die hier vorgelegten Ergebnisse zu den psychometrischen Eigenschaften der Skalen des INCOBI-R die Ergebnisse entsprechender Untersuchungen zur Vorgängerversion des INCOBI sehr weitgehend (vgl. Richter et al., 2000, 2001; Naumann, Richter & Groeben, 2001). Es scheint demnach gelungen zu sein, eine aktualisierte und in mancher Hinsicht verbesserte Version des Instruments zu entwickeln, die aber im Hinblick auf ihre grundlegenden Messeigenschaften mit der Vorgängerversion vergleichbar ist.

Damit empfiehlt sich das INCOBI-R ähnlich wie die Vorgängerversion des INCOBI vor allem für den Einsatz in Untersuchungen zum Lernen mit computergestützten Lernmedien, in denen der Einfluss von Computerwissen, Computerängstlichkeit oder computerbezogenen Einstellungen der Probanden/innen untersucht bzw. kontrolliert werden soll. Auch für den Einsatz in populationsbeschreibenden Untersuchungen dürfte das Instrument gut geeignet sein.

Wie bei jedem diagnostischen Instrument konzentrieren sich die Skalen des INCOBI-R nur auf bestimmte Aspekte des Kompetenzbereichs bzw. der Einstellungsdomäne, während andere Aspekte nicht aufgegriffen werden. So erfassen die beiden Computerwissenstests PRACOWI und TECOWI technologische Aspekte der Computer Literacy, während weitergehende Komponenten einer computerbezogenen Medienkompetenz nicht berücksichtigt werden (z.B. Kompetenzen in der Bewertung der Qualität und Glaubwürdigkeit von Web-Informationen oder das konzeptuelle Verständnis für

Anwendungen aus dem Social Web). In diesem Punkt unterscheidet sich das INCOBI-R von neueren Testkonzeptionen aus dem angelsächsischen Bereich, in denen ICT-Literacy weiter gefasst wird, nämlich als die Fähigkeit, sich mit Hilfe digitaler Medien Informationen anzueignen, diese zu verarbeiten und zu kommunizieren (Informationskompetenz, z.B. International ICT Literacy Panel, 2002). Gegenüber der weiter gefassten Konzeption bietet der Fokus des INCOBI-R auf technologische Basiskompetenzen den Vorteil einer breiteren Anwendbarkeit, da die erfassten Fähigkeiten für eine große Bandbreite von Nutzungsweisen des Computers relevant sind (z.B. als Lern- und Informationsmedium, für Kommunikations- und Unterhaltungszwecke und für arbeitsbezogene Anwendungen aller Art). Die hier berichteten Ergebnisse zeigen zudem, dass in der angestrebten studentischen Zielpopulation des INCOBI-R bereits in den technologischen Basiskompetenzen, die konzeptuell als Grundlage der computerbezogenen Informationskompetenz gelten können, erhebliche individuelle Unterschiede bestehen. Mit den Wissenstests aus dem INCOBI-R können diese Unterschiede in ökonomischer Weise gemessen werden.

Zunächst belegen die hier dargestellten Ergebnisse die Reliabilität und Validität des Instruments nur für den Einsatz des Instruments bei Studierenden. Es ist jedoch nicht unwahrscheinlich, dass das Instrument wie die Vorgängerversion auch in anderen Populationen (z.B. Schüler/innen der Sekundarstufen 1 und 2, Berufstätige) einsetzbar ist. Der empirische Nachweis dafür ist allerdings noch zu erbringen.

Literatur

Aiken, L.S. & West, S.G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Thousand Oaks, CA: Sage.

Bandalos, D. & Benson, J. (1990). Testing the factor structure invariance of a computer attitude scale over two grouping conditions. *Educational and Psychological Measurement*, 50, 49-60.

Blossfeld, H.-P., Doll, J. & Schneider, T. (2008). Bildungsprozesse im Lebenslauf: Grundzüge der zukünftigen Bildungspanelstudie für die Bundesrepublik Deutschland. *Recht der Jugend und des Bildungswesens*, 3/2008, 321-328.

Brock, D.B. & Sulsky, L.M. (1994). Attitudes toward computers: Construct validation and relation to computer use. *Journal of Organizational Behavior*, 15, 17-35.

Gauss, B. & Urbas, L. (2003). Individual differences in navigation between sharable content objects: An evaluation study of a learning modules prototype. *British Journal of Educational Technology*, 34, 499-509.

Goldhammer, F., Naumann, J., Martens, T., Upsing, B., Rölke, H. & Scharaf, A. (2009, September). *Measuring basic ICT-literacy: Scaling and validation of a computer-based performance scale*. Paper presented at the European Conference on Psychological Assessment, Ghent, Belgium.

Hargittai, E. (2005). Survey measures of web-oriented digital literacy. *Social Science Computer Review*, 23, 371-379.

International ICT Literacy Panel (2002). *Digital transformation: A framework for ICT Literacy*. Princeton, NJ: Educational Testing Service.

Keith, N., Richter, T. & Naumann, J. (2010). Active/exploratory training promotes transfer even in learners with low motivation and cognitive ability. *Applied Psychology: An International Review*, 59, 97-123.

Koch, S.C., Müller, S.M. & Sieverding, M. (2008). Women and computers: Effects of stereotype threat on attributions of failure. *Computers & Education*, 51, 1795-1803.

Middendorf, E. (2002). *Computernutzung und Neue Medien im Studium: Ergebnisse der 16. Sozialerhebung des Deutschen Studentenwerks (DSW)*. Bonn: Bundesministerium für Bildung und Forschung.

Morris, L.W., Davis, M.A. & Hutchings, C.H. (1981). Cognitive and emotional components of anxiety: Literature review and a revised worry-emotionality scale. *Journal of Educational Psychology*, 73, 541-555.

Naumann, J. (2004). *Unterschiede zwischen kognitionsbasierten und affektbasierten Einstellungen* [Online-Dokument]. Dissertation, Universität zu Köln. Abgerufen am 14.10.2009 von http://kups.ub.uni-koeln.de/volltexte/2007/2009/pdf/Dissertation_Johannes_Naumann.pdf

Naumann, J. & Richter, T. (2001). Diagnose von Computer Literacy: Computerwissen, Computereinstellungen und Selbsteinschätzungen im multivariaten Kontext. In W. Frindte, T. Köhler, P. Marquet & E. Nissen (Eds.), *Internet-based teaching and learning (IN-TELE) 99* (Internet Communication Vol. 3, pp. 295-302). Frankfurt am Main: Lang.

Naumann, J., Richter, T. & Groeben, N. (2001). Validierung des INCOBI anhand eines Vergleichs von Anwendungsexperten und Anwendungsnovizen. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 15, 219-232.

Naumann, J., Richter, T., Groeben, N. & Christmann, U. (2001). Content-specific measurement of attitudes: From theories of attitude representation to questionnaire design. In J. Blasius, J. Hox, E. de Leuw & P. Schmidt (Eds.), *Social science methodology in the new millenium: Proceedings of the 5th International Conference on Logic and Methodology* (2nd ed.) [CD-ROM]. Opladen: Leske+Budrich.

Nückles, M., Wittwer, J. & Renkl, A. (2005). Information about a layperson's knowledge supports experts in giving effective and efficient online advice to laypersons. *Journal of Experimental Psychology: Applied*, 11, 219-236.

Pratkanis, A.R. (1989). The cognitive representation of attitudes. In R. Pratkanis, S. Breckler & S. Greenwald (Eds.), *Attitude structure and function* (pp. 70-89). Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Rasch, G. (1960). *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests*. Kopenhagen: Danmarks Paedagogiske Institut.

Richter, T., Naumann, J. & Groeben, N. (2000). Attitudes toward the computer: Construct validation of an instrument with scales differentiated by content. *Computers in Human Behavior*, 16, 473-491.

Richter, T., Naumann, J. & Groeben, N. (2001). Das Inventar zur Computerbildung (INCOBI): Ein Instrument zur Erfassung von Computer Literacy und computerbezogenen Einstellungen bei Studierenden der Geistes- und Sozialwissenschaften. *Psychologie in Erziehung und Unterricht*, 48, 1-13.

Richter, T., Naumann, J. & Horz, H. (2001). Computer Literacy, computerbezogene Einstellungen und Computernutzung bei männlichen und weiblichen Studierenden. In H. Oberquelle, R. Oppermann & J. Krause (Hrsg.), *Mensch & Computer 2001: 1. Fachübergreifende Konferenz* (Berichte des German Chapter of the ACM, Bd. 55, S. 71-80). Stuttgart: Teubner.

Richter, T., Naumann, J., Brunner, M. & Christmann, U. (2005). Strategische Verarbeitung beim Lernen mit Text und Hypertext. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 19, 5-22.

Rozell, E.J. & Gardner, W.L. (1999). Computer-related success and failure: A longitudinal field study on the factors influencing computer-related performance. *Computers*

in Human Behavior, 15, 1-10.

Senkbeil, M. & Drechsel, B. (2004). Vertrautheit mit dem Computer. In PISA-Konsortium Deutschland (Hrsg.), *PISA 2003: Der Bildungsstand der Jugendlichen in Deutschland – Ergebnisse des zweiten internationalen Vergleichs* (S. 177-190). Münster: Waxmann.

Senkbeil, M. & Wittwer, J. (2007). Die Computervertrautheit von Jugendlichen und Wirkungen der Computernutzung auf den fachlichen Kompetenzerwerb. In PISA-Konsortium Deutschland (Hrsg.), *PISA '06: Die Ergebnisse der dritten internationalen Vergleichsstudie* (S. 277-308). Münster: Waxmann.

Steiger, J.H. (1980). Tests for comparing elements of a correlation matrix. *Psychological Bulletin, 87*, 245-251.

Süß, H.-M. (1996). *Intelligenz, Wissen und Problemlösen: Kognitive Voraussetzungen für erfolgreiches Handeln bei computersimulierten Problemen*. Göttingen: Hogrefe.

Tenorth, H.E. (2008). *Geschichte der Erziehung: Einführung in die Grundzüge ihrer neuzeitlichen Entwicklung*. Weinheim: Juventa.

Tourangeau, R., Rasinski, K.A. & D'Andrade, R. (1991). Attitude structure and belief accessibility. *Journal of Experimental Social Psychology, 27*, 48-75.

Watt, D.H. (1980). Computer literacy: What should schools be doing about it? *Classroom Computer News, 1*, 1-26.

Wecker, C., Kohnle, C. & Fischer, F. (2007). Computer literacy and inquiry learning: When geeks learn less. *Journal of Computer-assisted Learning, 23*, 133-144.

Weinberger, F., Fischer, F. & Mandl, H. (2003). Gemeinsame Wissenskonstruktion in computervermittelter Kommunikation: Wirkungen von Kooperationskripts auf den Erwerb anwendungsorientierten Wissens. *Zeitschrift für Psychologie, 211*, 86-97.

Williams, E.J. (1959). The comparison of regression variables. *Journal of the Royal*

Statistical Society, Series B, 21, 396-399.

Wilson, T.D., Dunn, D.S., Kraft, D. & Lisle, D.L. (1989). Introspection, attitude change, and attitude-behavior consistency: The disruptive effects of explaining why we feel the way we do. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol. 22, pp. 287-343). San Diego, CA: Academic Press.

Wittwer, J., Nückles, M. & Renkl, A. (2008). Is underestimation less detrimental than overestimation? The impact of experts' beliefs about a layperson's knowledge on learning and question asking. *Instructional Science, 36, 27-52.*

Wu, M.L., Adams, R.J., Wilson, M.R. & Haldane, S. (2007). *ACER ConQuest 2.0: General item response modelling software* [computer program manual]. Camberwell, Australia: Australian Council for Educational Research.

Fußnote

¹ Für die drei zentralen Veröffentlichungen zum INCOBI (Naumann et al., 2001; Richter et al., 2000, 2001) sind im Social Science Citation Index 34 und in Google Scholar 94 Zitationen aufgeführt (Stand 20. 2. 2010).

Tabelle 1:

Beispielitems für die Einstellungsskalen des Fragebogens zur inhaltlich differenzierten Erfassung computerbezogener Einstellungen (FIDEC) aus dem INCOBI-R

Einstellungsskala	Beispielitem
<i>Persönliche Erfahrung</i>	
1 Lern- und Arbeitsmittel/ Nützliches Werkzeug	Für mich ist der Computer ein nützliches Arbeitsmittel.
2 Lern- und Arbeitsmittel/ Unbeeinflussbare Maschine	Die Arbeit am Computer ist oft frustrierend, weil ich diese Maschine nicht verstehe.
3 Unterhaltungs- und Kommunikationsmittel/ Nützliches Werkzeug	Der Computer bereichert meine Freizeit.
4 Unterhaltungs- und Kommunikationsmittel/ Unbeeinflussbare Maschine	Der Unterhaltungswert des Computers ist generell gering, weil man dabei viel zu viel technischen Ärger hat.
<i>Gesellschaftliche Folgen</i>	
5 Lern- und Arbeitsmittel/ Nützliche Technologie	Die Einführung von Computern hat unserer Volkswirtschaft viel Nutzen gebracht.
6 Lern- und Arbeitsmittel/ Unbeeinflussbare Technik	Durch den Computer ist die Arbeitswelt inhumaner geworden.
7 Unterhaltungs- und Kommunikationsmittel/ Nützliche Technologie	Der Computer und das Internet eröffnen wichtige Spielräume für Kunst und Kultur.
8 Unterhaltungs- und Kommunikationsmittel/	Durch die große Beliebtheit von Computerspielen verblöden die Leute.

Unbeeinflussbare Technik

Tabelle 2:

Skalen Theoretisches Computerwissen, Praktisches Computerwissen und Computerängstlichkeit: Skalenkennwerte, Interkorrelationen der manifesten Skalenkennwerte (Teilmatrix unterhalb der Hauptdiagonalen) und der latenten Variablen (Teilmatrix oberhalb der Hauptdiagonalen), Cronbachs α (Hauptdiagonale)

	Items	M_P	Schiefe	Mdn r_{it}	M_{Skala}	SD_{Skala}	Korrelationen und Cronbachs α		
							1	2	3
1 Theoretisches Computerwissen	20	.44	.84	.42	0.45	0.19	(.82/ .85)	.91	
2 Praktisches Computerwissen	20	.49	.21	.43	0.49	0.21	.78	(.83/ .86)	
3 Computerängstlichkeit ^a	8	.32	.50	.69	1.29	0.79	-.52	-.59	(.88 / .88)

Anmerkung. $n = 444$ (Stichprobe 1), $n = 87$ (Stichprobe 2). M_P : mittlere Itemschwierigkeit, $Mdn r_{it}$: Median der Itemtrennschärfen. Sämtliche Skaleninterkorrelationen waren signifikant von Null verschieden ($p > .001$, zweiseitige Testung). Interkorrelationen der latenten Variablen geschätzt auf Basis des 2-Faktoren-Hypothesenmodells mit fixierten Faktorladungen. Alle Kennwerte wurden auf Basis der Daten von Stichprobe 1 bestimmt. Die internen Konsistenzen wurden zusätzlich auf Basis der Daten von Stichprobe 2 geschätzt.

^aSpannbreite: 0 (*stimme nicht zu*) bis 4 (*stimme zu*) (bei Items gegen die Schlüsselrichtung sind die verbalen Anker vertauscht)

Tabelle 3:

Skalen des Fragebogens zur inhaltlich differenzierten Erfassung computerbezogener Einstellungen (FIDEC): Skalenskennwerte, Interkorrelationen der manifesten Skalenskennwerte (Teilmatrix unterhalb der Hauptdiagonalen), geschätzte Interkorrelationen der latenten Variablen aus der konfirmatorischen Faktorenanalyse (Teilmatrix oberhalb der Hauptdiagonalen) sowie interne Konsistenzen (Cronbachs α) auf der Hauptdiagonalen

	<i>Items</i>	<i>M_p</i>	<i>Schiefe</i>	<i>Mdn r_{it}</i>	<i>M_{Skala}</i>	<i>SD_{Skala}</i>	1	2	3	4	5	6	7	8
<i>Persönliche Erfahrung</i>														
1 Lern- und Arbeitsmittel/ Nützliches Werkzeug	10	.75	-0.68	.58	3.00	0.58	(.86/ .85)	-.50	.55	-.56	.80	-.52	.66	-.42
2 Lern- und Arbeitsmittel/ Unbeeinflussbare Maschine	9	.39	0.32	.60	1.56	0.78	-.43	(.86/ .85)	-.28	.76	-.28	.60	-.36	.57
3 Unterhaltungs- und Kommunikationsmittel/ Nützliches Werkzeug	9	.62	-0.33	.55	2.51	0.79	.46	-.24	(.84/ .80)	-.66	.46	-.31	.61	-.49
4 Unterhaltungs- und Kommunikationsmittel/ Unbeeinflussbare Maschine	10	.36	0.31	.47	1.44	0.66	-.48	.64	-.54	(.81/ .78)	-.39	.72	-.50	.82
<i>Gesellschaftliche Folgen</i>														
5 Lern- und Arbeitsmittel/	10	.70	-0.21	.47	2.82	0.47	.68	-.24	.37	-.33	(.78/ .78)	-.46	.68	-.34

Nützliche Technologie														
6 Lern- und Arbeitsmittel/	9	.45	0.15	.55	1.82	0.61	-.44	.50	-.24	.60	-.38	(.81/ .81)	-.48	.89
Unbeeinflussbare Technik														
7 Unterhaltungs- und	10	0.61	0.02	.48	2.47	0.53	.55	-.31	.51	-.41	.54	-.38	(.80/ .76)	-.56
Kommunikationsmittel/														
Nützliche Technologie														
8 Unterhaltungs- und	10	0.53	-0.23	.50	2.13	0.67	-.34	.47	-.36	.69	-.26	.72	-.36	(.82/ .83)
Kommunikationsmittel/														
Unbeeinflussbare Technik														

Anmerkung. $n = 444$ (Stichprobe 1), $n = 87$ (Stichprobe 2). M_P : mittlere Itemschwierigkeit, $Mdn r_{it}$: Median der Itemtrennschärfen. Sämtliche Skaleninterkorrelationen waren signifikant von Null verschieden ($p < .001$, zweiseitige Testung). Skalenwerte sind Mittelwerte der einzelnen Testitems: Spannbreite von 0 (*stimme nicht zu*) bis 4 (*stimme zu*). Alle Kennwerte wurden auf Basis der Daten von Stichprobe 1 bestimmt. Die internen Konsistenzen wurden zusätzlich auf Basis der Daten von Stichprobe 2 geschätzt.

Tabelle 4:

Korrelationen der INCOBI-R Skalen mit Maßen der tatsächlichen Computernutzung

	<i>M</i> <i>SD</i>		Computerwissen und -ängstlichkeit			Computerbezogene Einstellungen							
			<i>TECOWI</i>	<i>PRACOWI</i>	<i>COMA</i>	Persönliche Erfahrung				Gesellschaftliche Folgen			
						Lernen/		Unterhaltung/		Lernen/		Unterhaltung/	
						Arbeiten	Kommunikation	Arbeiten	Kommunikation	Arbeiten	Kommunikation		
					<i>NW</i>	<i>UM</i>	<i>NW</i>	<i>UM</i>	<i>NT</i>	<i>UT</i>	<i>NT</i>	<i>UT</i>	
Jahre Computernutzung	8.72	3.67	0.40	0.41	-0.33	0.24	-0.29	0.13	-0.26	0.18	-0.23	0.15	-0.26
Computernutzung h/Woche	13.44	9.59	0.30	0.35	-0.25	0.28	-0.25	0.35	-0.28	0.17	-0.16	0.25	-0.21
Internetnutzung h/Woche	9.92	8.24	0.21	0.21	-0.19	0.27	-0.18	0.42	-0.26	0.24	-0.15	0.33	-0.18
Desktop-Anwendungen	4.52	1.67	0.37	0.44	-0.39	0.32	-0.36	0.26	-0.33	0.26	-0.21	0.24	-0.26
Internetanwendungen	7.71	2.80	0.43	0.42	-0.39	0.32	-0.30	0.55	-0.47	0.22	-0.24	0.27	-0.33

Anmerkung. *N* = 442 (Stichprobe 1). Jahre Computernutzung: Anzahl der Jahre der bisherigen Computernutzung; Desktop-Anwendungen:

Anzahl genutzter Desktop-Anwendungen; Internetanwendungen: Anzahl genutzter Internetanwendungen; *TECOWI*: Theoretisches

Computerwissen; *PRACOWI*: Praktisches Computerwissen; *COMA*: Computerängstlichkeit; *NW/NT*: Computer als nützliches

Werkzeug/nützliche Technologie (positive Einstellungskomponente); *UM*: Computer als unbeeinflussbare Maschine/unbeeinflussbare Technik

(negative Einstellungskomponente).

Tabelle 5:

Moderierte Regression der Anzahl genutzter lern- und arbeitsrelevanter Computeranwendungen auf positiv und negativ gepolte Einstellungskalen des FIDEC (Persönliche Erfahrung, Computer als Lern- und Arbeitsmittel)

	$B (SE_B)$	$t (438)$	ΔR^2
Additive Konstante	3.36 (0.07)		
Nützliches Werkzeug	0.27 (0.07)	3.9***	.03
Unbeeinflussbare Maschine	-0.34 (0.07)	-4.9***	.05
Nützliches Werkzeug × Unbeeinflussbare Maschine	-0.14 (0.06)	-2.5**	.01
<i>Modellgüte</i>	$R^2 = .13, F (3,438) = 22.6, p < .001$		
<i>Anmerkung.</i> *** $p < .001$, ** $p < .01$ (einseitige Testung).			

Tabelle 6:

Moderierte Regression der Anzahl genutzter Internetanwendungen auf positiv und negativ gepolte Einstellungskalen des FIDEC (Persönliche Erfahrung, Computer als Unterhaltungs- und Kommunikationsmittel)

	$B (SE_B)$	$t (438)$	ΔR^2
Additive Konstante	8.07 (0.13)		
Nützliches Werkzeug	1.48 (0.14)	10.4***	.15
Unbeeinflussbare Maschine	-0.73 (0.14)	-5.2***	.04
Nützliches Werkzeug × Unbeeinflussbare Maschine	-0.30 (0.10)	-3.1**	.01
<i>Modellgüte</i>	$R^2 = .39, F (3,438) = 94.4, p < .001$		
<i>Anmerkung.</i> *** $p < .001$, ** $p < .01$ (einseitige Testung).			

Abbildungsverzeichnisse

Abbildung 1: Verteilung der modellbasiert geschätzten Itemschwierigkeiten und Personenparameter auf Basis des 1PL-Modells für die Skalen Praktisches Computerwissen (PRACOWI, Abbildung a) und Theoretisches Computerwissen (TECOWI, Abbildung b).

Abbildung 2: 2-Faktoren-Messmodell für die Skalen Theoretisches Computerwissen (TECOWI) und Praktisches Computerwissen (PRACOWI). Beide latenten Variablen sind über je vier Itempäckchen operationalisiert (komplett standardisierte Lösung).

Abbildung 3: Interaktive Effekte positiv und negativ gepolter Einstellungsskalen auf (a) die Anzahl genutzter lern- und arbeitsrelevanter Computeranwendungen (Einstellungsskalen aus den Bereichen Persönliche Erfahrung, Computer als Lern- und Arbeitsmittel) und (b) die Anzahl genutzter Internetanwendungen (Einstellungsskalen aus den Bereichen Persönliche Erfahrung, Computer als Unterhaltungs- und Kommunikationsmittel). Dargestellt sind einfache Regressionsgeraden der positiven Einstellungskomponente geschätzt bei einer unter- bzw. überdurchschnittlichen Ausprägung der negativen Einstellungskomponente (eine Standardabweichung über bzw. unter dem Stichprobenmittelwert).

a)

```

          |18
          X|
          |
3         X|12
          XX|
          X|
          X|
          XX|
2        XXX|6 17
          XXX|
          XXX|2
          XXX|
          XXXXX|
          XXXXX|11
1        XXXXXX|
          XXXXXX|
          XXXXXXXX|4
          XXXXXXXXXXXX|5
          XXXXXXXXXXXXX|9
0        XXXXXXXXXXXX|10
          XXXXXX|
          XXXXXXXX|20
          XXXXXXXXXXXX|7 15
          XXXXXXXX|
-1       XXXXXXXXXXXX|
          XXXXXXXXXXXX|14 16
          XXXXXXXX|
          XXXXX|
          XXXXX|8
          XXXXX|
-2       XXX|3 19
          XX|
          XX|
          XX|13
          X|
-3       X|
          X|1
    
```

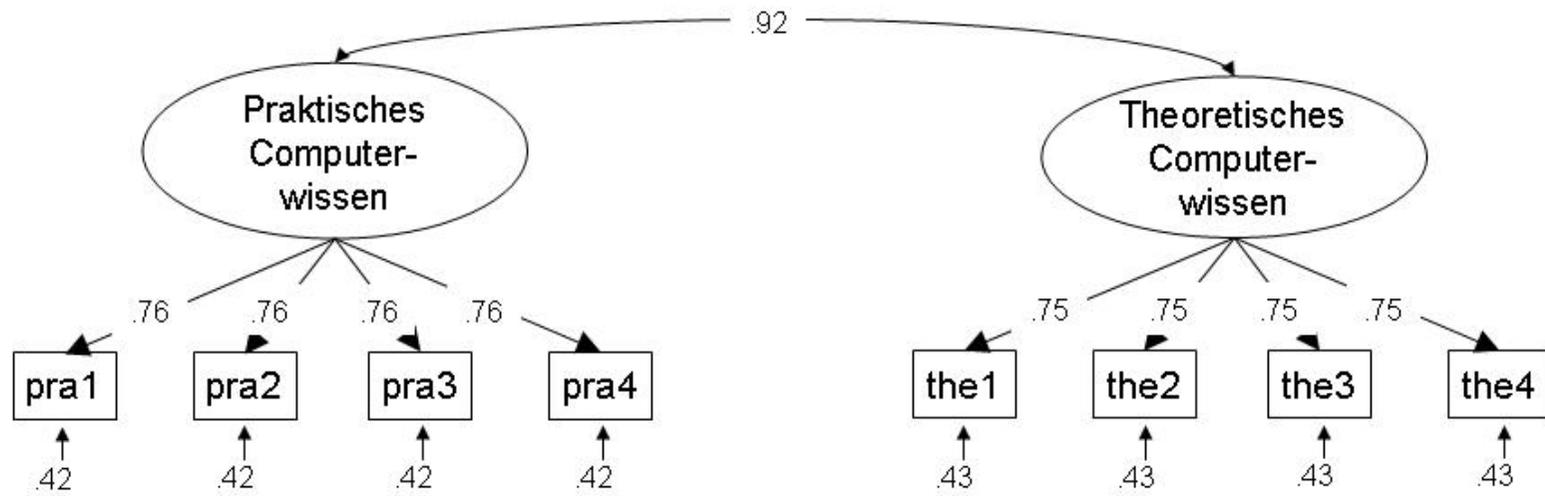
=====
 Jedes 'X' repräsentiert 2.8
 Fälle

b)

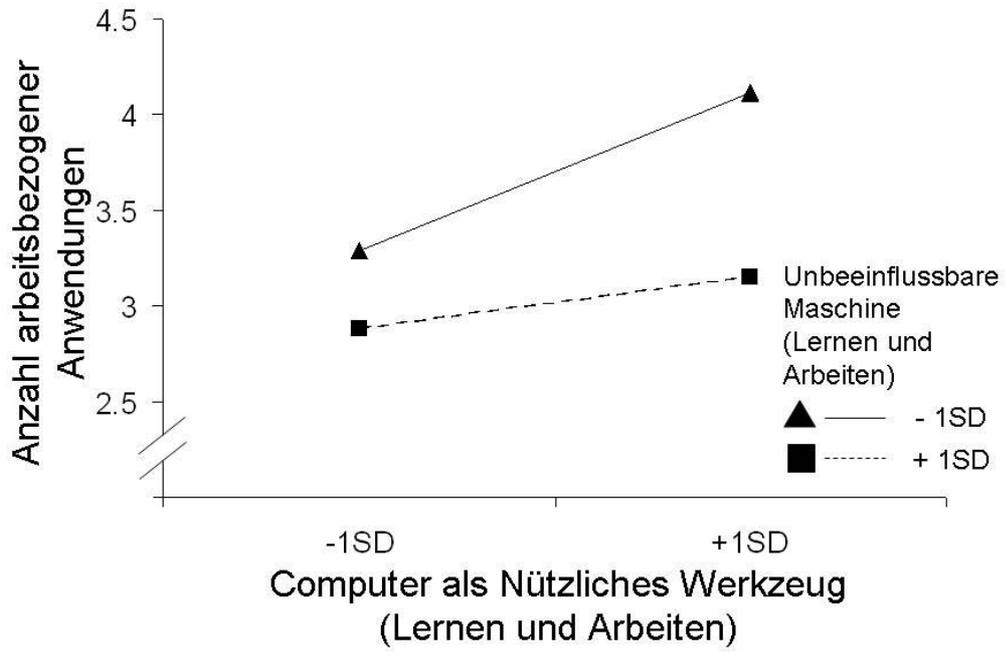
```

          X|
          X|8
          |12
3         X|
          X|
          X|19
          X|
2        X|7
          XX|16
          XX|4 20
          XX|
          XX|5
          XXXX|9
1        XXX|
          XXX|
          XXXXX|
          XXXXXXXX|
          XXXXXXXX|11 15 18
0        XXXXXXXXXXXX|3
          XXXXXXXX|
          XXXXXXXX|
          XXXXXXXX|
          XXXXXXXX|
-1       XXXXXXXXXXXX|
          XXXXXXXXXXXX|
          XXXXXXXX|6
          XXXXX|
          XXX|
-2       XXXX|13
          XXXX|
          XX|
          XX|
          XX|2 14
-3       X|
          |1
          |10 17
          |
    
```

=====
 Jedes 'X' repräsentiert 3.4
 Fälle



a)



b)

