GEORG-AUGUST-UNIVERSITÄT
GÖTTINGEN

**Konstruktion eines Fragebogens zur Erfassung
konventioneller Einstellungen**

Bachelorarbeit von Kai Horstmann

Angefertigt unter den Bedingungen der Prüfungsordnung für den
Bachelor-Studiengang Psychologie an der Georg-August-Universität
Göttingen, Biologische Fakultät, vom 7.2.2006.

Erstprüfer: Prof. Dr. Henning Gibbons

Zweitprüferin: Prof. Dr. Margarete Boos

Datum der Themenerstellung: 12.07.2011

Datum der Abgabe: 04.10.2011

Kai Horstmann

Hustädter Str. 94

49152 Bad Essen

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung.....	4
1.1 Zur Fragebogenkonstruktion.....	4
2. Theorie.....	6
2.1 Konventionelle Einstellungen.....	6
2.2 Konservatismus.....	7
2.2.1 Zur Theorie des Konservatismus.....	7
2.2.2 Facetten des Konservatismus oder g-Faktor?.....	10
2.3 Spießigkeit.....	12
3. Methode.....	13
3.1 Konstruktion des Erstentwurfs und Datenerhebung.....	13
3.1.1 Itemerstellung.....	13
3.1.2 Datenerhebung und NEO-Fünf-Faktoren-Inventar (NEO-FFI).....	13
3.1.3 Versuchspersonen.....	14
3.1.4 Datenaufbereitung.....	14
3.2 Auswertung des NEO-FFI.....	15
3.3 Datenauswertung, Faktorenanalyse (FA)	15
3.3.1 Voraussetzungen für die FA.....	15
3.3.1.1 Stichprobengröße.....	15
3.3.1.2 Überprüfung der Dateneignung.....	15
3.3.2 Auswahl der Methode, Faktorextraktion, Faktorrotation.....	16
3.3.2.1 Wahl der Methode.....	17
3.3.2.2 Wahl der zu extrahierenden Faktoren.....	18
3.3.2.3 Zuordnung der Items zu einem Faktor.....	19
3.3.2.4 Wahl der Rotationsmethode.....	19

4. Ergebnisse.....	20
4.1 Scree-Test und Faktorextraktion.....	20
4.2 Ergebnisse der 3-Faktorenstruktur.....	21
4.2.1 Faktorenstruktur und Faktorbenennung.....	23
4.2.2 Interkorrelation der Faktoren.....	25
4.2.3 Interne Konsistenzen der Skalen.....	25
4.3 Ergebnisse der alternativen orthogonalen Rotationsmethode.....	26
4.4 Ergebnisse der 2-Faktorenstruktur.....	26
4.5 Ergebnisse der 4-Faktorenstruktur.....	28
4.6 Zusammenhänge mit anderen Maßen.....	28
4.6.1 Korrelation mit den Skalen des NEO-FFI.....	28
4.6.2 Zusammenhänge mit soziodemografischen Daten.....	29
4.6.2.1 Zusammenhänge mit dem Alter.....	29
4.6.2.2 Zusammenhänge mit dem Geschlecht.....	31
4.6.2.3 Zusammenhänge mit dem Beruf.....	31
5. Diskussion.....	33
6. Zusammenfassung.....	43
7. Literaturverzeichnis.....	45
8. Anhang.....	48
A 52-Item-Version des Fragebogens.....	48
B Ergebnisse der 4-Faktorenlösung.....	52
C Ergebnisse der 2-Faktorenlösung.....	53

Konstruktion eines Fragebogens

1. Einleitung

Die hier vorliegende Bachelorarbeit befasst sich mit der Konstruktion eines Fragebogens zur Erfassung konventioneller Einstellungen. Damit sind im weitesten Sinne Einstellungen von Personen gemeint, die das Althergebrachte und Traditionen favorisieren, abrupte Änderungen ablehnen und Neues kritisch ansehen. Ein nahe verwandtes oder sogar übergeordnetes Konstrukt ist Konservatismus und in einer speziellen Ausprägung auch Spießigkeit. Ziel der Arbeit ist es, mehr über das Konstrukt Konservatismus und seine Subfacetten zu erfahren und einen Fragebogen zur Erfassung dieser Einstellungen zu konstruieren. Betrachtet werden die Frage, ob Spießigkeit und Konservatismus überhaupt zu trennen sind, welche Subskalen sich bei einer wie hier gestalteten explorativen Datenanalyse finden lassen und wie diese zusammenhängen oder ob es einen generellen Faktor für Konservatismus gibt, der alle anderen Skalen dominiert. Eine Einordnung der hier gefundenen Skalen in bereits existierende Theorien ermöglicht weiter eine Überprüfung der zeitlichen und kulturellen Stabilität eines solchen Konstrukts.

Der Entwicklung zugrunde liegen 52 Items, welche nicht explizit auf einer Theorie aufbauend von Studenten generiert worden sind und anschließend von 356 Probanden beantwortet wurden. Es wird eine Hauptkomponentenanalyse (oblique) durchgeführt um drei Faktoren zu extrahieren, welche *Christlich-traditionell*, *Anti-Hedonismus* und *Minoritätsfeindlichkeit* genannt werden. Diese Faktoren werden anhand des NEO-Fünf-Faktoreninventars überprüft und zu diesem, dem Geschlecht, dem Alter und dem Beruf der Probanden in Beziehung gesetzt. Anschließend werden die Skalen in die ebenfalls vorgestellte Theorie eingegliedert und Schritte für eine weitere Konstruktion des Fragebogens zur Erfassung konventioneller Einstellungen besprochen sowie auf verbesserungswürdige Teile hingewiesen.

1.1 Zur Fragebogenkonstruktion

Bühner (2006) beschreibt die Stufen der Testentwicklung, von Anforderungsanalyse an den Test über Eingrenzung des Merkmals, den Testentwurf und seine Überprüfung, die Verteilungs- und Itemanalyse, Kriterienkontrolle, Revision des Tests und schlussendlich dessen Eichung. Die hier vorliegende Arbeit befasst sich mit den ersten Stufen der Testkonstruktion. Die Items wurden bereits erstellt (siehe 3.1.1)

Konstruktion eines Fragebogens

und erste Daten erhoben (3.1.2). Das zu erfassende Merkmal wird beschrieben und daraus eine Struktur für den Test abgeleitet, so dass eine Vorversion des Tests am Ende dieser Arbeit stehen soll. Dieser Testentwurf wird zusätzlich hinsichtlich seiner (aus der Literatur abgeleiteten) Kriterien überprüft. Diese Arbeit befasst sich nicht weitergehend mit einer Verteilungsanalyse des Merkmals, es findet außerdem keine Revision / Eichung des Testentwurfs statt. Die Konstruktion der hier vorliegenden Items wurde nicht direkt durch eine bestimmte (explizite) Theorie über das Konstrukt bestimmt sondern eher intuitiv (z.B. „welche Merkmale machen konventionelle Einstellungen aus?“) geleitet. Daher ist die Konstruktion der Items eher als a-theoretische Konstruktion anzusehen. Die im Verlauf der Arbeit entwickelte Faktorenstruktur wird jedoch stark von Überlegungen bestimmt, die sich auf eine bestimmte Theorie stützen. Der zweite Teil der hier vorliegenden Arbeit ist daher von einer Theorie über das Konstrukt beeinflusst – dieser Teil sollte also eher der theoriegeleiteten Konstruktion zugeordnet werden. Erfreulich ist, dass diese beiden Ansätze dennoch gut vereinbar sind. Obwohl bei der Konstruktion der Items nur vage theoretische Überlegungen zugrunde lagen, lassen sich die Daten später in eine Theorie integrieren. Dies spricht dafür, dass entweder die Theorie oder die Daten besonders gut sind.

Konstruktion eines Fragebogens

2. Theorie

2.1 Konventionelle Einstellungen

Um konventionelle Einstellungen erfassen zu können, muss zuerst festgelegt werden, was genau konventionelle Einstellungen sind. Laut Brockhaus (1990) sind Konventionen „Übereinkünfte, Regeln des Umgangs, des sozialen Verhaltens, die für die Gesellschaft als Verhaltensnorm gelten“ (S. 318). Demnach sind Konventionen raum- und zeitgebunden, d.h. sie verändern sich sowohl mit der Kultur als auch mit der Zeit. Was hier und heute als konventionell gilt, kann dort oder in ein paar Jahren als veraltet oder aus der Art geschlagen gelten. Die Abgrenzung zu moralischen Übereinkünften setzt laut Brockhaus an diesem Punkt an: Im Gegensatz zu moralischen Normen komme den Konventionen kein Anspruch auf Allgemeingültigkeit zu.

Wilson (1973a) ordnet Konventionen (*Conventionalism*) einer Vielzahl von Faktoren zu, die zusammen das Konstrukt Konservatismus (*Conservatism* oder *Conservativism*) ausmachen (siehe Abb. 1).

Weiter beschreibt Wilson (1973a) *Conventionalism* als die „Präferenz für das Konventionelle in Kunst, Kleidung, Einrichtungen, etc.“ (S. 8). Interessant ist die Beschreibung Wilsons einer Reaktion eines konventionell eingestellten Menschen auf moderne Kunst, Mode usw.: Diese würden eine Reaktion hervorrufen, die negativer ausfalle als durch rationale Vorbehalte der Person zu erklären sei. Daraus ergibt sich, dass die konventionellen Einstellungen möglicherweise verknüpft sind mit uneingeschränkten Vorbehalten, Irrationalität und Intoleranz Neuem oder Andersartigem gegenüber.

Die Definitionen des Brockhaus (1990) und die von Wilson (1973a) unterscheiden sich also hinsichtlich der Bewertung der Eigenschaft. Wilson sieht Konventionalismus eher als etwas Negatives, während diese Eigenschaft im Brockhaus als die mehrheitliche Einstellung an sich gesehen wird. Im Folgenden wird Konventionalismus so verstanden wie von Wilson (1973a) beschrieben.

Konstruktion eines Fragebogens

Abb. 1: Konservatismus und seine möglichen Subfacetten (nach Wilson, 1973a, S. 10). Die einzelnen Facetten müssen nicht miteinander korrelieren, um einen g-Faktor bilden zu können. Gestrichelte Pfeile: Von Wilson (1985) gefundene Facetten in 4-Faktorenstruktur, wobei in dieser *Bestrafung* und *Militarismus* einen Faktor darstellen.

2.2 Konservatismus

Konventionelle Einstellungen werden von Wilson (1973a) als eine der vielen Subfacetten des Konservatismus diesem zugeschrieben. Im Folgenden wird kurz das Konstrukt des Konservatismus erläutert. Ein Verständnis dieses nach Wilson vielen Facetten (siehe Abb. 1) übergeordneten Konstrukts macht eine Einordnung der später erfassten Merkmale (Faktoren) leichter.

2.2.1 Zur Theorie des Konservatismus

Die Erfassung von Konservatismus setzt voraus, dass solch ein Konstrukt überhaupt – psychologisch gesehen – existiert. Sofern man das annimmt, muss man davon ausgehen, dass irgendetwas in einem Menschen oder um einen Menschen herum dazu führt, dass er „konservativ“ ist, also ein bestimmtes Gedankengut pflegt und Verhaltensweisen zeigt, die nun weiter erläutert werden sollen.

Konstruktion eines Fragebogens

Konservatismus wird im Brockhaus (1990) als eine geistige, politische und soziale Haltung beschrieben. Im Folgenden soll der Schwerpunkt stärker bei der Betrachtung der geistigen und sozialen Haltung liegen, wobei die politische Haltung oft nicht von den beiden anderen zu trennen ist und die eine die andere maßgeblich beeinflussen kann.

Eine konservative Einstellung zeichne sich dadurch aus, dass überlieferte Werte und Ordnungen bevorzugt würden und am Althergebrachten zäh festgehalten würde. (Mannheim, 1984). Nissani (1994) erweitert diese Definition um die Tatsache, dass Konservative auch dann an ihren Meinungen festhielten, wenn diese schon deutlich entkräftet worden seien.

Etwas neutraler findet sich eine Erklärung im Brockhaus (1990): Konservative lehnen das Neue nicht grundsätzlich ab sondern hinterfragen die Notwendigkeit einer Neuerung besonders kritisch. „Evolution statt Revolution, Tradition statt Reaktion“ (Brockhaus, 1990). Ebenfalls berücksichtigt werden muss, wie auch bei konventionellen Einstellungen, die zeitliche und kulturelle Komponente des Konservatismus (Henningham, 1995, zitiert nach Henningham, 1996), wobei die zeitliche in diesem Fall jedoch eine wichtigere Rolle zu spielen scheint. Gesellschaftliche Entwicklung bestimmt immer die Ausprägungen des Konservatismus mit. Eine Meinung, die heute als vermeintlich liberal gilt, kann morgen schon als konservativ eingeordnet werden. Eine konservative Einstellung, ebenso wie die konventionelle, muss also immer in Relation zu der aktuellen Gesellschaft gesehen werden.

Die Forschung zum Konservatismus geht zurück auf Adorno, Frenkel-Brunswick, Levinson & Sanford (1950), welche ein Konzept von Autoritarismus (*Authoritarianism*) präsentieren. Dieses Konzept setzt sich aus Eigenschaften wie z.B. übermäßige Übereinstimmung mit der Mehrheit, Intoleranz gegenüber Anderen und rigiden und stereotypischen Gedankengängen zusammen (Maltby, Day & Macaskill 2007). Adorno et al. (1950) entwickelten zusätzlich dazu eine Skala zur Messung dieses Konstrukts, die F-Skala (*fascism-scale*). Diese Skala und die dazugehörige Theorie gerieten allerdings in starke Kritik (Maltby, et al. 2007), so dass Altemeyer (1996, 1999) die Theorie präziserte und das Konstrukt *right-wing authoritarianism* entwickelte. Der *right-wing-authoritarian* (eine Übersetzung bietet sich nicht wirklich an, da eine deutsche Bezeichnung eine ungewollte politische Konnotation mit sich

trägt) als intolerant, voreingenommen, autoritätshörig, selbst-gerecht beschrieben, aber auch als jemand, der den Missbrauch von Macht durch Autoritäten billigt und zur eigenen Meinung konsistente Befunde bereitwilliger und unkritisch akzeptiert als inkonsistente (Maltby et al., 2007). Einige, aber lange nicht alle der im Modell von Altemeyer (1996) beschriebenen Facetten des *right-wing-authoritarianism*, sind im Modell des Konservatismus von Wilson (1985) wiederzufinden, so zum Beispiel Vorurteile gegen Randgruppen (*prejudice on racial, ethnic, nationalist, sexual grounds*) und Befürwortung von Strafe (*punitive attitudes*), andere hingegen nicht, wie zum Beispiel die von Wilson (1985) gefundene Subskala des Konservatismus *Anti-Hedonismus*. Der von Altemeyer (1996) vorgeschlagene *right-wing-authoritarianism* ist in seiner Darstellung differenzierter, dadurch aber auch spezieller als die von Wilson (1985) gefunden Facetten des Konservatismus (*Anti-Hedonismus, Religion-Puritanismus, Militarismus-Bestrafung, Ethnozentrismus-Intoleranz*).

Es stellen sich bei der Beschreibung des Konstrukts zwei weitere, wichtige Fragen, welche unter anderem von Wilson (1973a) gestellt und beantwortet wurden. Einerseits, gibt es einen Gegenpol zu Konservatismus und wie nennt man diesen? Kann man einen Fragebogen zu konventionellen Einstellungen einfach umpolen und erhält dann einen Fragebogen zur Erfassung der gegenteiligen Einstellungen? Andererseits, damit einhergehend, wie ist dieses Merkmal in der Population verteilt?

Die erste Frage beantwortet Wilson (1973a) selbst und nimmt ein dimensionales Konstrukt mit den Polen Konservativ – Liberal an. Diese Pole sind gekennzeichnet durch Traditionalismus und Konformität an dem einen Ende und Offenheit, Autonomie und persönliche Freiheit an dem anderen Ende (Van Hiel & Kossowaska, 2007, zitiert nach Crowson, 2009) Liberal ist demnach das Gegenteil von Konservativ. Ein Fragebogen, der konservative Einstellungen misst, misst also auch liberale Einstellungen.

Für den zweiten Punkt, die Verteilung des Konservatismus, schlägt Wilson (1973a) drei mögliche Szenarien vor. Erstens: Eine Normalverteilung von Konservatismus. Demnach gäbe es eine Reihe von weder konservativen noch besonders nicht-konservativen (also liberale) Menschen, an den beiden Enden der Verteilung besonders liberale und besonders konservative Menschen.

Als zweite Variante schlägt Wilson eine Verteilung ähnlich einer pathologischen Variablen vor. Konservatismus wäre dann eine Eigenschaft, die man hat oder nicht hat, demnach auch nicht dimensional und ohne Gegenpol.

Konstruktion eines Fragebogens

Eine dritte Möglichkeit stellt eine zweigipflige Verteilung des Konstrukts dar, ebenfalls dimensional, jedoch mit der Annahme, dass die meisten Menschen eben konservativ oder liberal sind und eine neutrale Einstellung eher selten ist.

Die Art der Verteilung ist zusätzlich stark von dem Messinstrument abhängig mit dem Konservatismus gemessen wird, jedoch auch stark von der genauen Definition von Konservatismus und den damit zusammenhängenden Subfacetten. Überprüfen lässt sich allerdings nur schwer, welche der Annahmen richtig ist (Wilson, 1973a). Im Weiteren wird davon ausgegangen, dass Konservatismus normalverteilt ist. Dies scheint sinnvoll, da auch andere Autoren (z.B. Wilson, 1973a) dies annehmen.

Auf die Frage nach der Entstehung konservativer Einstellungen soll an dieser Stelle nicht weiter eingegangen werden, da dies bei weitem den Rahmen der Arbeit sprengen würde. Allerdings gibt es verschiedene Theorien, die dies weiter beschreiben, so zum Beispiel als Lerntheorie (Acerbi, Enquist & Ghirlanda, 2009), um psychologische Bedürfnisse und Motive zu erfüllen (Jost, Glaser, Kruglanski & Sulloway, 2003), als Resultat kognitiver Prozesse (Wilson, 1973c. Zum Beispiel: „Es ist in diesem Moment sinnvoll, konservativ zu handeln“) oder beeinflusst durch angeborene interindividuelle Unterschiede, wie z.B. Aggressivität (Wilson, 1973c)

Für die Erfassung konservativer oder konventioneller Einstellungen ist dies an dieser Stelle allerdings nicht weiter relevant und muss daher nicht weiter vertieft werden, zumal eine Beantwortung dieser Frage aufgrund der vorliegenden Daten nicht möglich ist.

2.2.2 Facetten des Konservatismus oder ein g-Faktor?

Nachdem nun gezeigt worden ist, was genau Konservatismus ausmacht und wie sich dieses Konstrukt beschreiben lässt, stellt sich die Frage, ob Konservatismus ein g-Faktor zugrunde liegt oder ob Konservatismus eine aus vielen, zumindest größtenteils unabhängigen Faktoren zusammengesetzte Eigenschaft ist. Kann man in einem bestimmten Bereich, zum Beispiel in seiner Einstellung zu Ausländern, eine liberale, aber in Bezug auf die Kirche eine konservative Einstellung vertreten?

Wilson (1973a) beschreibt einige Dimensionen, die einen Generalfaktor von Konservatismus ausmachen könnten, prüft diese aber zunächst nicht. Diese sind unter

Konstruktion eines Fragebogens

anderem Religiöser Dogmatismus, Abergläubigkeit, Voreingenommenheit gegenüber Wissenschaften, Konventionalismus, Anti-Hedonismus, „Gesetz und Ordnung“, Pro-Establishment-Politik, Bestrafung (z.B. Befürwortung der Todesstrafe), Militarismus und Rassismus (Abbildung 1). Diesen verschiedenen Faktoren liegt nach Wilson (1973a) ein Generalfaktor des Konservatismus zugrunde, er betont dabei aber, dass trotz des Generalfaktors nicht alle Subskalen miteinander korrelieren müssen. Weitere empirische Belege für einen g-Faktor des Konservatismus finden sich für verschiedene Stichproben und Nationalitäten zum Beispiel bei Joe (1984), Walkey, Katz und Green (1990) sowie Bagely, Wilson und Boshier (1970).

Gegen einen g-Faktor sprechen Überlegungen von Crowson (2009) sowie von van Hiel und Mervielde (2004). Sie unterscheidet zwei verschiedene Versionen von Konservatismus, kulturellen und ökonomischen Konservatismus. Crowson (2009) weist jedoch selbst darauf hin, dass diese Unterscheidung kulturabhängig ist und zum Beispiel in einer westeuropäischen Kultur nicht so leicht zu treffen ist wie in einer amerikanischen. Auch wenn die Befunde von den jeweiligen Autoren anders interpretiert werden, so sprechen gegen einen g-Faktor auch die von einigen gefundenen unabhängigen oder gering korrelierenden Subskalen des Konservatismus (z.B. Wilson, 1973a, Wilson, 1985). Eine Hybrid-Lösung schlagen Jost et al. (2003) vor: (politischer) Konservatismus besteht demnach aus einem relativ stabilen Kern („*core*“) und darum angeordnet zeitlich wechselnden Randthemen („*peripheral*“ oder „*secondary issues*“).

Zusammenfassend soll für diese Arbeit festgehalten werden, dass es ein Persönlichkeitsmerkmal gibt, das als Konservatismus zu bezeichnen ist, dass eine Normalverteilung des Konstrukts angenommen werden kann, dass es einen Gegenpol gibt, den man Liberalismus nennt, und dass es nicht eindeutig ist, ob Konservatismus ein Konstrukt aus verschiedenen, unabhängigen Subskalen ist oder ob allen konservativen Einstellungen ein gemeinsamer g-Faktor zugrunde liegt.

2.3 Spießigkeit

Eine weitere Facette, die zumindest im Deutschen dem Konservativen landläufig zugeschrieben wird, ist Spießigkeit. Spießigkeit ist im Brockhaus (1990) folgendermaßen definiert:

Spießbürger: engstirniger Mensch, der sich an überlebten Anschauungen und moralischen Grundsätzen orientiert, Neuerungen und Fortschritten ablehnend gegenübersteht und seinen sozialen Status verteidigt. – Die abschätzige Bemerkung geht darauf zurück, dass im Mittelalter Stadtbürger im Falle der Verteidigung ihres Wohnortes i.d.R. nur mit einem Speiß bewaffnet und nicht beritten waren.

Auffällig ist hierbei, dass die Definition im Großen und Ganzen sehr ähnlich der von Konservatismus ist. Eine Erweiterung stellt jedoch das Wort „engstirnig“ dar. Der Konservative muss nicht unbedingt engstirnig sein, der Spießer schon.

Psychologisch könnte man Engstirnigkeit als geringe Offenheit für neue Erfahrungen bezeichnen. Jemand, der spießig ist, müsste folglich in einem Fragebogen zur Erfassung konservativer Einstellungen einen hohen Wert, in einem Fragebogen zur Erfassung von Offenheit für neue Erfahrungen einen geringen Wert aufweisen. Es hat sich jedoch empirisch gezeigt, dass auch Konservatismus an sich mit Offenheit negativ korreliert (z. B. Wilson & Brazendale, 1973; van Hiel & Mervielde, 2004). Daher ist eine Unterscheidung von Konservatismus und Spießigkeit (psychologisch) sehr schwer möglich. Diese Überlegung soll im späteren Verlauf der Arbeit weiter betrachtet und berücksichtigt werden, zumal die Itemerstellung (siehe 3.1.1) unter dem Motto „Spießigkeitsfragebogen“ stand. Spießigkeit ist eher mit einer negativen Konnotation versehen (Brockhaus, 1990), während Konservatismus dies nicht unbedingt ist.

Konstruktion eines Fragebogens

3. Methode

3.1 Konstruktion des Erstentwurfs und Datenerhebung

3.1.1 Itemerstellung

Die Items wurden innerhalb des Seminars Diagnostik und Testtheorie konstruiert. Die Studenten wurden aufgefordert, sich Items auszudenken, die das mögliche Konstrukt Spießigkeit erfassen könnten. Die Items wurden anhand vager theoretischer Überlegungen konstruiert und sollten verschiedene mit dem Konstrukt in Zusammenhang gebrachte Skalen repräsentieren (z.B. Konsumverhalten, politische und kulturelle Einstellungen bzw. gesellschaftliche Normen, Erziehung und Verhalten gegenüber Ausländern).

Nachdem ein großer Pool von Items gesammelt wurde, wurden aus verschiedenen bereits vorliegenden Themenbereichen Items ausgewählt und zusammengestellt. Es ergab sich eine Liste aus 52 Items, welche die Vorversion des Fragebogens darstellt (Anhang A).

3.1.2 Datenerhebung & NEO-FFI

Jedem Student wurden etwa vier Fragebögen (also Listen der 52 Items) ausgehändigt, welche er oder sie von Verwandten oder Freunden möglichst verschiedener Altersstufen ausfüllen lassen sollte. Zusätzlich auf dem Fragebogen wurde das Alter, Geschlecht und der Beruf erhoben. Die Fragen waren auf einer fünfstufigen Ratingskala zu beantworten. (*Ich stimme der Aussage zu: (1) überhaupt nicht – (3) weder noch – (5) voll und ganz*). Zusätzlich zum Fragebogen erhielten die Versuchspersonen eine Version des NEO-Fünf-Faktoren Inventars (Borkenau & Ostendorf, 1993, *NEO-FFI*), das sie zusätzlich ausfüllen sollten. Die Instruktionen zum Ausfüllen des Fragebogens sowie der ausgehändigte Fragebogen finden sich (ohne NEO-FFI) im Anhang A.

Konstruktion eines Fragebogens

3.1.3 Versuchspersonen

Insgesamt nahmen 356 Versuchspersonen mit einem Durchschnittsalter von 33.86 Jahren an der Erhebung teil ($SD = 16.01$; 2 ohne Angabe). Davon waren 155 Männer, 180 Frauen und 21 ohne Angabe des Geschlechts. Die Verteilung des Alters ist stark zweigipflig (siehe Abb. 2). Die Berufe der Versuchspersonen wurden nach Akademikern und Nicht-Akademikern eingeteilt (für eine genaue Beschreibung siehe Ergebnisse, 4.6.2.3, Zusammenhänge zum Beruf).

Abb. 2: Altersverteilung der Stichprobe

3.1.4 Datenaufbereitung

Jeder Student war aufgefordert, die von ihm erhobenen Daten in einer Excel-Tabelle zusammenzuführen und diese per E-Mail an die Seminarleitung zu schicken. Dabei sollten keine Daten umkodiert werden um Eingabefehler zu minimieren. Die eingereichten Excel-Tabellen wurden dann von einer studentischen Hilfskraft in einer einzigen Tabelle zusammengeführt.

Einige Items des konstruierten Fragebogens (1, 3, 5, 12, 15, 17, 20, 23, 25, 26, 27, 34, 37, 39, 40, 42, 48, 49, 51) mussten anschließend umkodiert werden, damit ein

Konstruktion eines Fragebogens

hoher Wert als eine hohe Merkmalsausprägung interpretiert werden kann. Dies geschah mit dem Recode-Befehl von SPSS.

3.2 Auswertung des NEO-FFI

Zusätzlich zu den erhaltenen Fragen sollten die Versuchspersonen das NEO-Fünf-Faktoren Inventar von Borkenau und Ostendorf (1993) ausfüllen. Die Daten wurden wie oben beschrieben erhoben, fehlende Daten der Versuchspersonen wurden durch den Mittelwert der Versuchspersonen auf der Skala ersetzt. Insgesamt fehlten neun Werte, zwei waren fehlerhaft. Bei keiner Versuchsperson fehlte mehr als ein Wert auf einer Skala, sodass alle 356 Fragebögen entsprechend den Vorgaben zur Auswertung ausgewertet und berücksichtigt werden können.

3.3 Datenauswertung – Faktorenanalyse

Die Datenauswertung geschah mit dem Programm SPSS Statistics, Version 18 (IBM).

3.3.1 Voraussetzungen für die Faktorenanalyse

3.3.1.1 Stichprobengröße

Zur Überprüfung der ausreichenden Stichprobengröße gibt es nach Field (2009) diverse (Daumen-)Regeln. Die hier verwendete Stichprobe enthält $N = 356$ Versuchspersonen. Kass und Tinsley (1979, zitiert nach Field, 2009) empfehlen 5-10 Versuchspersonen pro Variable bis hin zu einer Stichprobengröße von $N = 300$. Insgesamt werden 52 Variablen erhoben, was ein Verhältnis der Versuchspersonen zu Items von 6.85 bedeutet und damit im Rahmen dieser Vorgabe liegt. Bühner (2006) benennt eine Stichprobengröße von 300-500 als „gut“. Damit ist die Stichprobengröße ausreichend für die weitere Analyse.

3.3.1.2 Überprüfung der Dateneignung

Berechnet wurden das Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium (*KMO*, Kaiser, 1970, zitiert nach Field, 2009), welche für die Gesamtstichprobe und alle 52 Items $KMO = .759$

Konstruktion eines Fragebogens

beträgt. Es überschreitet damit den von Bühner (2006) genannten kritischen Wert von .6.

Zusätzlich wurde für jedes Item das *Measure of Sample Adequacy (MSA)* berechnet, welches laut Field (2009) in jedem Fall größer als .5 sein sollte, Bühner (2006) gibt als Mindestkriterium sogar .6 an. Für Item 42 (*Ich bin offen für alternative Medizin und Naturheilkunde – invers kodiert*) beträgt das $MSA = .433$ und ist damit kleiner als der hier veranschlagte kritische Wert von .5. Bühner (2006) empfiehlt jedoch, Items nicht aufgrund statistischer Kennwerte alleine auszuschließen. Daher wurde das Item in einer ersten, unrotierten Faktorenanalyse untersucht. Es hat sich herausgestellt, dass dieses Item (in einer - hier nicht weiter relevanten - 18-Faktorenlösung) zwar einen Faktor definiert ($\alpha = .506$), aber kein weiteres Item auf diesem Faktor größer $\alpha = .4$ lädt. Es kann also davon ausgegangen werden, dass dieses Item nur sehr gering mit anderen Items korreliert, was sich ebenfalls in der Korrelationsmatrix aller Items zeigt. Zudem ist aus den deskriptiven Statistiken ersichtlich, dass das Item nicht viel „schief“ (+.299, etwas linkssteil) ist als einige andere Items. Übermäßige Schiefe wäre nach Bühner (2006) ein Grund, es in der Analyse zu behalten. Da dies nicht der Fall ist, wird dieses Item ausgeschlossen, woraufhin sich das *KMO* für die verbleibenden Items und alle Versuchspersonen auf .766 erhöht.

Zusätzlich wird der Bartlett-Test auf Sphärizität durchgeführt (Bartlett, 1937), welcher signifikant ist. ($\chi^2 (1275) = 4115.495, p < .001$). Folglich sind die Korrelationen zwischen den Items hoch genug für eine Hauptkomponentenanalyse.

3.3.2 Auswahl der Methode, Faktorextraktion und Faktorrotation

SPSS bietet drei Methoden zur „Faktorenanalyse“. Dies sind die Hauptkomponentenanalyse (genau genommen keine Faktorenanalyse, Field, 2009), die Hauptachsenanalyse und die Maximum-Likelihood-Faktorenanalyse. (Bühner, 2006). Zusätzlich gibt es zu jeder dieser Methoden die Möglichkeit, die extrahierten Faktoren auf mehrere verschiedene Arten zu rotieren. Folglich gibt es etliche Methoden, die in Betracht gezogen werden könnten. Außerdem gibt es verschiedene Ansätze zur Bestimmung der Anzahl der zu extrahierenden Faktoren, welche sowohl von der Theorie bestimmt wird als auch von methodischen Erwägungen - die Anzahl der extrahierten Faktoren kann also je nach Methode und zugrundeliegender Theorie

Konstruktion eines Fragebogens

stark variieren. Im Folgenden wird eine Analysemethode, die Art der Faktorrotation und die Anzahl der zu extrahierenden Faktoren festgelegt.

3.3.2.1 Wahl der Methode

Da sowohl die Wahl der Analysemethode, die Anzahl der zu extrahierenden Faktoren, die Rotationsmethode und die Interpretation der Faktoren voneinander abhängen, ist die richtige Wahl der Methode bei einer solchen Analyse und Itemanzahl nicht sehr einfach und sollte sorgfältig überlegt werden. Field (2009) spricht sich für die Hauptkomponentenanalyse aus, Bühner (2006) für die Maximum-Likelihood-Methode. Je nach Methode variieren die Kommunalitäten der Items, die Anzahl der extrahierten Faktoren und die Zuordnung der Items zu den Faktoren. Um die Kommunalitäten der Items zu vergleichen, muss man sich jedoch zuvor für die Anzahl der zu extrahierenden Faktoren entscheiden, da die Kommunalitäten der Items mit sinkender Faktorenzahl kleiner werden.

Gegen die Hauptachsenanalyse spricht nach Field (2009), dass die hier vorliegende Determinante (ein Kennwert, der den Datensatz auf Multikollinearität hin überprüft und größer als .00001 sein sollte; Field, 2009) zu klein ist (nämlich .000005). Die Hauptkomponentenanalyse hingegen wird davon nicht beeinträchtigt. Fabrigar, Wegener, MacCallum und Strahan (1999, zitiert nach Bühner 2006) sowie Field, (2009) weisen darauf hin, dass die Unterschiede der Methoden meist ohnehin nur gering seien. Allerdings sei die Verallgemeinerung der Ergebnisse bei einer Hauptkomponentenanalyse nur dann möglich, wenn eine zweite Stichprobe die gleiche Faktorenstruktur erzielt. Da es sich bei der hier vorliegenden Analyse um eine Konstruktion eines Fragebogens handelt, die theoretisch ohnehin an einer weiteren Stichprobe überprüft werden muss, ist diese Einschränkung der Hauptkomponentenanalyse ebenfalls weniger problematisch. Für die Hauptkomponentenanalyse spricht weiter, dass dies die am weitesten verbreitete Analyse ist (Field, 2009) und in diesem Bereich auch häufig verwendet wird (z.B. Bagley, et al., 1970; Joe, 1984; van Hiel & Mervielde, 2004; Wilson, 1973b). Die Wahl der gleichen Methode führt daher zu einer besseren Vergleichbarkeit. Auch wenn es möglicherweise nicht vollkommen gerechtfertigt ist, eine Hauptkomponentenanalyse zu rechnen, werde ich das aufgrund der genannten

Konstruktion eines Fragebogens

Überlegungen - und im Bewusstsein der Tatsache, dass es Argumente gegen diese Analyse gibt - im Folgenden tun.

3.3.2.2 Wahl der zu extrahierenden Faktoren

Die Anzahl der zu extrahierenden Faktoren ist sowohl von theoretischen Überlegungen als auch von statistischen und methodischen Erwägungen abhängig und stellt eine wichtige Entscheidung dar. Theoretisch betrachtet gibt es, wie weiter oben beschrieben, sowohl die Annahme, dass ein g-Faktor das Konstrukt Konservatismus bestimmt als auch die Position, dass sich Konservatismus aus mehr oder weniger unabhängigen Faktoren zusammensetzt. Die erste Annahme würde dafür sprechen, einen einzigen Faktor zu extrahieren, die zweite Annahme dafür, mehrere Faktoren zu extrahieren. Entscheidet man sich für mehrere Faktoren, so sollte möglichst begründet entschieden werden, wie viele Faktoren zu extrahieren sind.

Dazu gibt es verschiedene Kriterien, deren wichtigstes laut Bühner (2006) die inhaltliche Bedeutsamkeit der Faktoren ist. Ein weiteres Kriterium ist alle Faktoren zu extrahieren, die einen Eigenwert > 1 haben (Kaiser-Kriterium, Kaiser & Dickman, 1959, siehe Abb. 3). Dieses Kriterium solle dann angewendet werden, wenn eine besonders differenzierte Aufgliederung eines Merkmalsbereichs erfolgen soll, wobei die Ausgangsvariablen bereits Aggregatcharakter haben müssen (also z.B. Skalenwerte statt Einzel-Items). Da es bei dieser Analyse allerdings vorrangig um eine Informationsreduktion geht und die Ausgangsdaten Einzel-Items sind, ist dieses Kriterium ungeeignet, da so 18 Faktoren extrahiert werden müssten, von denen einige Faktoren schlussendlich aus nur einem Item bestehen würden. Eine weitere Hilfe stellt der Scree-Test nach Cattell (1966) dar (siehe Ergebnisse, Abb. 3). Nach dem Scree-Test ließen sich zwei, drei oder vier Faktoren begründen.

Eine objektivere Methode zur Faktorenextraktion stellt der MAP-(Minimum-Average-Partial)-Test nach O'Conner (2000, zitiert nach Bühner, 2006) dar. Diese Analyse wählt so viele zu extrahierende Faktoren, dass die meiste systematische gemeinsame Varianz aller Items aufgeklärt wird. Der MAP-Test, durchgeführt nach Bühner (2006), ergibt drei oder vier zu extrahierende Faktoren. Ein vierter Faktor zeigt sich in der Analyse jedoch als relativ unbedeutsam, daher wird eine 4-Faktorlösung verworfen (siehe Abschnitt 4.5, zur 4-Faktorlösung). Keine der methodischen Erwägungen führt zu einer Einfaktorlösung, so dass auch diese

Konstruktion eines Fragebogens

verworfen wird. Zwei gute und inhaltlich (d.h. mit der Theorie) verträgliche Lösungen stellen also die 2- oder 3-Faktorenlösung da. Von diesen werde ich ausführlich die 3-Faktorenlösung darstellen und anschließend kurz mit der 2-Faktorenlösung vergleichen. Die 4-Faktorenlösung soll ebenfalls kurz dargestellt werden.

3.3.2.3 Zuordnung der Items zu einem Faktor

Field (2009) rät, nur solche Items einem Faktor zuzuschreiben, die $a \geq .4$ auf einen Faktor laden und gleichzeitig nicht (d.h. $a \geq .4$) auf einem anderen Faktor laden (Einfachstruktur). Daher ist dies das Kriterium, nach dem ich ein Item einem Faktor zuschreibe.

3.3.2.4 Wahl der Rotationsmethode

Die Rotationsmethode sollte unter anderem in Einklang mit der Theorie stehen. Geht man davon aus, dass die Subskalen bzw. Facetten des Konservatismus miteinander korrelieren, so kann eine oblique Rotation gewählt werden. Sollten hingegen die Faktoren unabhängig voneinander sein, so kann man orthogonal rotieren. Bühner (2006) schlägt vor, zuerst eine oblique Rotation durchzuführen und die Skaleninterkorrelationen zu betrachten. Sollten diese Korrelationen gering sein, so ermöglicht dies eine (begründete) orthogonale Rotation. Finden beide Rotationsmethoden zur gleichen Faktorenstruktur, so ist die Faktorenstruktur methodeninvariant und besonders stabil (Bühner, 2006). Für eine oblique rotierte Faktorenlösung spricht die von Wilson (1973b, 1985) genannte Überlegung, dass es einen zugrundeliegenden g-Faktor des Konservatismus gibt. Daher können durchaus Korrelationen zwischen den Faktoren auftreten, weshalb zuerst eine oblique Rotation durchgeführt wird. Diese wird dann zu einer orthogonal rotierten Faktorenstruktur in Bezug gesetzt.

4. Ergebnisse

4.1 Scree-Test und Faktorextraktion

Abbildung 3 zeigt die Ergebnisse des Scree-Tests nach Cattell (1966). Zu sehen ist der Eigenwertverlauf aller 51 möglichen Faktoren sowie die grafische Darstellung des Kaiserkriteriums (Kaiser et al., 1959). Nach dem Kaiser-Kriterium sollten alle Faktoren oberhalb der gestrichelten Linie (18 Faktoren) extrahiert werden.

Abb. 3: Scree-Plot, Eigenwertverlauf und Kaiser-Kriterium (gestrichelte Linie)

Um weniger und nur bedeutsame Faktoren zu extrahieren wird von Bortz (1999) geraten, alle Faktoren vor dem Knick im Eigenwertverlauf der Faktoren (also ein Knick in einer denkbaren Kurve des Graphen) zu extrahieren. In diesem Scree-Plot sind nach dieser Empfehlung mindestens zwei Faktoren zu wählen (Eigenwerte 6.567 und 3.193). Ebenso bieten sich aber auch ein dritter (Eigenwert 2.126) und vierter Faktor (Eigenwert 1.857) in Abgrenzung zu einem 5 Faktor an (Eigenwert 1.674). Diese wenig eindeutige und sehr „runde“ Struktur macht eine objektive Faktorextraktion schwierig. Aus diesem Grund wurde der MAP-Test (O'Connor, 1979, berechnet und zitiert nach Bühner, 2006) durchgeführt. Dieser Test ergibt drei oder zu extrahierende Faktoren, so dass ein eindeutiges Ergebnis hier ebenfalls nicht vorliegt. Aufgrund der im Anhang B einzusehenden und eher unbefriedigenden 4-Faktorenlösung (siehe Ergebnisse, 4.5) wurde eine 3-Faktorenlösung dieser vorgezogen, welche anschließend mit einer 2-Faktorenlösung verglichen wird.

4.2 Ergebnisse der 3-Faktorenstruktur

In Tabelle 1 sind die Ergebnisse der 3-Faktorenstruktur abgebildet. Es wurde eine Hauptkomponentenanalyse mit obliquen Rotation (direkt oblimin) durchgeführt. In Folge der oben angestellten Überlegungen werden drei Faktoren extrahiert. Es werden nur die Items dargestellt, die $a \geq .4$ auf einem Faktor laden. Alle anderen Items werden zugunsten der Übersicht nicht angezeigt. Zusätzlich werden die internen Konsistenzen (Cronbachs-Alpha; Cronbach, 1951) der Skalen angegeben. Die angegebenen Faktoren klären zusammen 23.305% der Varianz auf, wobei 12.877% durch den ersten, 6.260% durch den zweiten und 4.169% durch den dritten Faktor aufgeklärt werden.

Konstruktion eines Fragebogens

Tabelle 1

Oblique rotierte Komponentenmatrix, 3 Faktoren. Faktorladungen, Cronbachs- α , aufgeklärte Varianz, Eigenwerte der Faktoren.

Item (Nummer)	Faktoren		
	1	2	3
Traditionen sind aus gutem Grund entstanden und für unsere Gesellschaft wertvoll. (50)	.645	.066	-.110
Ohne religiöse Trauung ist es keine richtige Ehe. (35)	.611	-.144	.089
Die deutsche Kultur ist christlich und sollte es auch bleiben. (44)	.596	.051	.142
Man sollte Kinder taufen lassen. (7)	.586	.043	-.060
Traditionelle Rollenverteilung in der Familie erachte ich als sinnvoll. (33)	.513	-.209	.271
Religionsunterricht sollte obligatorisch sein. (47)	.485	-.036	-.089
Homosexuelle Paare sollten Kinder adoptieren können. (37)	.470	.073	.204
Der Mann sollte der Frau den Heiratsantrag machen, und nicht umgekehrt. (4)	.441	-.276	.177
Frauen sollten Bier nicht aus der Flasche trinken. (10)	.433	.049	.083
Ich empfinde es als unangenehm, wenn gleichgeschlechtliche Partner sich öffentlich küssen. (24)	.423	-.044	.336
"Sex, Drugs & Rock'n'Roll - so lässt sich's leben!" (26)	.150	.625	.022
Ich finde es nicht schlimm, angetrunken mit dem Fahrrad zu fahren. (34)	.079	.581	.016
Geld ist zum Ausgeben da. (15)	-.030	.519	.046
Wenn mir eine Sportart Spaß macht, ist es mir egal, ob ich mich verletzen oder dreckig werden kann. (17)	.002	.459	.025
Ich verreise gerne spontan. (28)	-.112	.456	.303
Es würde mich stören, wenn sich zum Beispiel durch Rollstuhlfahrer oder ältere Menschen die Weiterfahrt des Busses verzögert. (9, invers kodiert)	.061	.412	-.321
Es würde mich stören, wenn sich zum Beispiel durch Rollstuhlfahrer oder ältere Menschen die Weiterfahrt des Busses verzögert. (9, ursprüngliche Form)	-.061	-.412	.321
Einwanderer stellen eine Bereicherung für unser Land dar. (51)	.044	-.096	.617
Ich lerne gerne Leute näher kennen, die ganz andere Ansichten als ich haben. (48)	-.223	.176	.547
Moscheen passen nicht in unser Stadtbild. (41)	.252	-.138	.526
Ich würde durchaus Second-Hand Kleidung tragen. (49)	.025	.094	.487
In öffentlichen Verkehrsmitteln sollte nur Deutsch gesprochen werden. (19)	.235	-.181	.469
„Todesstrafe für Kinderschänder!“ (30)	.154	-.029	.452
Anzahl der Items	10	6	6
Eigenwerte der Faktoren	6.567	3.193	2.126
Cronbachs- α	.789	.594*	.671
Aufgeklärte Varianz (in %)	12.887	6.260	4.169

* Cronbachs- α mit Item 9, invers kodiert. Die Items, die einem Faktor zugeordnet wurden, sind **fett** markiert.

Konstruktion eines Fragebogens

4.2.1 Faktorstruktur und Faktorbenennung

Die Ergebnisse zeigen eine klare Einfachstruktur. Die höchste Nebenladung beträgt $a = .336$ (Item 24, Hauptladung auf Faktor 2, es lädt zusätzlich auf Faktor 3). Die einzelnen Faktoren bestehen aus zehn (Faktor 1), und je sechs Items (Faktor 2 und 3).

Der erste Faktor besteht aus Items, die sich auf christliche Werte (z.B. Item 7: *Man sollte Kinder taufen lassen*, Item 24: *Ich empfinde es als unangenehm, wenn gleichgeschlechtliche Paare sich öffentlich küssen*) oder die „klassische Rollenverteilung“ beziehen. (Item 4: *Der Mann sollte der Frau den Heiratsantrag machen, und nicht umgekehrt*, Item 10: *Frauen sollten Bier nicht aus der Flasche trinken*). Daher benenne ich diesen Faktor „*christlich-traditionellen* Faktor“. Das oben erwähnte Item 24 lädt gleichzeitig relativ hoch auf Faktor 3. Faktor 3 besteht überwiegend aus Items, die eine minoritäts- oder ausländerfeindliche Einstellung charakterisieren. (Item 51: *Einwanderer stellen eine Bereicherung für unser Land dar* - invers kodiert). Daher ist eine hohe Faktorladung des Items 24 relativ plausibel. Dies liegt auch daran, dass Items mehrere Einstellungen ansprechen können, wie in diesem Fall geschehen. Item 24 bezieht sich einmal auf christliche Werte (Homosexualität als „*unchristlich*“), einmal auf minoritätsfeindliche Einstellungen im Allgemeinen (Homosexuelle als Minderheit). Eine Faktorenanalyse kann zusätzlich Aufschluss darüber geben, wie ein Item verstanden wird (siehe Diskussion, zur Itemkonstruktion). Nichtsdestotrotz soll dieser Faktor „*Minoritätsfeindlichkeit*“ heißen, auch wenn das Item 49 (*Ich würde durchaus Second-Hand Kleidung tragen*, invers kodiert) ein wenig aus der Reihe fällt.

Faktor 2 ist relativ eindeutig zu klassifizieren. Die Items hier beziehen sich auf alles, was „Spaß“ machen könnte (z.B. Item 15: *Geld ist zum Ausgeben da*, invers kodiert). Daher soll dieser Faktor „*Anti-Hedonismus*“ heißen. Allerdings gibt es auch hier ein Item, das besondere Aufmerksamkeit verlangt (Item 9: *Es würde mich stören, wenn sich durch Rollstuhlfahrer oder ältere Menschen die Weiterfahrt des Busses verzögert*; Item wird nicht umgepolt). Dieses Item lädt negativ ($a = -.412$) auf diesem Faktor. Inhaltlich bedeutet dies, dass die Personen, die z.B. der Meinung sind, dass Geld zum Ausgeben da sei (Item 15) sich gestört fühlen, wenn sich die Weiterfahrt des Busses aufgrund von Rollstuhlfahrern oder älteren Menschen verzögert (Item 9). Dies ist im Sinne des erfassten Konstrukts Konservatismus nicht eindeutig erklärbar. Es könnte sein, dass gerade die Personen, die Spaß für besonders wichtig erachten

Konstruktion eines Fragebogens

gleichzeitig egoistisch sind und sich daher durch derartige Einschränkungen ihres eigenen Lebens besonders gestört fühlen. Ebenfalls Aufschluss über den tatsächlichen Charakter des Items gibt dessen Faktorladung auf dem Faktor 3, Minoritätsfeindlichkeit. Hier ist die Ladung relativ hoch ($\alpha = .321$). Die Personen, die also angeben, dass z.B. „Moscheen nicht in unser Stadtbild passen“ (Item 41) geben ebenfalls an, dass sie sich gestört fühlen, wenn sich die Weiterfahrt des Busses durch Rollstuhlfahrer oder ältere Menschen verzögert. Dies passt wiederum relativ gut zu der Theorie des Konstrukts. Es ist möglich, das Item umzupolen und somit hoch positiv auf seinem Faktor laden zu lassen. Dies hieße inhaltlich, dass die Personen, die gerne verreisen (Item 28) sich gestört fühlen, wenn sich „(...) ihr Bus verzögert“ (Item 9). In dem Sinne wäre das Item wertvoll für die Skala, andernfalls müsste man es entfernen. Eine weitere inhaltliche Klärung ermöglicht eine Korrelation mit den Werten des NEO-FFI (Borkenau & Ostendorf, 1993). Das Item 9 korreliert signifikant negativ nur mit Verträglichkeit aus dem NEO-FFI, $r = -.268$, $p < .001$. Es ist also als ein „Unverträglichkeitsitem“ zu interpretieren.

Es sollte also möglich sein, das Item umzupolen. Dies erhöht die interne Konsistenz der Skala 2, „*Anti-Hedonismus*“, von $\alpha = .445$ auf $\alpha = .594$, was einen guten Zuwachs darstellt. Nur die so neu berechnete interne Konsistenz ist in Tabelle 1 dargestellt. Dieses Item sollte allerdings in einer weiteren Untersuchung und der weiteren Konstruktion des Fragebogens kritisch beleuchtet werden, gegebenenfalls in Kombination mit Interviews der Personen, die es mit „*stimme vollkommen zu*“ beantwortet haben, um so ein genaues Verständnis des Items zu erhalten.

Im Folgenden berechnen sich alle Faktorwerte des zweiten Faktors mit dem Item 9 als invers kodiertes Item, auch wenn dies während des Entwurfs des Items nicht vorgesehen war. Im weiteren Verlauf der Arbeit sollen die hier erstellten Skalen „*Christlich-traditionell*“, „*Anti-Hedonismus*“ und „*Minoritätsfeindlichkeit*“ übergeordnet als Konservatismus-Skalen genannt werden. Zur Berechnung der Skalenwerte einer Versuchsperson werden die Werte der Person auf den der Skala zugehörigen Items addiert. Diese so berechneten Skalenwerte bilden die Grundlage für alle weiteren Analysen.

Konstruktion eines Fragebogens

4.2.2 Interkorrelation der Faktoren

Es wurden die Pearson-Korrelationen der drei Konservatismus-Faktoren berechnet, diese sind in Tabelle 2 abgebildet.

Tabelle 2

Interkorrelationen der Faktoren.

Faktor	1	2	3
1. <i>Christlich-traditionell</i>	1	.124*	.406**
Signifikanz (2-seitig)		.020	.000
2. <i>Anti-Hedonismus</i>		1	.048
Signifikanz (2-seitig)			.368
3. <i>Minoritätsfeindlichkeit</i>			1

Anm.: * $p < .05$, ** $p < .001$

Von den drei Faktoren korrelieren der Faktor 1, *Christlich-traditionell*, und der Faktor 2, *Anti-Hedonismus*, gering, jedoch signifikant miteinander ($r = .124$, $p < .05$). Der Faktor 1 korreliert außerdem mittelmäßig, aber ebenfalls signifikant mit dem Faktor 3, *Minoritätsfeindlichkeit*. ($r = .406$, $p < .001$). Es zeigt sich, dass der Faktor *Anti-Hedonismus* eine Sonderrolle einnimmt, die Interkorrelation der anderen Skalen könnten durchaus auch das Resultat eines g-Faktors sein (siehe Diskussion, g-Faktor).

4.2.3 Interne Konsistenzen der Skalen

Die internen Konsistenzen sind als Cronbachs- α in Tabelle 1 angegeben. Die interne Konsistenz für die Skala *Christlich-traditionell* beträgt Cronbachs- $\alpha = .789$, für die Skala *Anti-Hedonismus* Cronbachs- $\alpha = .594$ und für die dritte Skala *Minoritätsfeindlichkeit* Cronbachs- $\alpha = .671$. Diese Werte sind nicht so hoch, wie sie laut Bühner (2006) sein sollten, allerdings lässt sich eine geringere als die geforderte interne Konsistenz von mindestens .8 bei derart kurzen Skalen auch vertreten, so lange andere Kriterien, zum Beispiel die Test-Retest-Reliabilität, erfüllt sind.

Konstruktion eines Fragebogens

4.3 Ergebnisse der alternativen orthogonalen Rotationsmethode

Die Unterschiede der oblique rotierten Faktorenlösung zur orthogonal rotierten Faktorenlösung sind minimal. Die Faktorladungen ändern sich in ihrer Höhe, es ändert sich dadurch jedoch kaum die Zuordnung der Items zu den einzelnen Faktoren. Zu dem ersten Faktor (hier *Christlich-traditionell*) ordnet sich das Item 8 (*Man sollte seine Tochter nicht im kurzen Rock aus dem Haus gehen lassen*) mit einer Faktorladung von $a = .403$ zu, zum dritten Faktor (hier *Minoritätsfeindlichkeit*) würde sich das Item 21, (*Es ist mir wichtig, ein repräsentatives Auto zu besitzen*) mit einer Faktorladung von $a = .413$ zusätzlich zuordnen, weiter würde das Item 24 (*Ich empfinde es als unangenehm, wenn gleichgeschlechtliche Partner sich in der Öffentlichkeit küssen*) sowohl dem dritten ($a = .405$) als auch dem ersten Faktor ($a = .441$) zugeordnet werden, was im Sinne des veranschlagten Kriteriums zur Zuordnung eines Items zu einem Faktor ein Problem darstellen würde. Der zweite Faktor (hier *Anti-Hedonismus*) würde das Item 9 (siehe oben) verlieren, wodurch das weiter oben beschriebene Problem gelöst wäre, in dem man es ignoriert. Dies würde allerdings auch eine kritische Auseinandersetzung mit diesem Item verhindern, die ja gerade inhaltlich interessant werden könnte.

Die Veränderung der Höhe der Faktorladungen wäre nur dann von Bedeutung, wenn die Werte der einzelnen Versuchspersonen auf einem Faktor durch eine Gewichtung des Beitrags eines Items zu diesem Faktor ermittelt würden. Da dies hier aber nicht geschieht, ist dies nicht weiter von Bedeutung. Zusätzlich für eine oblique Rotation sprechen die theoretische Annahme eines g-Faktors des Konservatismus sowie die ebenfalls dadurch zu erklärenden und weiter oben beschriebenen Interkorrelationen der Faktoren. All diesen Überlegungen zufolge bevorzuge ich die oblique rotierte Lösung und werde diese im weiteren Verlauf betrachten.

4.4 Ergebnisse der 2-Faktorenstruktur

Die Ergebnisse der 2-Faktorenstruktur können im Anhang C sowohl für die orthogonal rotierte Version als auch für die oblique rotierte Version eingesehen werden. Ähnlich wie die 3-Faktorenstruktur ist diese Lösung stabil über die Rotation hinweg, kein Item wechselt seinen Faktor. Bei der orthogonal rotierten Lösung verlängert sich der erste Faktor jedoch um drei Items, die bei der obliquen Lösung

zwar ebenfalls auf dem gleichen Faktor laden, aber unterhalb des Kriteriums von $\alpha \geq .4$. Der in der 3-Faktorenlösung als *Minoritätsfeindlichkeit* bezeichnete Faktor geht bei der 2-Faktorenlösung fast vollständig in dem als *Christlich-traditionell* bezeichnetem Faktor auf, so dass sich die Länge der ersten Skala auf 15 Items erhöht. Die interne Konsistenz des Faktors wächst dementsprechend (für beide Rotationsmethoden) auf Cronbachs- $\alpha = .831$ an und ist damit als ausreichend anzusehen (Bühner, 2006). Der hier als *Anti-Hedonismus* bezeichnete Faktor ist in der 2-Faktorenlösung ähnlich, allerdings je nach Rotation unterschiedlich lang. Das in der 3-Faktorenlösung als problematisch identifizierte Item 9 lädt auch in der 2-Faktorenlösung stark negativ ($\alpha = -.447$, oblique, bzw. $\alpha = -.408$, orthogonal) auf dem Faktor. Auch in einer 2-Faktorenlösung wäre es also ratsam, dieses Item umzupolen. Die interne Konsistenz für den zweiten Faktor beträgt (mit umgepoltem Item 9) Cronbachs- $\alpha = .638$.

Schlussendlich ist es gut vertretbar, zwei anstatt drei Faktoren zu extrahieren. Allerdings geht durch zweiten Faktoren eine Unterscheidung zwischen dem Faktor *Christlich-traditionell* und *Minoritätsfeindlichkeit* verloren, die, auch wenn diese beiden Skalen mittelhoch miteinander korrelieren, durchaus sinnvoll ist (siehe 4.2.2). Die internen Konsistenzen sind bei der 2-Faktorenstruktur insgesamt höher als bei der 3-Faktorenstruktur. Dies allein rechtfertigt jedoch nicht die Extraktion von zwei Faktoren, da einerseits die Test-Retest-Reliabilität bei einer 3-Faktorenstruktur dennoch hoch sein kann und andererseits die interne Konsistenz deutlich von der Länge der Skala abhängt (Bühner, 2006). Die 2-Faktorenstruktur führt zu längeren Skalen – dennoch ist die interne Konsistenz der zweiten Skala nicht deutlich höher auf Basis der 3-Faktorenstruktur gebildete vergleichbare Skala (*Anti-Hedonismus*). Werden drei anstatt zwei Faktoren extrahiert, so ist der Verlust in der Höhe der internen Konsistenz damit zu rechtfertigen, dass mehr (und differenziertere) Informationen gewonnen werden. Zudem ist der dritte Faktor (*Minoritätsfeindlichkeit*) auch durch Korrelationen mit externen Kriterien (hier dem NEO-FFI) vom ersten Faktor (*Christlich-traditionell*) zu unterscheiden, (siehe 4.5.1). Daher ziehe ich die 3-Faktorenstruktur der 2-Faktorenstruktur vor.

4.5 Ergebnisse der 4-Faktorenstruktur

Die vollständige 4-Faktorenlösung ist im Anhang B einzusehen. Drei der vier Faktoren sind ähnlich den drei ersten Faktoren aus der 3-Faktorenlösung. Der vierte Faktor ist allerdings schwer zu interpretieren und zu benennen. Er besteht einerseits aus inhaltlich verschiedenen Items, die nur schwer einem übergeordneten Thema zugeordnet werden können (z.B. Item 15, *Geld ist zum Ausgeben da* und Item 33, *Traditionelle Rollenverteilung in der Familie erachte ich als sinnvoll*). Eine mögliche Benennung wäre daher *Familienordnung*. Zusätzlich hat diese Skala nur eine geringe interne Konsistenz von Cronbachs- $\alpha = .365$. Auf der Skala laden einige Items positiv, andere negativ, weiter weisen fünf der sechs Items Nebenladungen von $a > .2$ auf, zwei der Items sogar $a > .3$. Daher ist diese Skala methodisch und inhaltlich nicht zufriedenstellend. Aus diesen Gründen wird die 4-Faktorenlösung, wie bereits erwähnt, nicht weiter in Betracht gezogen.

4.6 Zusammenhänge der Skalen mit anderen Maßen

4.6.1 Korrelationen der Konservatismus-Skalen mit dem NEO-FFI

In Tabelle 3 sind die Korrelationen der Items mit den fünf Skalen des NEO-FFI (Borkenau & Ostendorf, 1993), *Extraversion*, *Neurotizismus*, *Offenheit für neue Erfahrungen*, *Verträglichkeit* und *Gewissenhaftigkeit*, abgebildet. Es ist zu erkennen, dass alle drei Konservatismus-Skalen negativ mit *Offenheit für neue Erfahrungen* korrelieren. Es korrelieren weiterhin alle drei Skalen positiv mit *Gewissenhaftigkeit*. ($.273 \geq r \geq .181$, $p < .001$). *Anti-Hedonismus* korreliert zusätzlich negativ mit *Extraversion* ($r = -.267$, $p < .001$) und positiv mit *Verträglichkeit* ($r = .196$, $p < .001$), wobei diese Korrelation erst nach Umkodierung des Items 9 aufgetreten ist. *Minoritätsfeindlichkeit* korreliert zusätzlich negativ mit *Verträglichkeit* ($r = -.220$, $p < .001$). Es korreliert keine der drei Konservatismus-Skalen signifikant mit *Neurotizismus* ($-.022 \leq r \leq .063$, $.239 \leq p \leq .604$).

Konstruktion eines Fragebogens

Tabelle 3

Korrelation der Konservatismus-Skalen mit den NEO-FFI-Skalen

		<i>Christlich- traditionell</i>	<i>Anti- Hedonismus</i>	<i>Minoritäts- feindlichkeit</i>
<i>Neurotizismus</i>		.063	.026	-.022
	Signifikanzen	.239	.619	.672
<i>Extraversion</i>		.041	-.267*	-.053
	Signifikanzen	.438	.000	.318
<i>Offenheit für neue Erfahrungen</i>		-.360*	-.163*	-.432*
	Signifikanzen	.000	.002	.000
<i>Verträglichkeit</i>		-.066	.196*	-.220*
	Signifikanzen	.211	.000	.000
<i>Gewissenhaftigkeit</i>		.181*	.273*	.223*
	Signifikanzen	.001	.000	.000

Anm.: * $p < .001$; N = 356., Signifikanzen = Signifikanzen (2-Seitig)

4.6.2 Zusammenhänge mit soziodemografischen Daten

Im folgenden Abschnitt werden die Zusammenhänge der hier extrahierten Konservatismus-Skalen aus der 3-Faktorenstruktur mit den erhobenen soziodemografischen Daten (Alter, Beruf, Geschlecht) dargestellt.

4.6.2.1 Zusammenhang mit dem Alter

Zur Berechnung der Einflüsse des Alters auf die Ausprägung konservativer Einstellungen wurden zwei verschiedene Analysen durchgeführt. Zum einen wurde die Korrelation des Alters mit der Ausprägung der Werte auf den einzelnen Skalen berechnet (Tabelle 4), zum anderen wurden die Versuchspersonen in zwei Gruppen unterteilt und die Mittelwerte der Gruppen auf den drei Skalen verglichen (siehe Tabelle 4.1) Aufgrund der Zweigipfligkeit der Altersverteilung (siehe Abb. 2) hat es sich angeboten, die Unterteilung des Alters bei 40 Jahren anzusetzen. Es resultieren also eine Gruppe von Versuchspersonen, die jünger als 40 Jahre sind (N = 229, $M = 22.76$, $SD = 3.72$, im Folgenden *Alter <40*) und eine Gruppe von Versuchspersonen, die älter als 40 Jahre sind (N = 125, $M = 54.18$, $SD = 7.88$, im Folgenden *Alter >40*). Da es in der Stichprobe keine exakt Vierzigjährigen gab, mussten diese folglich

Konstruktion eines Fragebogens

keiner der Gruppen zugeordnet werden. Diese im Prinzip willkürliche Unterteilung ist eventuell sogar sinnvoll, da sie eine Generation von überwiegend Studenten und Freunden von Studenten von einer Generation von Eltern und Großeltern unterscheidet. Eine weitere Unterteilung der Gruppen nach dem Alter der Personen (z.B. Eltern vs. Großeltern) scheint ungünstig, da diese dann nur noch sehr klein wären.

Tabelle 4

Pearson-Korrelation für die Konservatismus-Skalen und Alter

Skala/ Gruppe	Christlich-traditionell	Anti-Hedonismus	Minoritäts- feindlichkeit
Alter ges. N = 356	$r = .038, p = .476$	$r = .456, p < .001$	$r = -.067, p = .211$

Anm.: Alter ges. = Das Alter aller Versuchspersonen

Tabelle 4.1

Mittelwertvergleiche für die Altersgruppen <40 gegen >40, nach Skala.

	Christlich-traditionell	Anti-Hedonismus	Minoritäts- feindlichkeit
Alter <40, N = 229	$M = 24.19, SD = 7.54$	$M = 17.35, SD = 3.71$	$M = 13.48, SD = 4.44$
Alter >40, N = 125	$M = 24.57, SD = 7.14$	$M = 21.04, SD = 3.01$	$M = 12.72, SD = 4.14$
	$t(352) = -.462, p = .645$	$t(302)^* = -10.11, p < .001$	$t(352) = 1.575, p = .116$

Anm.: *Levene-Test der Varianzgleichheit signifikant ($p < .05$), Alter <40 = Alter aller Versuchspersonen unter 40 Jahren; Alter >40, Alter aller Versuchspersonen über 40 Jahren.

Für die Gesamtgruppe aller Versuchspersonen zeigt sich ein moderater Zusammenhang zwischen dem Alter und Skala *Anti-Hedonismus*. ($r = .456, p < .001$). Je älter die Personen sind, desto höhere Werte erreichen sie auf dieser Skala.

In Tabelle 4.1 ist ersichtlich, dass der einzige signifikante Unterschied zwischen den Altersgruppen *Alter <40* und *Alter >40* auf der Skala *Anti-Hedonismus* zu finden ist ($t(302) = -10.11, p < .001$), nämlich derart, dass jüngere Menschen geringere Werte aufweisen als ältere Menschen. Für die anderen Skalen finden sich keine signifikanten Korrelationen oder Mittelwertunterschiede.

Konstruktion eines Fragebogens

4.6.2.2 Zusammenhänge mit dem Geschlecht

Ein t -Test wurde durchgeführt um jeweils den Mittelwert der Frauen gegenüber dem Mittelwert der Männer auf den drei verschiedenen Skalen zu vergleichen. Es hat sich gezeigt, dass die einzige Skala, auf der es einen signifikanten Unterschied gibt, die Skala 2, *Anti-Hedonismus*, ist ($t(333) = -3.636, p < .001$). Frauen ($M = 19.43, SD = 3.71, N = 180$) erzielen im Vergleich zu Männern ($M = 17.90, SD = 4.01, N = 155$) höhere Werte. Für die anderen Skalen lassen sich keine signifikanten Unterschiede feststellen (siehe Tabelle 4.3).

Tabelle 4.3

Mittelwertvergleiche zwischen den Geschlechtern, je nach Skala.

<i>Skala/ Gruppe</i>	<i>Christlich-traditionell</i>	<i>Anti-Hedonismus</i>	<i>Minoritäts- feindlichkeit</i>
männlich N=155	$M = 24.77, SD = 8.09$	$M = 17.90, SD = 4.01$	$M = 13.55, SD = 4.38$
weiblich N = 180	$M = 24.19, SD = 6.80$	$M = 19.03, SD = 3.71$	$M = 12.99, SD = 4.42$
	$t(333) = .712, p = .477$	$t(333) = -3.63, p < .001$	$t(333) = 1.357, p = .176$

4.6.2.3 Zusammenhänge mit dem Beruf

Um die Zusammenhänge zu den angegebenen Berufen untersuchen zu können, mussten diese geordnet werden. Es wurden drei Berufsgruppen nach folgenden Kriterien eingeteilt: 1. Akademiker, solche, die definitiv Akademiker sind oder einen Beruf ausüben, für den eine akademische Ausbildung zwingend notwendig oder Teil der Tätigkeit ist, wie zum Beispiel Arzt oder Student. ($N = 211$; 59.3%, jedoch überwiegend Studenten). 2. Nicht-Akademiker, solche, die einen Beruf (oder Tätigkeit) ausüben, der nicht zwingend eine akademische Bildung voraussetzt, wie zum Beispiel Fliesenleger oder Arbeitsloser ($N = 77$; 21.6%). Es kann jedoch, anders als bei den Akademikern, nicht ausgeschlossen werden, dass diese Personen vor der Ausübung des „nicht-akademischen“ Berufs studiert haben. 3. All diejenigen, die einen Beruf (oder eine andere Tätigkeit) ausüben, den sie selbst nicht freiwillig gewählt haben, da er durch das Alter definiert ist, wie zum Beispiel Schüler oder Rentner, oder bei denen die Berufsbezeichnung sehr undifferenziert ist, wie z.B.

Konstruktion eines Fragebogens

Eventmanager (N = 26; 7,3%). Keine Angabe über ihren Beruf machten N = 42 (11,8%) der Personen. Es wurden nur die beiden ersten Gruppen untersucht. Auch wenn die Zuordnung zu den Gruppen relativ fehlerbehaftet sein kann, so können die ersten beiden Gruppen auf der *Anti-Hedonismus-Skala* deutlich unterschieden werden, Akademiker erzielten geringere Werte als Nicht-Akademiker (Akademiker, $M = 17.98$, $SD = 3.75$; Nicht-Akademiker, $M = 20.27$, $SD = 3.65$; $t(286) = -4.609$, $p < .001$). Für die Skala *Minoritätsfeindlichkeit* sind diese Unterschiede nicht ganz so deutlich, jedoch ebenfalls signifikant (Akademiker, $M = 12.83$, $SD = 4.24$; Nicht-Akademiker, $M = 14.19$, $SD = 4.91$; $t(286) = -2.155$, $p < .05$). Für die Skala *Christlich-traditionell* ließen sich keine Unterschiede finden (siehe Tabelle 4.4).

Tabelle 4.4

Mittelwertvergleiche zwischen den Berufsgruppen, je nach Skala.

<i>Skala/ Gruppe</i>	<i>Christlich-traditionell</i>	<i>Anti-Hedonismus</i>	<i>Minoritäts- feindlichkeit</i>
Akad., N = 211	$M = 23.91$, $SD = 7.47$	$M = 17.98$, $SD = 3.75$	$M = 12.83$, $SD = 4.24$
nicht-Akad. N = 77	$M = 25.21$, $SD = 3.65$	$M = 20.27$, $SD = 3.65$	$M = 14.19$, $SD = 4.91$
	$t(286) = -1.342$, $p = .181$	$t(286) = -4.609$, $p < .001$	$t(286) = -2.309$, $p < .05$
<i>Anm.: Akad. = alle Akademiker, nicht-Akad. = alle nicht-Akademiker. Für eine nähere Beschreibung siehe Text.</i>			

5. Diskussion

Zur Itemerstellung

Die Art der Itemerstellung und die Items an sich sind für viele Abweichungen der hier gefundenen Skalen von denen in der Literatur sowie die mittelmäßig hohen Korrelationskoeffizienten (einerseits Skaleninterkorrelationen, andererseits geringe interne Konsistenzen) mitverantwortlich. Der Auftrag an die Studenten zu Itemerstellung lautete, Items zu finden, die das Konstrukt Spießigkeit (nicht oder nur am Rande Konservatismus) erfassen könnten. Folglich wurde im Seminar auch vom Spießigkeitsfragebogen gesprochen, weniger vom Fragebogen zu Erfassung konventioneller oder konservativer Einstellungen. Da die Studenten (zumindest in Deutschland, oder ganz genau gesagt, hier in Göttingen) anscheinend Militarismus (als eine der von Wilson, 1973b, 1985, gefundenen Subfacetten des Konservatismus) nicht der Spießigkeit zuordnen, kann eine solche Skala gar nicht gefunden werden, da keine Items konstruiert worden sind, die diese Skala abbilden könnten. Weiter sind einige Items in ihrer Konstruktion oder Interpretation mehrdeutig. So heißt ein Item (41) *Moscheen passen nicht in unser Stadtbild*. Dieses Item kann auf zweierlei Arten ausgelegt werden: Zum einen in dem man es dem Faktor *Christlich-traditionell* zuschreibt. Dann wird in diesem Item (bei hohem Wert) eine Ablehnung gegen andere Religionen und Abneigung gegenüber der befürchteten Aufgabe der christlichen Identität deutlich, gemäß dem Sinn des Items 44, *Die deutsche Kultur ist christlich und sollte es auch bleiben*. Dementsprechend hoch korrelieren diese Items miteinander, ($r = .42, p < .001$). Auf der anderen Seite könnte das Item 41 als *Minoritätsfeindlichkeits*-Item gesehen werden und damit auf diesem Faktor laden, was der Fall ist. Dementsprechend korreliert es hoch mit dem Item 51, *Einwanderer stellen eine Bereicherung für unser Land dar*. ($r = .51, p < .001$). Diese Korrelationen und die Tatsache, dass die Items dennoch auf unterschiedlichen Faktoren laden, machen deutlich, dass die Items von verschiedenen Personen unterschiedlich interpretiert und damit unterschiedlich beantwortet werden. Dies sollte dringend berücksichtigt werden bei eventuellen Weiterentwicklungen der vorliegenden Fragebogen-Vorform. Aus diesen Korrelationen gehen unter anderem die Korrelationen der Skalen untereinander hervor. (Siehe Tabelle 2). Die Skalen, denen diese Items angehören (1 und 3), korrelieren moderat, aber hoch signifikant miteinander ($r = .406$). Es ist nicht mehr zu unterscheiden, ob Personen mit hohen

Konstruktion eines Fragebogens

Werten auf der einen Skala grundsätzlich auch hohe Werte auf der anderen Skala hätten, wenn dieser methodische Mangel nicht vorliegen würde. Auf eine generelle Trennung zweier verschiedener Themen in einem Item sollte also geachtet werden.

Weiter gibt es Items, die durch unsaubere Formulierungen nicht optimal sind. Es gibt drei Items, die ein *oder* enthalten (Item 9, 17, 38) und dadurch in der Interpretation nicht eindeutig sind. Solche Items sollten nach Bühner (2006) vermieden werden, genauso die Items, die zwei Aussagen enthalten (Item 44, *Die Deutsche Kultur ist christlich und sollte es auch bleiben*) und somit schwerer eindeutig zu beantworten sind. Da diese Items, bis auf Item 9, jedoch keine weiteren größeren Probleme dargestellt haben und teilweise in die 3-Faktorenlösung eingegangen sind, könnten diese auch beibehalten werden.

Zu den Skalen

Aus den gegebenen Daten wurden durch eine Hauptkomponentenanalyse (direkt oblimin) drei Skalen ermittelt. Diese wurden *Christlich-traditionell*, *Anti-Hedonismus*, und *Minoritätsfeindlichkeit* genannt.

Die Skala *Christlich-traditionell* beinhaltet zehn Items, davon sind sieben eindeutig einem religiösen-traditionellen Oberthema zuzuordnen (z.B. *Ohne religiöse Trauung ist es keine richtige Ehe*, Item 35). Drei Items sind nicht so leicht einem religiösen Oberthema zuzuordnen, sie weisen jedoch auch die geringsten Faktorladungen auf. (z.B. *Ich empfinde es als unangenehm, wenn gleichgeschlechtliche Paare sich in der Öffentlichkeit küssen*, Item 24). Personen, die auf dieser Skala hohe Werte erzielen, sehen christliche Werte als wichtig an und befürworten die klassische Rollenverteilung von Mann und Frau. Allerdings ist diese Interpretation sehr vorsichtig zu handhaben, da es zwei Items gibt, die dann ebenfalls hoch auf diesem Faktor laden sollten, es aber nicht tun. (Item 20, *Ich begrüße es, dass Frauen heutzutage in traditionellen Männerberufen Fuß fassen*, $a = .269$, und Item 45, *Eine Partnerschaft funktioniert am besten bei gleicher sozialer Stellung der Partner*, $a = .254$, invers kodiert). Auch wenn die Items aufgrund der Faktorladungen am ehesten diesem Faktor zuzuordnen sind, können Personen mit einem hohen Wert auf dieser Skala nicht unbedingt als intolerant gegenüber der Emanzipation gesehen werden. Dies ist kein Widerspruch unter inhaltlichen Gesichtspunkten, sollte aber bei der Verwendung und Interpretation der Skala berücksichtigt werden.

Konstruktion eines Fragebogens

Entgegen impliziter Erwartungen korreliert diese Skala nicht mit dem Alter ($r = .038$) und es gibt keine signifikanten Unterschiede der Altersgruppen auf dieser Skala, damit kann sie als altersunabhängig bezeichnet werden. Die Korrelationen mit den Werten des NEO-FFI (Borkenau & Ostendorf, 1993) sind nur für die Skala *Offenheit für neue Erfahrungen* ($r = -.36$) und *Gewissenhaftigkeit* ($r = .181$) signifikant. Diese beiden NEO-FFI-Skalen korrelieren allerdings mit allen hier extrahierten Skalen, so dass dies keine weitere Differenzierung zulässt.

Die zweite extrahierte Skala wurde *Anti-Hedonismus* genannt. Sie besteht aus insgesamt sechs Items, bei denen als Oberthema eine Abneigung gegen Spaß bzw. eine besondere Regeltreue im Vordergrund steht. Das Item mit der höchsten Ladung ist Item 26 („*Sex, Drugs & Rock'n'Roll, so lässt sich's leben!*“ - invers kodiert), $a = .625$. Regeltreue kann aus dem Item *Ich finde es nicht schlimm, angetrunken Fahrrad zu fahren*, (34), $a = .581$, abgeleitet werden, ebenfalls können einige der anderen Items, die auf diesem Faktor hoch laden, so interpretiert werden. Auffällig ist, dass diese Skala nur geringe oder keine Korrelationen zu den anderen Skalen aufweist, sie ist somit fast unabhängig von den beiden anderen Skalen. Allerdings korreliert diese Skala mit den Skalen des NEO-FFI, wie die beiden anderen Skalen auch, moderat mit *Offenheit für neue Erfahrungen* und *Gewissenhaftigkeit*, anders als die beiden anderen Skalen aber als einzige gleichzeitig mit *Extraversion* ($r = .267$) und *Verträglichkeit* ($r = -.196$). Passenderweise korreliert diese Skala höher mit *Gewissenhaftigkeit* als die beiden anderen Skalen. Es ist plausibel, dass Personen, die auf der Skala *Anti-Hedonismus* hohe Werte erzielen (also auf Itemebene z.B. der Aussage „*Sex, Drugs and Rock'n'Roll – so lässt sich's leben!*“ nicht zustimmen), besonders gewissenhaft sind und zusätzlich ein größerer Zusammenhang zwischen *Anti-Hedonismus* und *Gewissenhaftigkeit* besteht als zwischen den Skalen *Christlich-traditionell* und *Gewissenhaftigkeit* sowie zwischen *Minoritätsfeindlichkeit* und *Gewissenhaftigkeit*. Dies spricht sowohl für die Qualität dieser als auch der anderen Skalen.

Personen, die auf der Skala *Anti-Hedonismus* einen hohen Wert erzielen, neigen dazu, sich an die Regeln zu halten und im Voraus zu planen. Vielleicht könnte daher ebenfalls ein treffender Begriff für diese Skala *Risiko-Vermeidung* sein.

Anti-Hedonismus korreliert außerdem als einzige Skala hoch mit dem Alter ($r = .456$). Es ist allerdings fraglich, was für eine Art Zusammenhang hier vorliegt, da

es sich nur um einen Querschnitt handelt. Es kann sowohl sein, dass ältere Menschen grundsätzlich höhere Werte auf der Skala *Anti-Hedonismus* erzielen und je älter man wird, desto eher neigt man dazu, auf Dinge zu verzichten, die Freude bereiten. Dies ist durchaus plausibel, sei es, weil man im Alter bereits genug „Spaß“ (derart, wie er hier erfragt wird) gehabt hat oder weil man im Alter nicht mehr die Möglichkeit hat, „Spaß“ zu haben. Eine andere Erklärung ist, dass die Generation, aus der diese älteren Menschen stammen, „Spaß“ grundsätzlich eher ablehnt, Personen, die jetzt niedrige Werte erzielen also auch im Alter vergleichsweise niedrige Werte erzielen werden. Dies müsste in weiteren (Längsschnitt)-Studien überprüft werden und kann anhand der hier vorliegenden Daten nicht eindeutig geklärt werden. Eine positive Korrelation zwischen dem Alter und Konservatismus (im Allgemeinen) wurde unter anderem von Cornelis, van Hiel, Roets und Kossowska (2009) gefunden. Eine positive Korrelation ist also in gewisser Weise erwartungskonform, allerdings bleibt die Frage offen, warum nur auf dieser Skala ein Zusammenhang gefunden wurde und nicht auf den anderen Skalen ebenfalls.

Weiter ist diese Skala die einzige, auf der zusätzlich sowohl Effekte der Berufsgruppe als auch des Geschlechts gefunden wurden. Akademiker erzielten gegenüber Nicht-Akademikern niedrigere Werte auf der Skala. Wie bereits angedeutet wurde, ist die Einteilung der Berufe in die beiden Klassen nicht besonders einfach. Da diese Skala moderat ($r = .456$) mit dem Alter korreliert und die Gruppe der Akademiker überwiegend aus (jungen) Studenten besteht, kann dieser Effekt auch durch das Alter innerhalb der Gruppen verursacht worden sein. Vergleicht man nur bei den über Vierzigjährigen die Akademiker ($N = 46$) mit den Nicht-Akademikern ($N = 51$), so gibt es auf dieser Skala keinen signifikanten Unterschied mehr für die Berufsgruppen ($t(95) = -.423, p = .673$). Dies weist darauf hin, dass für den hier gefundenen Zusammenhang zwischen Beruf der Skala *Anti-Hedonismus* das Alter der Versuchspersonen verantwortlich ist.

Angenommen, es gäbe keinen Effekt des Alters, so ist die Wirkrichtung des Berufs dennoch nicht bestimmbar. Es ist sowohl möglich, dass Personen mit einem hohen Wert auf der *Anti-Hedonismus*-Skala sich einen Beruf aussuchen, der „nicht-Akademisch“ ist als auch, dass diese Menschen durch ihren Beruf zu „Spaßbremsen“ gemacht werden. Zusätzlich ist die Berufswahl nicht unbedingt frei von sozialen und personellen Einflüssen (Bildung, Intelligenz, finanzieller Hintergrund, soziales Umfeld), welche auch Einfluss auf die Beantwortung der *Anti-Hedonismus*-Skala

Konstruktion eines Fragebogens

haben könnten. Daher ist eine klare Aussage, die über „Nicht-Akademiker erzielen geringere Werte auf der *Anti-Hedonismus*-Skala als Akademiker“ hinaus geht, nur schwer möglich. Dennoch zeigt diese Skala für derartige Einflüsse am sensitivsten und ist daher besonders wertvoll. Eine eingehende Beschäftigung mit zusätzlicher und systematischerer Erhebung des Berufes und möglicherweise der Bildung (z.B. Schulabschluss) bei konstant gehaltenem oder gleichmäßig verteiltem Alter scheint daher sinnvoll zu sein.

Der Einfluss des Geschlechts auf diese Skala ist eindeutiger. Frauen erzielen im Vergleich zu Männern höhere Werte auf der Skala. Dies entspricht den Befunden von Stankov (2007), der für eine Skala, auf der *Anti-Hedonismus* lädt, ebenfalls höhere Werte für Frauen als für Männer findet.

Die dritte Skala wurde *Minoritätsfeindlichkeit* genannt. Sie besteht aus sechs Items, die sich gegen die Integration von Ausländern richten (Item 51, *Einwanderer stellen eine Bedrohung für unser Land dar*, $a = .617$) oder drastische Maßnahmen und Regelungen verlangen (z. B. Item 30, *Todesstrafe für Kinderschänder!*, $a = .452$). Die Bezeichnung *Minoritätsfeindlichkeit* wird der Skala nicht unbedingt gerecht, vor allem da auch das Item 49, (*Ich würde durchaus Second-Hand Kleidung tragen*, invers kodiert) auch auf diesem Faktor lädt ($a = .487$). *Minoritätsfeindlichkeit* sollte daher eher als eine starke Ablehnung gegenüber Dingen verstanden werden, die aus der Reihe fallen oder nicht in die „so wie sie ist, ist sie gut“-Gesellschaft passen. Die Skala korreliert dementsprechend negativ mit *Offenheit für neue Erfahrungen* ($r = -.432$) und *Verträglichkeit*, ($r = -.220$). Die Skala weist weiterhin keinen Zusammenhang zum Alter oder dem Geschlecht auf, jedoch erzielen Akademiker leicht geringere Werte als Nicht-Akademiker ($t(286) = -2.309$, $p < .05$). Dies ist entsprechend impliziter Erwartungen, dass Akademiker weniger minoritätsfeindlich sind (oder auch sein sollten - immerhin wurden die Items von „Akademikern“ konstruiert) als Nicht-Akademiker, es ist folglich im Sinne einer (Extrem)-Gruppenvalidierung ein weiterer Hinweis darauf, dass die Skala in etwa so misst, wie sie messen soll.

Übereinstimmung der Skalen mit anderen Konservatismus-Skalen

Wilson (1970, zitiert nach Wilson, 1973) findet nach obliquer Rotation der von ihm konstruierten Konservatismus-Skala (C-Skala, Wilson & Patterson, 1968) vier

Faktoren. Den ersten dieser Faktoren, welcher die meiste Varianz aufklärt, benennt er als generellen Konservatismus-Faktor. (*Conservatism*). Den zweiten der Faktoren benennt er als Rassismus-Faktor (*Racist*), den dritten als Freiheit des Geschlechts (*sexual Freedom*, eine Übersetzung ist etwas schwer, die Skala enthält sowohl Items wie *striptease shows* als auch *women judges*), den vierten Faktor bezeichnet er als religiösen (*religious*) Faktor¹. Später überprüft Wilson (1985) diese Faktorenstruktur und findet vier Faktoren, die den in dieser Studie gefundenen Faktoren ähnlicher sind, nämlich die bereits genannten (siehe Theorie zu Konservatismus) Skalen *Religion-Puritanismus*, *Anti-Hedonismus*, *Militarismus-Bestrafung* und *Ethnozentrismus-Intoleranz*.

Die hier vorliegenden Skalen *Christlich-traditionell*, *Anti-Hedonismus* und *Minoritätsfeindlichkeit* lassen sich diesen Skalen gut zuordnen. So ist der *Christlich-traditionelle* Faktor dem *Religiös-Puritanistischem* Faktor von Wilson zuzuordnen, der Faktor *Minoritätsfeindlichkeit* dem Faktor *Ethnozentrismus-Intoleranz* und der Faktor *Anti-Hedonismus* dem Faktor *Anti-Hedonismus*. Dieser letzte Faktor wird ebenfalls von Joe (1984) gefunden (er nennt ihn *antihedonistic/moral controlling*), obwohl zunächst bei Wilson (1973b) keine entsprechende Skala aufzufinden war.

Henningham (1996) findet bei einer orthogonalen Rotation (varimax) von zwölf Items Faktoren, die er als *traditional morality factor*, *intolerance to minorities in general*, *punitive-religious fundamentalism* bezeichnet. Er geht davon aus, dass sich diese Faktoren ebenfalls gut zu den von Wilson (1985) extrahierten vier Faktoren zuordnen lassen. Eine ähnliche Faktorenstruktur findet ebenfalls Stankov (2007), unabhängig von der C-Skala (Wilson et al., 1986). Auf dem von ihm gefundenen Faktor *Conservatism* laden die Skalen *Offenheit* (*Openness*, negative Ladung), *Religiöse Ansichten* (*Alphaism*) und *Unfreundlichkeit gegenüber Randgruppen* (*Harshness to Outsiders*, Saucier, 2005; zitiert nach Stankov, 2007), *Konformität* (*Conformity*) und *Tradition* (Schwartz & Boehnke, 2004; zitiert nach Stankov, 2007). Nicht auf diesem Faktor lädt die Skala *Hedonismus* (*Hedonism*, Schwartz & Boehnke, 2004; zitiert nach Stankov, 2007). Dies stimmt überein mit den weiter oben

---

¹ Anzumerken ist, dass in dieser Studie zuerst eine Hauptkomponentenanalyse ohne Rotation durchgeführt wurde und der erste Faktor als *general Factor* bezeichnet wurde. Anschließend wurde mit den gleichen Items eine Hauptkomponentenanalyse mit rotierten Faktoren mit allen Items durchgeführt und die hier als zweiter bis vierter Faktor beschriebenen Faktoren extrahiert. Folglich laden die Items sowohl auf dem ersten als auch auf einem der anderen Faktoren, da es zwei getrennten Analysen sind.

Konstruktion eines Fragebogens

beschriebenen Interkorrelationen der Faktoren des Konservatismus, bei denen ersichtlich ist, dass die einzig wirklich unabhängige Skala die Skala *Anti-Hedonismus* ist.

Auch wenn die Faktorenstruktur und die auf den einzelnen Faktoren ladenden Items sich je nach Studie immer etwas unterscheiden, kann doch festgehalten werden, dass die in der hier vorliegenden Analyse gefundenen Faktoren gut in die bisherigen Theorien einzuordnen sind. Unterschiede lassen sich teilweise aufgrund der Konstruktionsweise der Items und der Items an sich erklären. Ebenfalls dadurch erklären lässt sich die Tatsache, dass in einigen Studien (z.B. Henningham, 1996; Wilson, 1973b; Wilson 1985;) eine Skala gefunden wurde, die einen militärischen Charakter oder die Befürwortung von Strafe (bis hin zur Todesstrafe) beinhaltet. Da hier kaum Items vorlagen, die sich zu einem eigenständigen Faktor dieser Art hätten gruppieren können, kann ein solcher Faktor auch nicht gefunden werden.

Ein Vergleich der Skalen mit dem Konzept des *right-wing-authoritarianism* nach Altemeyer (1996) fällt weniger ergiebig aus. Es gibt durchaus Überschneidungen, aber nur so weit, wie diese Überschneidungen auch mit der von Wilson (1985) vorgeschlagenen Struktur des Konservatismus vorliegen (*Befürwortung von Strafe, Vorurteile gegenüber Randgruppen*). Andere Facetten als diese hier werden nicht gefunden (z.B. *Autoritätshörigkeit, Selbstgerechtigkeit, Billigen von Machtmissbrauch*). Die hier entwickelten Skalen lassen eine größere Ähnlichkeit zu Wilsons (1973b, 1985) Konzept des Konservatismus erkennen als zu Altemeyers (1996) Konzept des *right-wing-authoritarianism*.

Interne Konsistenzen

Die weiter oben genannten Probleme auf der Itemebene beeinflussen ebenfalls die interne Konsistenz der Skalen. Wenn eine Versuchsperson das Item als *Christlich-traditionelles*-Item verstanden hat, das Item aber aufgrund der Mehrzahl der Versuchspersonen, die es als *Minoritätsfeindlichkeits*-Item verstanden haben eben diesem Faktor zugeordnet wurde, dann wird der Wert der einen Versuchsperson nicht mehr hoch mit dem Faktor *Minoritätsfeindlichkeit* korrelieren. Wenn es mehreren Personen so geht, dann fällt dies zu Lasten der internen Konsistenz der Skala.

Zusätzlich dazu sind die Skalen an sich relativ kurz, was ebenfalls die internen Konsistenzen beeinflusst (Field, 2009). So sind die internen Konsistenzen, angegeben als Cronbachs- α , nicht höher als das von Bühner (2006) geforderte Kriterium von

Konstruktion eines Fragebogens

Cronbachs- $\alpha = .8$. Es wird allerdings von einigen Autoren (z.B. Fahrenberg, Hampel & Selig, 2001; Wilson, 1973b) darauf hingewiesen, dass eine hohe interne Konsistenz weder unbedingt notwendig noch wünschenswert ist, da die betreffende Skala dann möglicherweise aus relativ homogenen Items besteht und kaum verschiedene Aspekte einer Persönlichkeit erfasst. Zudem ist es durchaus möglich, dass die Test-Retest-Reliabilität der Skalen dennoch hoch ist. Trotzdem sollte auch dieses Kriterium bzw. die Reliabilität der Skalen bei einer weiteren Konstruktion verbessert und überprüft werden. Dies ist möglicherweise durch eine Verbesserung der Items möglich.

Zur Frage nach dem g-Faktor

Wilson (1973) leitet aus den Skaleninterkorrelationen bzw. einer starken Hauptkomponente, die er und andere extrahieren (z.B. Henningham, 1996; Joe, 1984) die Existenz eines g-Faktors von Konservatismus ab. Dieser g-Faktor (siehe Abb. 1) unterliegt allen Skalen und beeinflusst die Einstellungen eines Menschen grundsätzlich.

Die hier extrahierten Skalen zeigen, wie schon mehrfach beschrieben, eine moderate Interkorrelation nur zwischen den Faktoren *Christlich-traditionell* und *Minoritätsfeindlichkeit*, die teilweise durch mangelhafte Items zu erklären ist. Diese Erklärung kann jedoch nicht ausreichend sein für die auch in anderen Studien (z.B. Stankov, 2009) gefundene Interkorrelation der hier beschriebenen Skalen. Die Annahme eines g-Faktors ist daher durchaus plausibel, mit Ausnahme der Skala *Anti-Hedonismus*. Da diese Skala entweder nicht gefunden wird (z.B. Wilson, 1973) oder kaum oder gar nicht mit der Skala Konservatismus korreliert (z.B. Stankov, 2007), kann sie keinem g-Faktor Konservatismus zugeordnet werden. Ebenfalls in dem weiter oben berücksichtigten 2-Faktorenmodell tritt dieser Faktor als zweiter und relativ unabhängiger Faktor auf. ($r = .155$). Daher ist es wahrscheinlich, dass ein Faktor Konservatismus existiert, der sich in Subfacetten aufgliedert, von denen eine hier als *Minoritätsfeindlichkeit* gefunden wurde, jedoch weitgehend orthogonal dazu ein Faktor (also eine Eigenschaft) existiert, der *Anti-Hedonismus* genannt werden kann und nicht diesem g-Faktor zuzuordnen ist.

Zur Konstruktvalidität

Einen Hinweis auf eine gute Konstruktvalidität geben einerseits die Mittelwertvergleiche zwischen Akademikern und Nicht-Akademikern sowie die

Konstruktion eines Fragebogens

zwischen älteren und jüngeren Personen, andererseits die Korrelationen mit den Skalen des NEO-FFI (Borkenau & Ostendorf, 1993). Die mit dem NEO-FFI gefundenen Zusammenhänge entsprechen teilweise denen anderer Studien.

Für eine generelle Konservatismus-Skala wird in anderen Studien konsistent ein negativer Zusammenhang zu *Offenheit für neue Erfahrungen* gefunden (z.B. Van Hiel & Mervielde, 2004; von Collani & Grumm, 2009), die ebenfalls ähnlich hoch ist wie die hier vorliegenden Korrelationen. Ebenso findet sich für keine der Skalen ein Zusammenhang für *Neurotizismus*, was den Befunden von Wilson et al. (1973) oder von Collani et al. (2009) entspricht. Allerdings liegt für die hier gefundenen Skalen und *Extraversion* eine moderate Korrelation nur für die Skala *Anti-Hedonismus* vor ($r = -.26$). Wilson et al. (1973) finden für die zwei dem Konservatismus untergeordneten Skalen *Anti-Hedonismus* und *Religion-Puritanismus* negative Korrelationen mit *Extraversion* von $r = -.36$ und $r = -.30$, von Collani et al. (2009) finden hingegen für eine generelle Skala *political conservatism* keinen Zusammenhang zu *Extraversion*.

Die hier für zwei Skalen gefundenen Zusammenhänge zu *Verträglichkeit* lassen sich in der vorliegenden Literatur ebenfalls nicht wiederfinden, allenfalls eine kleine Korrelation von $r = -.16$ zwischen *Verträglichkeit* und *political conservatism* (von Collani & Grumm, 2009).

Alles in allem geben die Korrelationen des NEO-FFI einen recht guten Hinweis darauf, dass die hier extrahierten Skalen *Christlich-traditionell*, *Anti-Hedonismus* und *Minoritätsfeindlichkeit* gute Facetten des Konstrukts Konservatismus darstellen. Die Übereinstimmung zu anderen Studien liefert dennoch nur einen Hinweis darauf, dass die Skalen eine gute Validität aufweisen - eingeschränkt durch eine mangelnde Vergleichbarkeit der einzelnen Studien aufgrund unterschiedlicher Erhebungszeitpunkte, Stichproben und Messinstrumente. Die weitere Überprüfung dieses Kriteriums könnte Gegenstand einer weiteren Konstruktion des Fragebogens zur Erfassung konventioneller Einstellungen sein, erreichbar durch die direkte Miterhebung konvergenter und diskriminanter Kriterien. Allerdings war und ist das Ziel einer solchen Konstruktion nicht eine simple Reproduktion eines schon bestehenden Fragebogens sondern die Neukonstruktion eines solchen und die Überprüfung des zugrunde liegenden Konstrukts. In dem Sinne sind Unterschiede zu bereits bestehenden Fragebögen erwünscht, sie sollten nur hingehend ihrer Berechtigung überprüft werden und nicht Resultat methodischer Mängel sein.

Die bereits bezüglich der einzelnen Skalen angesprochenen Effekte des Alters und der Berufsgruppen sowie des Geschlechts sind nicht ganz so konsistent mit der Literatur wie die Ergebnisse des NEO-FFI. Generell wurden bei den hier vorliegenden Daten nur Effekte für die Skala *Anti-Hedonismus* gefunden mit Ausnahme eines Mittelwertunterschiedes der Berufsgruppen auf der Skala *Minoritätsfeindlichkeit* ($t(286) = -2.309, p < .05$).

Boshier (1973) findet für eine Gesamtskala Konservatismus keine Unterschiede für Männer und Frauen, was den hier vorliegenden Werten für die Skalen *Christlich-traditionell* und *Minoritätsfeindlichkeit* entspricht. Wieso es für die Skala *Anti-Hedonismus* derartige Unterschiede gibt, kann nicht eindeutig geklärt werden.

Henningham (1996) berichtet eine negative Korrelation zwischen Bildung und Konservatismus. Diese Korrelation kann hier nicht wiedergefunden werden, da die Bildung der Personen nur auf Nominalskalenniveau und indirekt erfasst wurde. Dennoch leitet sich aus der von Henningham (1996) gefundenen Korrelation ab, dass gebildete Menschen weniger konservativ sind, folglich sollten die hier als Akademiker klassifizierten Personen einen geringeren Wert auf den Skalen erhalten. Dies trifft allerdings nur für die Skala *Anti-Hedonismus* zu.

Bezüglich des Alters gilt es als gesichert, dass ältere Menschen konservativer sind als jüngere (Cornelis et al., 2009). Entgegen dieser viel berichteten Zusammenhänge gibt es hier keine Zusammenhänge zwischen dem Alter der Versuchspersonen und den Werten auf den Skalen *Christlich-traditionell* und *Minoritätsfeindlichkeit*, jedoch für die Skala *Anti-Hedonismus* ($r = .456$). Dies entspricht ungefähr den bei Cornelis et al. (2009) aus verschiedenen Studien wiedergegebenen Korrelationen zwischen dem Alter und einem Gesamtmaß des Konservatismus.

Es zeigen sich für die drei hier erhobenen soziodemografischen Variablen (Alter, Beruf, Geschlecht) nur der Literatur entsprechenden Zusammenhänge mit der Skala *Anti-Hedonismus* (mit der Einschränkung, dass der Effekt der Berufsgruppen in der oberen Altersklasse nicht mehr auftritt). Dennoch stellt sich die Frage, ob diese Skala, ebenfalls weitestgehend unabhängig von den beiden anderen Skalen, nicht in größerem Maße der „klassischen“ Konservatismus-Skala nach Wilson und Patterson (1968; Wilson, 1985) entspricht als die beiden anderen Skalen.

6. Zusammenfassung

Abschließend ist festzuhalten, dass die verwendeten Skalen, obwohl theoretisch nicht explizit an Wilsons (1973a, 1973b, 1985) Skalen angelehnt, diesen in ihrer Struktur ähnlich sind. Trotz der Tatsache, dass bei der Konstruktion der 52 Items zur Vorform des Fragebogens der Begriff der Spießigkeit im Raum stand und ein mögliches Konstrukt Spießigkeit hätte erfasst werden sollen, sind die Skalen im weitesten Sinne Konservatismus-Skalen. Es stellt sich die Frage, ob Spießigkeit und Konservatismus, wie schon in der Abschnitt zur Theorie angedeutet, überhaupt zu trennen sind oder ob Spießigkeit eine besonders ausgeprägte Form des Konservatismus ist. Ein Spießbürger könnte zum Beispiel jemand sein, der auf allen drei hier extrahierten Skalen hohe Werte aufweist. Die Korrelationen zwischen den Skalen sprechen dafür, dass es solche Personen gibt. Ob diese aber einen Spießer (im weitesten Sinne) abbilden, lässt sich nicht ohne eine genauere Definition des Spießbürgers und eine entsprechende Kriteriumsvalidierung feststellen. Weiter müsste überprüft werden, an welchem Punkt sich dann eine solche Person von einem extrem Konservativen Menschen unterscheiden lässt – vielleicht durch ausgeprägte Intoleranz und geringe Offenheit gegenüber neuen Erfahrungen. Allerdings ist es gut möglich, dass – auch aufgrund der sehr unscharfen Definition und Verwendung des Begriffs „Spießer“ – eine solche Abgrenzung gar nicht möglich ist.

Die Gütekriterien der einzelnen Skalen sind (so weit wie überprüfbar) weitestgehend zufriedenstellend. Wie bereits erwähnt gibt es eine große Überschneidung mit den vorgestellten Theorien des Konservatismus. Die interne Konsistenz als Schätzer für eine Reliabilität ist allerdings nicht ausreichend - diese sollte entweder auf Itemebene bzw. durch Verlängerung der Skalen verbessert oder durch eine Test-Retest-Reliabilität überprüft werden. Die Test-Retest-Reliabilität scheint aufgrund der geringen Länge der Skalen und deren Heterogenität ohnehin der einzig adäquate Kennwert zur Feststellung der Reliabilität zu sein.

Hinweise auf eine gute Validität wurden aufgeführt – die Korrelationen der Skalen mit den Werten des NEO-FFI weisen auf eine mindestens zufriedenstellende Validität hin. Auch die Zusammenhänge zu den erfassten soziodemografischen Daten weisen (unter Berücksichtigung einiger Mängel der Daten) auf eine gute Übereinstimmung mit anderen Konservatismus-Skalen, vorrangig der C-Skala (Wilson et al., 1968, Wilson 1985) hin.

Konstruktion eines Fragebogens

Die Konstruktion einer Vorform des Fragebogens zur Erfassung konventioneller Eigenschaften ist bis hierher vollkommen zufriedenstellend gelungen. Es ist daher sehr gut möglich, diese Konstruktion in Richtung einer einsetzbaren Form des Fragebogens fortzusetzen und damit einhergehend weitere Erkenntnisse über dieses vielfältige Konstrukt zu erlangen.

7. Literaturverzeichnis

- Acerbi, A., Enquist, M. & Ghirlanda, S. (2009). Cultural evolution and individual development of openness and conservatism. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106, 18931-18935.
- Adorno, T. W., Frenkel-Brunswik, E., Levinson, D. J. & Sanford, R. N. (1950). *The authoritarian personality*. New York: Harper.
- Altemeyer, B. (1999). To thine own self be untrue: Self-awareness in authoritarians. *North American Journal of Psychology*, 1, 157-164.
- Altemeyer, R. (1996). *The authoritarian specter*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bagley, C., Wilson, G. D. & Boshier, R. (1970). The conservatism scale: A factor-structure-comparison of english, dutch and new zealand samples. *The Journal of Social Psychology*, 81, 267-268.
- Bartlett, M. S. (1937). Properties of sufficiency and statistical tests. *Proceedings of the Royal Statistical Society Series*, 160, 268-282.
- Borkenau, P. & Ostendorf, F. (1993). *NEO Fünf Faktoren Inventar nach Costa und McCrea (NEO-FFI)*. Göttingen: Hogrefe.
- Bortz, J. (1999). *Statistik für Sozialwissenschaftler*. Berlin: Springer.
- Boshier, R. (1973). *Conservatism within families: A study of the generation gap*. In G. D. Wilson (Ed.), *The psychology of conservatism*, S. 209-223.
- Brockhaus-Enzyklopädie: In 24. Bd. (1990). *Band 12, Kir. – Lag*. Mannheim: Brockhaus.
- Bühner, M. (2006). *Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion*. München: Pearson.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Cornelis, I., van Hiel, A., Roets, A. & Kossowska, M. (2009). Age Differences in Conservatism: Evidence on the Mediating Effects of Personality and Cognitive Style. *Journal of Personality*, 77, 51-88.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334.

- Crowson, H. M. (2009). Are all conservatives alike? A study of the psychological correlates of cultural and economic conservatism. *The Journal of Psychology*, 143(5), 449-463.
- Eysenck, S. B. G. & Eysenck, H. J. (1969). Scores of three personality variables as a function of age, sex and social class. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 8, 69-76.
- Fahrenberg, J., Hampel, R. & Selig, H. (2001). *Das Freiburger Persönlichkeitsinventar, 7. überarbeitete und neunormierte Form*. Göttingen: Hogrefe.
- Field, P. A. (2009). *Discovering statistics using spss (and sex, drugs and rock'n'roll)*. Los Angeles: Sage.
- Henningham, J. P. (1996). A 12-Item scale of social conservatism. *Personality and Individual Differences*, 20(4), 517-519.
- Joe, V. C. (1984). Factor analysis of the conservatism scale. *The Journal of Social Psychology*, 124, 175-178.
- Jost, J. T., Glaser, J., Kruglanski, A.W. & Sulloway, F. J. (2003). Political conservatism as motivated social cognition. *Psychological Bulletin*, 129(3), 339-375.
- Kaiser, H. F. & Dickman, K. (1959). Analytic determination of common factors. *American Psychologist*, 14, 425.
- Maltby, J., Day, L. & Macaskill, A. (2007). Conservatism, Authoritarianism and Right Wing Attitudes. In J. Maltby, L. Day & A. Macaskill. *Personality, Individual Differences and Intelligence* (S. 528-535). Essex: Pearson.
- Mannheim, K. (1984). *Konservatismus: ein Beitrag zur Soziologie des Wissens*. Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- Nissani, M. (1994). Conceptual conservatism: An understated variable in human affairs? *The Social Science Journal*, 31, 307-318.
- Stankov, L. (2007). The structure among measures of personality, social attitudes, values, and social norms. *Journal of Individual Differences*, 28, 240-251.
- Van Hiel, A. & Mervielde, I. (2004). Personality and current political beliefs. *Psychologica Belgica*, 36, 221-226.
- Von Collani, G. & Grumm, M. (2009). On the dimensional structure of personality, ideological beliefs, social attitudes, and personal values. *Journal of Individual Differences*, 30(2), 107-119.

- Walkey, F. H., Katz, Y. J. & Green, D. E. (1990). The general factor in the conservatism scale: A multinational multicultural examination. *Personality and Individual Differences*, 11(9), 985-988.
- Wilson, G. D. (1973a). The concept of conservatism. In G. D. Wilson (Ed.), *The psychology of conservatism* (3-15). London: Academic Press.
- Wilson, G. D. (1973b). The factor structure of the C-Scale. In G. D. Wilson (Ed.), *The psychology of conservatism* (71-91). London: Academic Press.
- Wilson, G. D. (1973c). A dynamic theorie of conservatism. In G. D. Wilson (Ed.), *The psychology of conservatism* (257-271). London: Academic Press.
- Wilson, G. D. (1975). *Manual for the Wilson-Patterson attitude inventory*. Windsor: NFER.
- Wilson, G. D. (1985). The „catchphrase“ approach to attitude measurement. *Personality and Individual Differences*, 6, 31-37.
- Wilson, G. D. & Brazendale, A. H. (1973). Social Attitude correlates of Eysenck's personality dimensions. *Social Behaviour and Personality*, 1(2), 115-118.
- Wilson, G. D. & Patterson, G. (1968). A new measure of conservatism. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 7, 264-269.

8. Anhang

A 52-Itemversion des Fragebogens zur Erfassung konventioneller Eigenschaften

Fragebogen zu Ansichten und Verhaltensweisen

Liebe Teilnehmerin, lieber Teilnehmer,

Sie finden nachfolgend eine Reihe von Aussagen, die Sie bitte wahrheitsgemäß durch Ankreuzen der für Sie am ehesten zutreffenden Alternative beantworten. Da Menschen naturgemäß verschieden sind, gibt es keine „richtigen“ oder „falschen“ Antworten. Ihre Angaben werden vertraulich behandelt und nicht an Dritte weitergegeben. Sie helfen uns damit, einen neuen Fragebogen im Rahmen der Ausbildung im Bachelor-Studiengang Psychologie an der Universität Göttingen zu entwickeln. Antworten Sie bitte spontan und lassen Sie möglichst keine Frage aus.

Code (vom Versuchsleiter vergeben):

Alter:

Beruf:

Geschlecht:

Bedeutung der Antworten: Ich stimme der Aussage zu:

(1) überhaupt nicht (2) eher nicht (3) teils/teils (4) überwiegend (5) voll und ganz

1. Ich probiere gerne neuartige oder exotische Speisen aus.	1	2	3	4	5
2. Bei der Berufswahl ist eine sichere Zukunftsperspektive wichtiger als persönliche Vorlieben.	1	2	3	4	5
3. Ich finde es in Ordnung, dass manche Menschen nicht zur Wahl gehen.	1	2	3	4	5
4. Der Mann sollte der Frau den Heiratsantrag machen, und nicht umgekehrt.	1	2	3	4	5
5. Ab 16 kann ein Kind selbst entscheiden, wann es nach Hause kommt.	1	2	3	4	5
6. „Was du heute kannst besorgen, das verschiebe nicht auf morgen!“	1	2	3	4	5
7. Man sollte Kinder taufen lassen.	1	2	3	4	5
8. Man sollte seine Tochter nicht im kurzen Rock aus dem Haus gehen lassen.	1	2	3	4	5

9. Es würde mich stören, wenn sich zum Beispiel durch Rollstuhlfahrer oder ältere Menschen die Weiterfahrt des Busses verzögert.	1	2	3	4	5
10. Frauen sollten Bier nicht aus der Flasche trinken.	1	2	3	4	5
11. Im Bett wird nicht gegessen.	1	2	3	4	5
12. Mit der provokanten modernen Kunst kann ich wenig anfangen.	1	2	3	4	5
13. Ich hätte kein Problem damit, wenn mein Kind andere politische Ansichten als ich verträte.	1	2	3	4	5
14. Ich habe eigentlich fast immer recht.	1	2	3	4	5
15. Geld ist zum Ausgeben da.	1	2	3	4	5
16. Man darf erst vom Tisch aufstehen, wenn alle aufgegessen haben.	1	2	3	4	5
17. Wenn mir eine Sportart Spaß macht, ist es mir egal, ob ich mich verletzen oder schmutzig werden kann.	1	2	3	4	5
18. „Erst die Arbeit, dann das Vergnügen!“	1	2	3	4	5
19. In öffentlichen Verkehrsmitteln sollte nur Deutsch gesprochen werden.	1	2	3	4	5
20. Ich begrüße es, dass Frauen heutzutage in traditionellen Männer-Berufen Fuß fassen.	1	2	3	4	5
21. Es ist mir wichtig, ein repräsentatives Auto zu besitzen.	1	2	3	4	5
22. Aus Gründen der Ästhetik würde ich nur ungern von Plastiktellern essen.	1	2	3	4	5
23. Man kann ruhig auch mal einen ganzen Tag im Bett faulenzen.	1	2	3	4	5
24. Ich empfinde es als unangenehm, wenn gleichgeschlechtliche Partner sich öffentlich küssen.	1	2	3	4	5
25. Ich versuche oft, mich in andere hinein zu versetzen.	1	2	3	4	5

26. „Sex, Drugs and Rock'n'Roll - so lässt sich's leben!“	1	2	3	4	5
27. Ich finde es durchaus in Ordnung, wenn man eine offene Beziehung mit seinem Partner führt.	1	2	3	4	5
28. Ich verreise gerne spontan.	1	2	3	4	5
29. Die ersten drei Lebensjahre sollte ein Kind ausschließlich von der Familie betreut werden.	1	2	3	4	5
30. „Todesstrafe für Kinderschänder!“	1	2	3	4	5
31. Ich kaufe eher teure Markenprodukte, als günstigere (gleichwertige) Alternativprodukte.	1	2	3	4	5
32. Im Beruf sollte man stets strikt nach den Vorgaben arbeiten.	1	2	3	4	5
33. Traditionelle Rollenverteilung in der Familie erachte ich als sinnvoll.	1	2	3	4	5
34. Ich finde es nicht schlimm, angetrunken mit dem Fahrrad zu fahren.	1	2	3	4	5
35. Ohne religiöse Trauung ist es keine richtige Ehe.	1	2	3	4	5
36. Pünktlichkeit sollte eine Selbstverständlichkeit sein.	1	2	3	4	5
37. Homosexuelle Paare sollten Kinder adoptieren können.	1	2	3	4	5
38. Ich würde einen gemütlichen DVD-Abend oder ein gutes Buch einer Party vorziehen.	1	2	3	4	5
39. Es stört mich nicht, wenn Besuch kommt und meine Wohnung unaufgeräumt ist.	1	2	3	4	5
40. Ich neige zu Spontankäufen.	1	2	3	4	5
41. Moscheen passen nicht in unser Stadtbild.	1	2	3	4	5
42. Ich bin offen für alternative Medizin und Naturheilkunde.	1	2	3	4	5

43. Änderungen in meinem gewohnten Tagesablauf bringen mich durcheinander.	1	2	3	4	5
44. Die deutsche Kultur ist christlich und sollte es auch bleiben.	1	2	3	4	5
45. Eine Partnerschaft funktioniert am besten bei gleicher sozialer Stellung der Partner.	1	2	3	4	5
46. Auch im Chat und in persönlichen E-Mails sollte man auf Groß- und Kleinschreibung achten.	1	2	3	4	5
47. Religionsunterricht sollte obligatorisch sein.	1	2	3	4	5
48. Ich lerne gerne Leute näher kennen, die ganz andere Ansichten als ich haben.	1	2	3	4	5
49. Ich würde durchaus auch Second-Hand Kleidung tragen.	1	2	3	4	5
50. Traditionen sind aus gutem Grund entstanden und für unsere Gesellschaft wertvoll.	1	2	3	4	5
51. Einwanderer stellen eine Bereicherung für unser Land dar.	1	2	3	4	5
52. Im Straßenverkehr sollte man Andere auf ihr Fehlverhalten hinweisen.	1	2	3	4	5

Vielen Dank!

Anhang B.

Ergebnisse der 4-Faktorenlösung, Faktorladungen, Cronbachs- α , Faktorbezeichnung

	Faktor				
	<i>christlich- traditionell</i>	<i>Familien- ordnung</i>	<i>Minoritäts- feindlichkeit</i>	<i>Anti- Hedonismus</i>	
50. Traditionen sind aus gutem Grund entstanden und für unsere Gesellschaft wertvoll	.677	.014	-.008	-.087	
44. Die deutsche Kultur ist christlich und sollte es auch bleiben	.630	.020	.264	-.144	
7. Man sollte Kinder taufen lassen	.607	-.012	.027	-.080	
35. Ohne religiöse Trauung ist es keine richtige Ehe	.500	-.357	.039	.062	
47. Religionsunterricht sollte obligatorisch sein	.470	-.105	-.055	-.044	
16. Man darf erst vom Tisch aufstehen, wenn alle aufgegessen haben	.427	.000	.034	-.155	
15. Geld ist zum Ausgeben da	.137	.548	.209	.077	
9. Es würde mich stören, wenn sich zum Beispiel durch Rollstuhlfahrer oder ältere Menschen die Weiterfahrt des Busses verzögert	-.233	-.501	.162	-.003	
4. Der Mann sollte der Frau den Heiratsantrag machen, und nicht umgekehrt	.288	-.473	.075	.048	
33. Traditionelle Rollenverteilung in der Familie erachte ich als sinnvoll	.364	-.445	.185	.079	
40. Ich neige zu Spontankäufen	-.044	.436	.309	.016	
20. Ich begrüße es, dass Frauen heutzutage in traditionellen Männer-Berufen Fuß fassen	.118	-.424	.195	.096	
51. Einwanderer stellen eine Bereicherung für unser Land dar	.036	-.047	.679	-.194	
41. Moscheen passen nicht in unser Stadtbild	.232	-.114	.594	-.217	
19. In öffentlichen Verkehrsmitteln sollte nur Deutsch gesprochen werden	.203	-.155	.519	-.216	
48. Ich lerne gerne Leute näher kennen, die ganz andere Ansichten als ich haben	-.289	-.032	.465	.302	
49. Ich würde durchaus Second-Hand Kleidung tragen	-.040	-.092	.439	.191	
30. „Todesstrafe für Kinderschänder!“	.093	-.146	.435	.038	
32. Im Beruf sollte man stets strikt nach den Vorgaben arbeiten	.098	.039	.411	.059	
12. Mit der provokanten modernen Kunst kann ich wenig anfangen	.160	.083	.407	-.054	
38. Ich würde einen gemütlichen DVD-Abend oder ein gutes Buch einer Party vorziehen	-.177	-.033	-.095	.518	
17. Wenn mir eine Sportart Spaß macht, ist es mir egal, ob ich mich verletzen oder dreckig werden kann	-.005	.163	-.031	.497	
26. „Sex, Drugs & Rock'n'Roll - so lässt sich's leben!“	.204	.335	.044	.483	
43. Änderungen in meinem gewohnten Tagesablauf bringen mich durcheinander	-.132	-.206	.046	.469	
34. Ich finde es nicht schlimm, angetrunken mit dem Fahrrad zu fahren	.131	.322	.031	.453	
Anzahl der Items	6	6	8	5	
Cronbachs Alpha	.701	.365	.683	.551	

Anhang C.

2-Faktorenlösung, orthogonal und oblique rotiert, Cronbachs- α

Item	oblique (Oblimin)		orthogonal (Varimax)	
	Faktor			
	1	2	1	2
33. Traditionelle Rollenverteilung in der Familie erachte ich als sinnvoll	.649		.641	
41. Moscheen passen nicht in unser Stadtbild	.619		.611	
24. Ich empfinde es als unangenehm, wenn gleichgeschlechtliche Partner sich öffentlich küssen	.593		.588	
35. Ohne religiöse Trauung ist es keine richtige Ehe	.577		.572	
19. In öffentlichen Verkehrsmitteln sollte nur Deutsch gesprochen werden	.572		.564	
44. Die deutsche Kultur ist christlich und sollte es auch bleiben	.567		.564	
21. Es ist mir wichtig, ein repräsentatives Auto zu fahren	.547		.539	
4. Der Mann sollte der Frau den Heiratsantrag machen, und nicht umgekehrt	.536		.528	
51. Einwanderer stellen eine Bereicherung für unser Land dar	.513		.506	
37. Homosexuelle Paare sollten Kinder adoptieren können	.509		.506	
8. Man sollte seine Tochter nicht im kurzen Rock aus dem Haus gehen lassen	.502		.496	
20. Ich begrüße es, dass Frauen heutzutage in traditionellen Männer-Berufen Fuß fassen	.487		.479	
30. "Todesstrafe für Kinderschänder!"	.463		.458	
50. Traditionen sind aus gutem Grund entstanden und für unsere Gesellschaft wertvoll	.414		.413	
7. Man sollte Kinder taufen lassen	.410		.408	
26. "Sex, Drugs & Rock'n'Roll - so lässt sich's leben!"		.654		.655
34. Ich finde es nicht schlimm, angetrunken mit dem Fahrrad zu fahren		.594		.588
15. Geld ist zum Ausgeben da		.503		.490
17. Wenn mir eine Sportart Spaß macht, ist es mir egal, ob ich mich verletzen oder dreckig werden kann		.454		.444
9. Es würde mich stören, wenn sich zum Beispiel durch Rollstuhlfahrer oder ältere Menschen die Weiterfahrt des Busses verzögert		-.447		-.408
28. Ich verreise gerne spontan		.402		.408
11. Im Bett wird nicht gegessen		.397	.301	.439
6. "Was du heute kannst besorgen, das verschiebe nicht auf morgen!"		.397		.413
18. "Erst die Arbeit, dann das Vergnügen"		.385		.415
Cronbachs- α	.831	.638*		
(Itemanzahl)	(15)	(9)		

Anmerkung: Alle Ladungen $< .30$ werden nicht angezeigt. Alle Items, die auf keinem der Faktoren eine höhere Faktorladung also $.30$ hatten, wurden entfernt. *Item 9 umgepolt.

Hiermit versichere ich, dass ich die Arbeit mit dem Titel “Konstruktion eines Fragebogens zur Erfassung konventioneller Einstellungen selbständig verfasst und keine anderen als die angegebenen Hilfsmittel und Quellen benutzt habe.

Datum.....

Unterschrift .....