

Riebschläger, Marlis

Working Paper — Digitized Version

Zur Bedeutung von Interviewereffekten im Sozio- oekonomischen Panel (SOEP): Eine Analyse mit Hilfe kumulierter Logits

DIW Discussion Papers, No. 105

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Riebschläger, Marlis (1995) : Zur Bedeutung von Interviewereffekten im Sozio-
oekonomischen Panel (SOEP): Eine Analyse mit Hilfe kumulierter Logits, DIW Discussion Papers, No.
105, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/95740>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



Diskussionspapiere
Discussion Papers

Diskussionspapier Nr. 105

**Zur Bedeutung von Interviewereffekten im
Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) -
Eine Analyse mit Hilfe kumulierter Logits**

von
Marlis Riebschläger*

Die in diesem Papier vertretenen Auffassungen liegen ausschließlich in der Verantwortung des Verfassers und nicht in der des Instituts.

Opinions expressed in this paper are those of the author and do not necessarily reflect views of the Institute.

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung

Diskussionspapier Nr. 105

**Zur Bedeutung von Interviewereffekten im
Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) -
Eine Analyse mit Hilfe kumulierter Logits**

von
Marlis Riebschläger*

* Zur Zeit: CEPS/INSTEAD
B. P. 65
L-7201 Walferdange

Berlin, März 1995

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin
Königin-Luise-Str. 5, 14191 Berlin
Telefon: 49-30 - 89 7 89 -0
Telefax: 49-30 - 89 7 89 -200

Inhaltsübersicht

1	Einleitung	1
2	Allgemeine Modellbeschreibung	4
3	Die geschätzten Modelle	6
	3.1 Die Analysepopulation	6
	3.2 Die Einflußgrößen	6
4	Ergebnisse	8
	4.1 Die Befragtenmerkmale	8
5	Schlußfolgerung	16
	Literatur	17
A	Anhang	18
	A.1 Zur Größeneinschätzung der Koeffizienten	18
	A.2 Koeffizienten und P-Werte der Signifikanztests	20

1 Einleitung

In der Umfrageforschung spielt eine mögliche Beeinflussung der Befragten durch den Interviewer eine grundsätzlich störende Rolle. In der Bundesrepublik Deutschland wurden hierzu außerhalb der Psychologie und Sozialpsychologie bislang nur wenige Untersuchungen durchgeführt (vgl. z. B. Hoag 1981, Steinert 1984, Dworschak 1985).

Da im sozio-oekonomischen Panel (SOEP) auch Interviewermerkmale erhoben werden, ist es möglich, den Einfluß dieser Merkmale anhand konkreter Daten zu analysieren. Im Rahmen der Analysen der Basis-Befragung des SOEP in der DDR wurde der Einfluß von Interviewermerkmalen auf das Antwortverhalten bei DDR-spezifischen Fragen untersucht (vgl. Riebschläger und Wagner 1991). Hierbei stand die Frage im Vordergrund, ob die Interviewer, die schon zu DDR-Zeiten lange vor der Maueröffnung zum Interviewerstab der "Abteilung Soziologie des Rundfunks der DDR" gehörten, ein anderes Antwortverhalten induzieren als neu rekrutierte Interviewer. Zu diesem Zweck wurden Variablen (die *Zufriedenheit mit der Demokratie* und die *Zufriedenheit mit der sozialen Sicherheit*) analysiert, von denen man erwarten konnte, daß sie von der persönlichen Einstellung eines Interviewers beeinflußt werden können. Neben dem primär interessierenden Merkmal *Eintrittsdatum in den Interviewerstab* wurden auch demographische Merkmale untersucht, von denen jedoch nur das Alter in geringem Maße einen Einfluß zeigte. Dieser Effekt ist auch aus anderen Umfragen bekannt (vgl. Dworschak, Hoag).

Das Ziel dieses Papiers ist es, den Einfluß von Interviewermerkmalen in allgemeiner Form, d. h. losgelöst von spezifischen Fragestellungen für eine Panelerhebung zu untersuchen. Eine generelle Einschätzung von Interviewereffekten ist insofern von Interesse, als bei empirischen Analysen i. a. keine Interviewermerkmale einbezogen werden, was jedoch unter Umständen Auswirkungen auf die Schätzungen der primär interessierenden Faktoren haben kann.

Interviewer-Effekte können sich in zweierlei Weise auswirken :

1. durch unterschiedliche Teilnahmebereitschaft
2. durch Beeinflussung der erhobenen Daten selbst.

So ist z. B. bei subjektiven Indikatoren eine Anpassung an die "vermutete Meinung des Interviewers" (vgl. Steinert 1984) denkbar.

Die Vernachlässigung der Interviewermerkmale im Modell kann unter Umständen folgende Auswirkungen haben:

- (a) Die unerklärte Varianz kann größer werden, was bei Tests zur Vergrößerung des Fehlers 2. Art führt.
- (b) Die Einflüsse der primär interessierenden Merkmale werden verzerrt, d.h. daß deren Koeffizienten im Modell verzerrt geschätzt werden.

Während die erste Konsequenz insofern weniger gravierend ist, als sie alle Koeffizienten im Modell betrifft, kann die zweite Einzelergebnisse verfälschen.

In der im folgenden beschriebenen Untersuchung wurden Analysen anhand einer ganzen Palette von subjektiven Indikatoren durchgeführt, die im SOEP erhoben werden. Man kann annehmen, daß sich bei diesen sogenannten "weichen" Variablen Interviewereffekte eher zeigen als bei "harten" Variablen, wie z. B. Einkommen und Erwerbsbeteiligung.

Neben der Frage zur allgemeinen Lebenszufriedenheit, wurden die Fragen zur Wichtigkeit verschiedener Lebensbereiche ausgewählt. Die Formulierung der Fragen lautet:

1. Wie zufrieden sind Sie gegenwärtig, alles in allem mit Ihrem Leben?

0 : ganz und gar unzufrieden, ..., 10 : ganz und gar zufrieden

2. Verschiedenen Menschen sind verschiedene Dinge im Leben wichtig. Sind für Sie persönlich die folgenden Dinge heute

— sehr wichtig – wichtig – weniger wichtig – ganz unwichtig ? —

- A Sich etwas leisten können
- B Für andere da sein
- C Sich selbst verwirklichen
- D Erfolg im Beruf haben
- E Ein eigenes Haus haben
- F Eine glückliche Ehe / Partnerschaft führen
- G Kinder haben
- H Viel mit Freunden zusammen sein
- I Sich politisch, gesellschaftlich einsetzen
- K Die Welt sehen, viele Reisen machen

Dieser Fragenkomplex deckt ein weites Spektrum sehr persönlicher Bereiche ab. Er wurde erstmalig in Welle 7 (1990) in der Stichprobe A (Deutsche West) erhoben. In gewisser Weise kann man sagen, daß diese Fragen allgemeiner gehalten sind, als andere Indikatoren, die ab Welle eins zur Verfügung stehen, wie z. B. die *Sorgen um den Umweltschutz* bzw. die *allgemeine wirtschaftliche Entwicklung*, die in den Bereich der Frage nach dem politischen oder gesellschaftlichen Engagement fallen. Fragen nach der *Zufriedenheit mit der Wohnung* oder dem *Haushaltseinkommen* werden ebenfalls ab Welle 1 erhoben, sind aber auch in gewisser Weise durch *E Ein eigenes Haus haben* und *A Sich etwas leisten können* berührt, wenn auch nicht abgedeckt.

Als mögliche Einflußfaktoren auf das Antwortverhalten wurden sozio-demographische Variablen, wie Alter, Schulbildung und Geschlecht der Interviewer und der Befragten sowie deren Kombinationen untersucht.

Darüberhinaus wurde die Welle der Erstteilnahme ins Modell einbezogen. Landua (1993) behauptet, daß Personen, die schon mehrfach befragt worden waren, seltener dazu neigten, Extremwerte zu nennen als erstmals Befragte. Bei Landuas Analyse, die anhand der Variablen *allgemeine Lebenszufriedenheit* durchgeführt wurde, ist der Effekt der Mehrfachbefragung (auch als "Paneleffekt" bezeichnet) freilich eindeutig mit dem Alterseffekt der Befragten vermengt¹, d.h. die von Landua angegebene "Ausschaltung anderer Einflüsse" ist nicht gegeben. Dennoch deuten die Häufigkeitsverteilungen der Angaben zu den verschiedenen Zeitpunkten auf einen Mehrfachbefragungseffekt hin. Um eventuelle Interviewereffekte nicht mit einem möglichen Paneleffekt zu vermengen, wurde die Variable als potentielle Einflußgröße ins Modell aufgenommen.

Der potentielle Einfluß der Merkmale wird in diesem Papier mit Hilfe eines Logit-Modells untersucht. Da es sich bei den Fragen zur Wichtigkeit verschiedener Lebensbereiche sowie zur allgemeinen Lebenszufriedenheit um ordinal skalierte Variablen handelt, wurden kumulierte Logits gebildet (vgl. Mc Cullagh/Nelder, 1983). In diesem Modell werden nicht die Besetzungszahlen spezieller Kategorien bei unterschiedlichen Kovariatenkombinationen miteinander verglichen, sondern es wird überprüft, ob bei bestimmten Kovariatenkonstellationen den Bereichen generell eine höhere Wichtigkeit attestiert wird, als bei anderen. So ist z. B. zu erwarten, daß die Antworten von Frauen auf die Frage nach der Wichtigkeit, für andere da zu sein, stärker im oberen Skalenbereich angesiedelt sein werden, als bei Männern.

Eine potentielle Auswirkung von Interviewereffekten auf das Antwortverhalten, in bezug auf (Nicht-) Beantwortung (Item-Nonresponse) der genannten Fragen war nicht möglich, da der Anteil der Personen, die auf die genannten Fragen keine Antwort gegeben haben, so gering ist, daß eine Aufteilung in Subpopulationen nicht möglich war.²

¹Landua vergleicht die Antworten zur allgemeinen Lebenszufriedenheit im Jahre 1988 von

- Personen, die 1988 erstmals befragt wurden und 16 oder 17 Jahre alt waren und
- Personen, die seit 1984 im Panel waren und 1984 16 oder 17 Jahre alt waren. 1988 sind diese Personen aber 20 oder 21 Jahre alt !

²Eine generelle Analyse der Antwortverweigerung anhand der "Bruttoinformationen" des SOEP bleibt weiteren Untersuchungen vorbehalten.

2 Allgemeine Modellbeschreibung

Das kumulative Logit-Modell findet man u. a. beschrieben bei Mc Cullagh/Nelder (1983). Sowohl die abhängige als auch die unabhängigen Variablen liegen in kategorialer Form vor.

Es sei

- n_C die Anzahl der Kategorien der abhängigen Variablen,
- N die Anzahl aller Kovariatenereinstellungen,
- p_{nc} die Wahrscheinlichkeit, bei Beobachtung (Kovariatenereinstellung) n ein Ergebnis in Kategorie c zu erhalten ($c = 1, \dots, C$).

Die unabhängigen Variablen werden durch Vektoren $\mathbf{x}_n, n = 1, \dots, N$ beschrieben, die die Kovariatenkonstellationen beinhalten.

Bei Kategorien, die auf einer Ordinalskala angeordnet werden können, geht man von folgendem Schwellenwertmodell aus:

$$\begin{aligned}
 p_{n1} &= F(\mathbf{x}'_n \beta) \\
 p_{n2} &= F(s_2 + \mathbf{x}'_n \beta) - F(\mathbf{x}'_n \beta) \\
 &\vdots \\
 p_{nc} &= F(s_c + \mathbf{x}'_n \beta) - F(s_{c-1} + \mathbf{x}'_n \beta) \\
 &\vdots \\
 p_{nC} &= 1 - F(s_{C-1} + \mathbf{x}'_n \beta).
 \end{aligned}$$

Hierbei ist F eine Verteilungsfunktion. Hieraus folgt, daß die Entscheidung für Kategorie c fällt, wenn die dem Schwellenwertmodell zugrundeliegende latente Variable bei Kovariatenereinstellung \mathbf{x}_n in das Intervall $[s_{c-1} + \mathbf{x}'_n \beta, s_c + \mathbf{x}'_n \beta]$ fällt.

Die kumulierten Wahrscheinlichkeiten sind dann gegeben durch

$$\gamma_{nc} := \sum_{\nu=1}^c p_{n\nu} = F(s_c + \mathbf{x}'_n \beta), \text{ für alle } c = 1, \dots, C, \text{ mit } s_1 = 0.$$

Im ordinalen Logit-Modell wird für F die logistische Verteilung

$$F(y) = \frac{1}{1 + e^{-y}}$$

unterstellt.

Die Modellgleichung für kumulierte Logits lautet dann:

$$\begin{aligned}
 f_{nc} &= \log \frac{\gamma_{nc}}{1 - \gamma_{nc}} \\
 &= \theta_c + \mathbf{x}'_n \beta.
 \end{aligned}$$

In der vorliegenden Untersuchung sind auch die unabhängigen Variablen kategorialer Art.

Es sei

n_1 die Anzahl der Ausprägungen der ersten Kovariaten,
 n_2 die Anzahl der Ausprägungen der zweiten Kovariaten

⋮

n_K die Anzahl der Ausprägungen der K -ten Kovariaten

und

α_m^M der Einfluß der Stufe m der Kovariate M , $m = 1, \dots, n_M$, $M = 1, \dots, K$.

Ohne Einbeziehung von Wechselwirkungen zwischen unabhängigen Variablen läßt sich die Modellgleichung dann formulieren als

$$f_{nc} = f_{ij\dots c} = \theta_c + \alpha_i^1 + \alpha_j^2 + \dots + \alpha_k^K.$$

Für die Parameter werden die Nebenbedingungen

$$\alpha_{n_1}^1 = \alpha_{n_2}^2 = \dots = \alpha_{n_K}^K = 0 \quad \text{festgelegt,}$$

d.h. daß die jeweils letzte Kategorie der unabhängigen Variablen als Referenzkategorie fungiert.

Positive Koeffizienten bewirken hierbei eine Tendenz zu den Kategorien, die mit einem niedrigeren Code versehen sind im Vergleich zur Referenzkategorie der betrachteten Kovariate. Bei der Frage nach der *allgemeinen Lebenszufriedenheit* sind dies die Kategorien größerer Unzufriedenheit, während es bei den Fragen zur *Wichtigkeit von Lebensbereichen* die Kategorien mit größerer Wichtigkeit sind. Sei z. B. die Referenzkategorie der Kovariate *Geschlecht* die Ausprägung *weiblich*. Wenn nun 50% der Frauen die Kategorien *sehr wichtig (1)* und *wichtig (2)* nennen, so wäre bei einem positiven α der entsprechende Anteil bei den Männern höher. Die Größenordnung der Effekte in Abhängigkeit der Koeffizienten sind im Anhang A.1 dargestellt.

Das Hauptwirkungsmodell ist ausreichend, da die Wechselwirkungen zwischen Interviewer- und Befragtenmerkmalen nur hinsichtlich Gleichheit untersucht wurden, und die entsprechenden Indikatorvariablen als Quasi-Haupteffekte ins Modell aufgenommen werden können.

Ein globaler Test zum Überprüfen der Signifikanz des M -ten Klassifikationseffektes (Kovariate) wird durch die Chi-Quadrat-Prüfstatistik

$\chi^2 = \widehat{\alpha}^M{}' \mathbf{V}_M^{-1} \widehat{\alpha}^M$ durchgeführt. Der Test überprüft die Nullhypothese, daß alle Koeffizienten, die zu Kovariate M gehören, gleich Null sind.

Hierbei sind

\mathbf{V}_M die Teilmatrix der geschätzten Kovarianzmatrix der Parameterschätzungen, die zum M -ten Klassifikationseffekt gehört,

und

$\widehat{\alpha}^M = \begin{pmatrix} \widehat{\alpha}_1^M \\ \vdots \\ \widehat{\alpha}_{n_M}^M \end{pmatrix}$ der Vektor der Parameterschätzungen, die zur Kovariate M gehören.

Die χ^2 -Tests der einzelnen Parameter sind Wald-Tests (vgl. Cox, D.R. and Oakes, D., 1984), die auf der beobachteten Informationsmatrix basieren.

3 Die geschätzten Modelle

3.1 Die Analysepopulation

Es wurden die Personen in die Analyse einbezogen, die in der 7. Welle ein mündliches Interview gegeben oder den Fragebogen im Beisein eines Interviewers ausgefüllt haben. Um die Größenordnung möglicher "falsch positiver" Interviewereffekte einschätzen zu können, wurde die Analyse auch bei Personen durchgeführt, die den Fragebogen ohne Interviewer ausgefüllt haben. Zwar überbringt der Interviewer in der Regel auch diesen Personen den Fragebogen persönlich, so daß auch hier ein Kontakt zustande kommt, jedoch kann man davon ausgehen, daß dieser Kontakt einen weit geringeren Einfluß auf die Art der Beantwortung einzelner Fragen hat.

3.2 Die Einflußgrößen

Die Variable der *allgemeinen Lebenszufriedenheit* und die zehn Variablen zur *Wichtigkeit verschiedener Lebensbereiche* wurden hinsichtlich des Einflusses des Geschlechts, des Alters und der Schulbildung des Interviewers sowie des Geschlechts, der Schulbildung, des Alters und des Familienstands der Befragten untersucht. Zusätzlich wurde überprüft, ob Geschlechtergleichheit oder gleiche Schulbildung von Befragten und Interviewern von Einfluß sind.

Darüberhinaus wurde die Welle der Erstteilnahme ins Modell aufgenommen. Wie eingangs bereits erwähnt, wurde bei der Frage nach der allgemeinen Lebenszufriedenheit festgestellt (Landua, 1993), daß von Mehrfachbefragten die Extremkategorien seltener genannt wurden als von Erstbefragten³. Dieses Ergebnis läßt sich mit dem hier benutzten kumulativen Logitmodell nicht nachvollziehen, da hiermit ein "Shift in eine Richtung" nicht jedoch eine eventuelle Bevorzugung der Extremkategorien auf beiden Seiten untersucht werden kann. Andererseits soll auch bei der hier durchgeführten Untersuchung ein möglicher Effekt der Erstbefragung nicht von vornherein ausgeschlossen werden.⁴ Daher

³wenn auch bei der Analyse der Alterseffekt nicht ausgeschaltet werden konnte

⁴Es ist auch wahrscheinlich, daß sich bei der 11-Stufen-Skala, die bei der Frage nach der allgemeinen Lebenszufriedenheit benutzt wird, eher ein Effekt zeigt, als bei den Fragen nach der Wichtigkeit der Lebensbereiche, die nur auf vier Stufen gemessen werden.

wurde die Welle der Erstteilnahme auch ins kumulative Logitmodell einbezogen.

Die Variablen :

Merkmale der Befragten :

BSEX	Geschlecht d. Befragten	männlich, weiblich
GSCHUL	Schulbildung	kein Abschluß/Hauptschule, Realschule, FH/Abitur/Universität
BALTGRUP	Altersgruppe der Befragten	unter 30, 30-39, 40-49, 50-59, 60 o. älter
GFAMSTD	Familienstand	mit Partner zusammenlebend (ledig o. verheiratet), nicht mit Partner zusammenlebend (geschieden/verwitwet/ledig),
FIRST	Welle der ersten Teilnahme	1, 2, 3, 4, 5, 6, 7

Merkmale der Interviewer :

ISEX	Geschlecht	männlich, weiblich
ISCHUL	Schulbildung	kein Abschluß/Hauptschule, Realschule, FH/Abitur/Universität
IALTGRUP	Altersgruppe	unter 30, 30-39, 40-49, 50-59, 60 o. älter

Wechselwirkungen :

IBSCHUL	gleiche Schulbildung	ja, nein
IBSEX	Geschlechtergleichheit (individuelle Analyse)	ja, nein

4 Ergebnisse

Da zwischen den verschiedenen Einflußgrößen zum Teil hohe Korrelationen bestehen ($\rho_{\text{Spearman}}(\text{BALTGRUP}, \text{FIRST}) = -0.5$), sind die Parameterschätzungen nicht voneinander unabhängig. Die Korrelationen zwischen Einflußgrößen unterscheiden sich außerdem teilweise in den beiden Analysepopulationen (mit/ohne Interviewer) voneinander, da diese Gruppierung wiederum auch von den Einflußgrößen abhängt. Das führt dazu, daß auch signifikante⁵ Befragteneffekte nicht immer in beiden Populationen gleichartig auftreten. Die Interpretation einzelner Parameterschätzwerte ist daher problematisch. Um Tests durchzuführen, die das globale Signifikanzniveau α einhalten, müßte eigentlich eine α -Adjustierung vorgenommen werden, d. h. die Niveaus der einzelnen Tests müßten entsprechend der Testanzahl reduziert werden. Dies zöge andererseits eine erhöhte Wahrscheinlichkeit des Fehlers zweiter Art nach sich. Es wird vielmehr – um die Anzahl der Tests einzuschränken – den einzelnen Parametertests ein globaler Test des Einflusses der Kovariaten vorangestellt. Die Analyse soll jedoch nicht nach streng konfirmatorischen Gesichtspunkten durchgeführt werden. Vielmehr soll die Betrachtung der Ergebnisse auf deskriptivem Level erfolgen. Das bedeutet, daß nicht jedes signifikante Einzelergebnis als Beweis für das Vorhandensein des getesteten Effektes gewertet werden soll. Erst wenn sich bei mehreren der untersuchten Variablen z. B. gleichartige Interviewereinflüsse zeigen, und diese auch plausibel sind, würde man an ihr Vorhandensein "glauben".

Trotz aller Vorsicht lassen die Ergebnisse "deutliche" Tendenzen bei den Befragtenmerkmalen und "leichte" Tendenzen bei den Interviewermerkmalen erkennen.

4.1 Die Befragtenmerkmale

Tabelle 1 gibt die P-Werte der χ^2 -Tests zur globalen Überprüfung der Einflußvariablen an. Ein niedriger P-Wert zeigt ein hohes Signifikanzniveau. Die Größe der Koeffizienten für die einzelnen Ausprägungen der Kovariaten, sowie ihre P-Werte sind im Anhang A.2 aufgeführt. Aus Gründen der Platzersparnis sind hierbei nur die Ergebnisse der Population mit Interviewerbeteiligung dokumentiert.

Tabelle 1 zeigt, daß das Geschlecht der Befragten, das Alter, der Schulabschluß sowie der Familienstand bei den meisten der untersuchten Variablen einen signifikanten Einfluß zeigen. Die Betrachtung der Parameterwerte im Anhang A.2 bestätigen gängige Thesen über die hier behandelten Merkmale: So ist es den befragten Männern deutlich wichtiger als den Frauen, sich etwas leisten zu können, sich selbst zu verwirklichen, Erfolg im Beruf zu haben, ein eigenes Haus zu haben, und sich politisch und gesellschaftlich zu engagieren. Frauen ist es wichtiger als Männern, für andere da zu sein, eine glückliche Ehe bzw. Partnerschaft zu führen, Kinder zu haben und viel mit Freunden zusammen zu sein.

Auch bei der Schulbildung der Befragten gibt es signifikante Unterschiede: Den Personen ohne Abschluß bzw. mit Hauptschulabschluß ist es wichtiger, *sich etwas leisten*

⁵Im folgenden werden Effekte als signifikant bezeichnet, wenn gilt $P \leq 0.05$.

Tabelle 1 : P-Werte der globalen χ^2 -Tests der Einflußvariablen (Teil 1)

Variablen	sich was leisten können		für andere da sein		sich selbst verwirklichen		Erfolg im Beruf		eigenes Haus haben		
	Interviewer- beteiligung ohne	mit									
Merkmale der Befragten											
BSEX	<.01	<.01	<.01	<.01	<.01	<.01	<.01	<.01	<.01	<.01	
GSCHUL	<.01	<.01	.77	<.01	<.01	<.01	.73	<.01	.03	.34	
BALTGRUP	<.01	<.01	.02	.99	<.01	<.01	<.01	<.01	.20	<.01	
GFAMSTD	.67	.10	.10	<.01	.02	.20	<.01	.36	<.01	<.01	
FIRST	.38	.31	.08	.53	.04	.15	.48	.51	<.01	.87	
Merkmale der Interviewer											
ISEX	.80	.81	.70	.09	.88	.02	.76	<.01	.41	.05	
IALTGRUP	.08	.64	.69	<.01	.12	<.01	.23	.06	.14	.86	
ISCHUL	.55	.25	.69	<.01	.82	.03	.49	.01	.11	.02	
IBSCHUL	.80	.14	.18	.19	.20	1.00	.54	.09	.12	.96	
IBSEX	.65	.38	.43	.76	.04	.45	.37	.88	.56	.34	

Tabelle 1 : P-Werte der globalen χ^2 -Tests der Einflußvariablen (Teil 2)

Variablen	glückliche Ehe / Partnerschaft		Kinder haben		Freunde		politisch / gesellschaftlich engagieren		Reisen		allgemeine Lebenszufriedenheit	
	Interviewer- beteiligung ohne	mit	Interviewer- beteiligung ohne	mit	Interviewer- beteiligung ohne	mit	Interviewer- beteiligung ohne	mit	Interviewer- beteiligung ohne	mit	Interviewer- beteiligung ohne	mit
Merkmale der Befragten												
BSEX	< .01	.84	< .01	< .01	.07	.13	< .01	< .01	.70	.77	.22	.14
GSCHUL	.51	.10	.60	.06	.15	< .01	< .01	< .01	< .01	< .01	< .01	< .01
BALTGRUP	< .01	< .01	.05	< .01	< .01	< .01	< .01	< .01	< .01	< .01	< .01	< .01
GFAMSTD	< .01	< .01	< .01	< .01	< .01	< .01	< .01	.84	< .01	.03	< .01	< .01
FIRST	.85	.26	.45	.45	.81	.14	.64	1.00	.27	.20	< .01	.11
Merkmale der Interviewer												
ISEX	.55	< .01	.33	.20	.72	.58	.50	.11	.99	.03	.89	.81
IALTGRUP	.50	.10	.19	.05	.19	< .01	.16	.39	.55	.10	.01	< .01
ISCHUL	.43	.09	.97	.60	.52	.15	.19	< .01	.26	.36	.23	< .01
IBSCHUL	.52	.94	.19	.88	.29	.48	.88	.34	.18	.48	.79	.97
IBSEX	.01	.46	< .01	.16	.47	.27	.18	.60	.34	.73	.61	.17

zu können, als Personen mit Abitur, während von letzteren die Kategorien *sich selbst verwirklichen, für andere da sein, Erfolg im Beruf haben, viel mit Freunden zusammen sein, sich politisch und gesellschaftlich engagieren* und *Reisen* höher gewichtet werden als von Hauptschülern. Bei fast allen genannten Kategorien ist eine steigende bzw. fallende Monotonie in den Wichtigkeitsangaben in Abhängigkeit der drei Schulbildungskategorien zu erkennen⁶.

Bei fünf der Variablen zeigt sich die Tendenz, daß in den höheren Altersklassen die Dinge als weniger wichtig eingestuft werden, als in den unteren Altersklassen. Es zeigt sich eine mit steigender Altersgruppe monoton fallende Tendenz bei den Kategorien *sich etwas leisten, sich selbst verwirklichen, Erfolg im Beruf haben, eine glückliche Ehe bzw. Partnerschaft führen*, und *viel mit Freunden zusammen sein*. Die Variable *sich politisch und gesellschaftlich engagieren* zeigt zunächst einen Anstieg — mit der "größten Wichtigkeit" in der Gruppe der 40-50-jährigen — gefolgt von einer Abnahme.

Für Personen, die mit einem Partner zusammenleben, ist es erwartungsgemäß wichtiger als für andere, *für andere da zu sein, ein eigenes Haus zu haben, eine glückliche Ehe / Partnerschaft zu führen* und *Kinder zu haben*, während die Kategorien *Freunde*, und *Reisen* von diesem Personenkreis als weniger wichtig eingestuft wird als von den anderen.

Die Welle der Erstteilnahme zeigt keine deutlichen Tendenzen. Die globalen Tests (Tab. 1) zeigen zwar bei einigen Variablen signifikante Ergebnisse, jedoch sind bei Betrachtung der einzelnen Koeffizienten keine einheitlichen Tendenzen zu erkennen, die ja bei der rein erhebungstechnischen Einflußgröße zu erwarten wären. Auch bei der Frage nach der allgemeinen Lebenszufriedenheit im Jahre 1990, die von Landua untersucht wurde, zeigt sich kein einheitlicher Effekt der Mehrfachbefragung. In der Population mit Interviewerbeteiligung ist der globale Test nicht signifikant. In der Population ohne Interviewerbeteiligung deutet der globale Test auf einen signifikanten Einfluß der Variablen hin. Die Personen, die seit Welle 1, 2⁷, 3 oder 4 teilgenommen haben, tendieren zu geringeren Zufriedenheitsangaben als Erstteilnehmer. Dies könnte Landuas Ergebnisse bestätigen. Allerdings sollte sich dieser Effekt dann auch in der Analysepopulation ohne Interviewerbeteiligung zeigen. Es muß auch berücksichtigt werden, daß die Erstteilnehmer hauptsächlich eine weitere Aufspaltung der Kategorie der niedrigsten Altersklasse repräsentieren und daß bei einigen Variablen, bei denen sich ein signifikanter Alterseffekt zeigt, auch noch eine weitere Unterteilung der Altersklassen signifikante Ergebnisse liefern könnte.

4.2 Die Interviewermerkmale

Es gibt einige signifikante Interviewereffekte. Zwar zeigen sich auch dort, wo eigentlich keine Interviewereffekte auftreten sollten, nämlich in in der Gruppe der Personen, die ihren Fragebogen selbst ausgefüllt haben, signifikante — und damit "falsch positive" — Effekte, doch sind dies nur wenige Ausnahmen, und bei der Vielzahl der Tests durchaus

⁶Allerdings sind diese Effekte nicht immer in beiden Populationen signifikant.

⁷nicht signifikant

nicht ungewöhnlich. Auffällig und nicht zu erklären ist der ("falsch positive") Effekt der Geschlechtergleichheit von Befragtem und Interviewer, der bei drei Variablen zu höheren Wichtigkeitseinstufungen führt.

Mit Hilfe des Likelihood-Quotiententests wurde die Verbesserung der Modellanpassung durch die zusätzlich ins Modell aufgenommenen Parameter für die Interviewermerkmale getestet. In der Analysepopulation mit Interviewerbeteiligung weist dieser Test in 8 Fällen auf eine signifikante Verbesserung der Modellanpassung hin, während dies in der Analysepopulation ohne Interviewerbeteiligung nur bei einer Variablen der Fall ist. Tabelle 2 gibt die Ergebnisse dieser Tests wieder. Die einzelnen Koeffizienten sind wiederum dem Anhang A.2 zu entnehmen.

Die Parameter im einzelnen zeigen, daß das Geschlecht der Person, die das Interview durchführt, bei fünf der zehn Variablen, signifikante Effekte hat. So wird männlichen Interviewern gegenüber den Kategorien *sich selbst verwirklichen*, *Erfolg im Beruf haben*, *ein eigenes Haus haben* und *eine glückliche Ehe / Partnerschaft führen* eine höhere Wichtigkeit attestiert als Interviewerinnen, während es sich bei der Variablen *Reisen* umgekehrt verhält. Die geschätzten Koeffizienten sind allerdings sehr gering⁸ (maximales $\alpha_m^M = 0.22$) im Vergleich zum Einfluß des Geschlechts der Befragten (maximaler Koeffizient : 0.85). Allerdings zeigen sich bei den Variablen *sich selbst verwirklichen*, *Erfolg im Beruf haben* und *ein eigenes Haus haben* in derselben Analysepopulation, dieselben Effekte beim Geschlecht der Befragten wie beim Geschlecht der Interviewer, d.h. sowohl von Frauen als auch Interviewerinnen gegenüber wird z.B. dem *Erfolg im Beruf* weniger Wichtigkeit attestiert (vgl. auch Abb. 1.1 - 1.4).

Auch das Alter der Interviewer und Interviewerinnen zeigt in einigen Fällen signifikante Effekte; jedoch sind es im Gegensatz zum Alter der Interviewten nur einzelne Koeffizienten. Nur bei einer Variablen *sich selbst verwirklichen* zeigt sich eine über fast alle Altersklassen signifikante — wie beim Befragtenmerkmal — mit zunehmendem Alter monoton fallende Wichtigkeitsangabe⁹. Allerdings ist auch hier die Größe des Effekts weit geringer (maximaler Koeffizient $\alpha_m^M = 0.57$) als beim Einfluß des Alters der Befragten (maximaler Koeffizient bei dieser Variablen : 1.71, maximaler Koeffizient des Alterseinflusses überhaupt $\alpha = 2.63$ *Erfolg im Beruf haben*), (vgl. Abb. 2.1 und 2.2).

Bei der Schulbildung der Interviewer zeigen sich ebenfalls nur vereinzelte signifikante Effekte, die jedoch keine systematischen Einflüsse erkennen lassen.

Die Gleichheit bzw. Unterschiedlichkeit der Schulbildung der Interviewer und der Befragten zeigt bei keiner Variablen einen Effekt, während kurioserweise — wie bereits eingangs erwähnt — in der Gruppe der Personen, die ihren Fragebogen allein ausgefüllt haben, die Verschiedenheit der Geschlechter zu einer signifikant geringeren Wichtigkeitseinstufung bei drei Variablen führt.

Dieses offensichtlich "falsch positive" Ergebnis relativiert alle anderen aufgetretenen Effekte im Hinblick auf systematische Erklärungen. Auch ist, wie oben bereits bemerkt, die Größe der Koeffizienten in allen Fällen sehr gering im Vergleich zu den Koeffizienten,

⁸vgl. Anhang A.1

⁹mit Ausnahme der niedrigsten Altersklasse

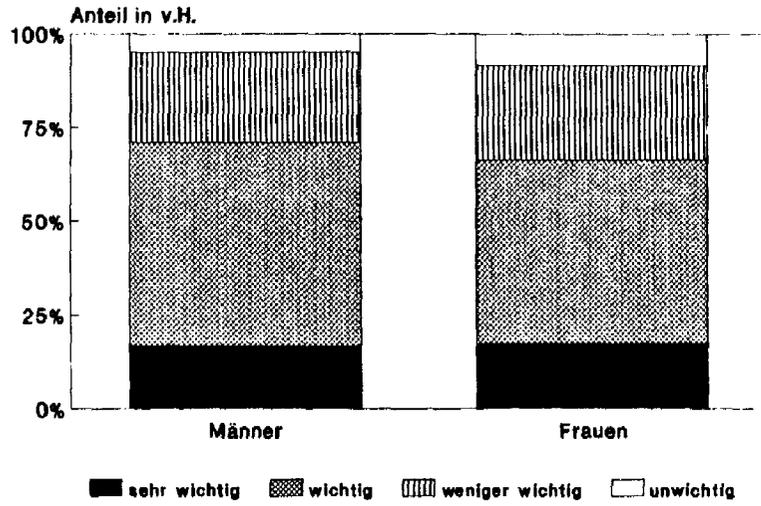
Tabelle 2 :

Likelihood-Quotienten-Test auf Verbesserung der Modellanpassung

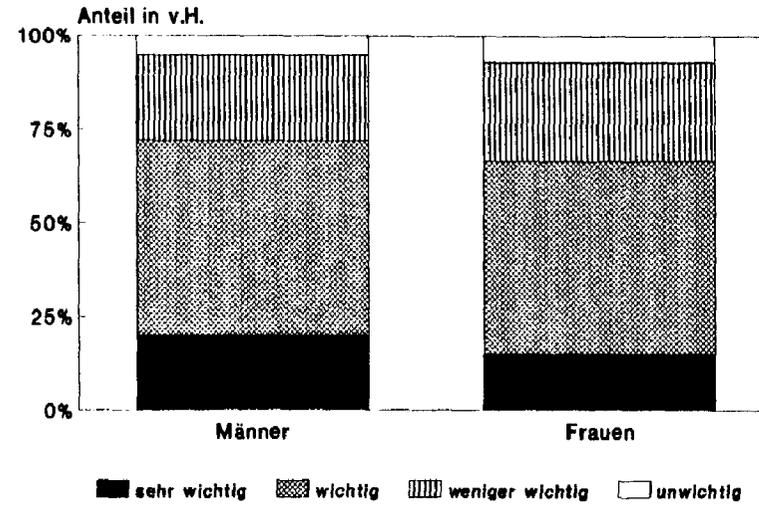
Befragung mit Interviewer-beteiligung	Log-Likelihood im Modell mit Interviewer-merkmalen	Log-Likelihood im Modell ohne Interviewer-merkmale	2*Differenz der Log-Likelihood DF=8	P-Wert
sich etwas leisten	-3300.09	-3303.59	7.01	0.54
für andere da sein	-3075.80	-3104.07	56.53	< 0.01
sich selbst verw.	-3906.37	-3926.95	41.17	< 0.01
Erfolg im Beruf	-3927.39	-3949.08	43.37	< 0.01
eigenes Haus	-4790.40	-4797.65	14.49	0.07
Ehe / Partnersch.	-3027.58	-3040.34	25.52	< 0.01
Kinder haben	-4023.01	-4030.66	15.30	0.06
Freunde	-3762.06	-3779.41	34.71	< 0.01
polit./gesell. eng.	-3933.40	-3946.87	26.94	< 0.01
Reisen	-4462.99	-4471.37	16.75	0.03
allg. Lebenszuf.	-6780.58	-6799.94	38.71	< 0.01

Befragung ohne Interviewer-beteiligung	Log-Likelihood im Modell mit Interviewer-merkmalen	Log-Likelihood im Modell ohne Interviewer-merkmale	2*Differenz der Log-Likelihood DF=8	P-Wert
sich etwas leisten	-1507.13	-1511.74	9.22	0.32
für andere da sein	-1487.80	-1491.78	7.96	0.44
sich selbst verw.	-1803.99	-1810.53	13.08	0.11
Erfolg im Beruf	-1753.57	-1758.10	9.05	0.34
eigenes Haus	-2247.94	-2254.79	13.69	0.09
Ehe / Partnersch.	-1170.51	-1177.88	14.74	0.06
Kinder haben	-1931.02	-1940.14	18.24	0.02
Freunde	-1733.63	-1738.37	9.48	0.30
polit./gesell. eng.	-1838.72	-1845.45	13.45	0.10
Reisen	-1992.03	-1995.94	7.82	0.45
allg. Lebenszuf.	-3254.85	-3262.44	15.18	0.06

**Abb. 1.1: Sich selbst verwirklichen
Einfluß des Geschlechts der Interviewer**

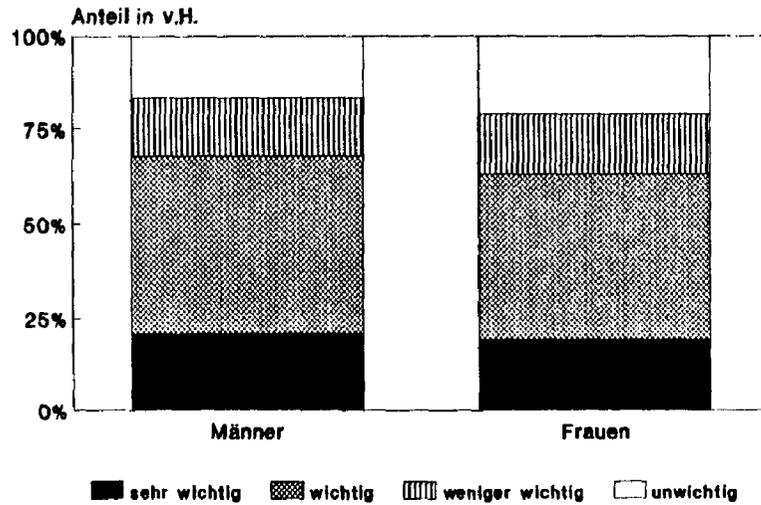


**Abb. 1.2: Sich selbst verwirklichen
Einfluß des Geschlechts der Befragten**

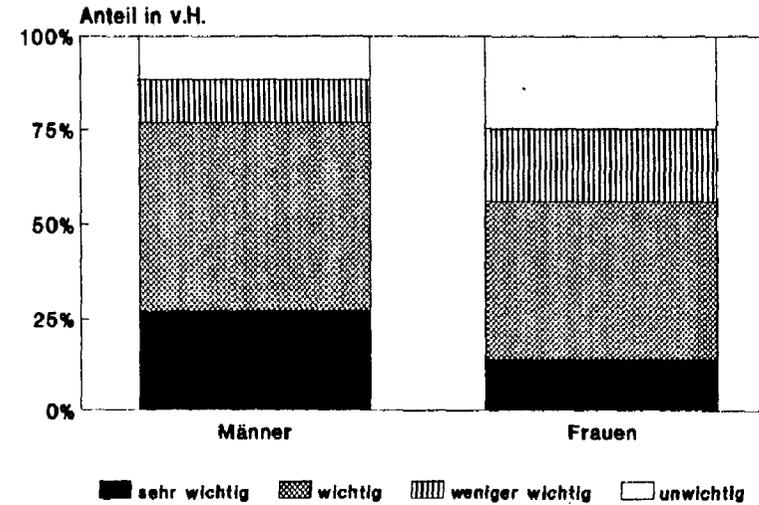


14

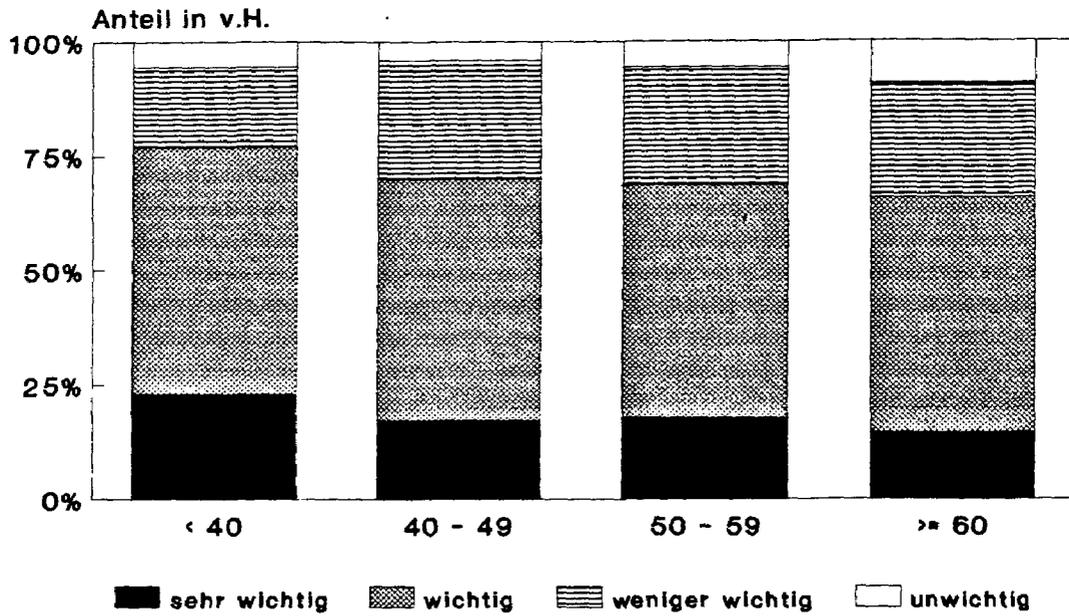
**Abb. 1.3: Erfolg im Beruf
Einfluß des Geschlechts der Interviewer**



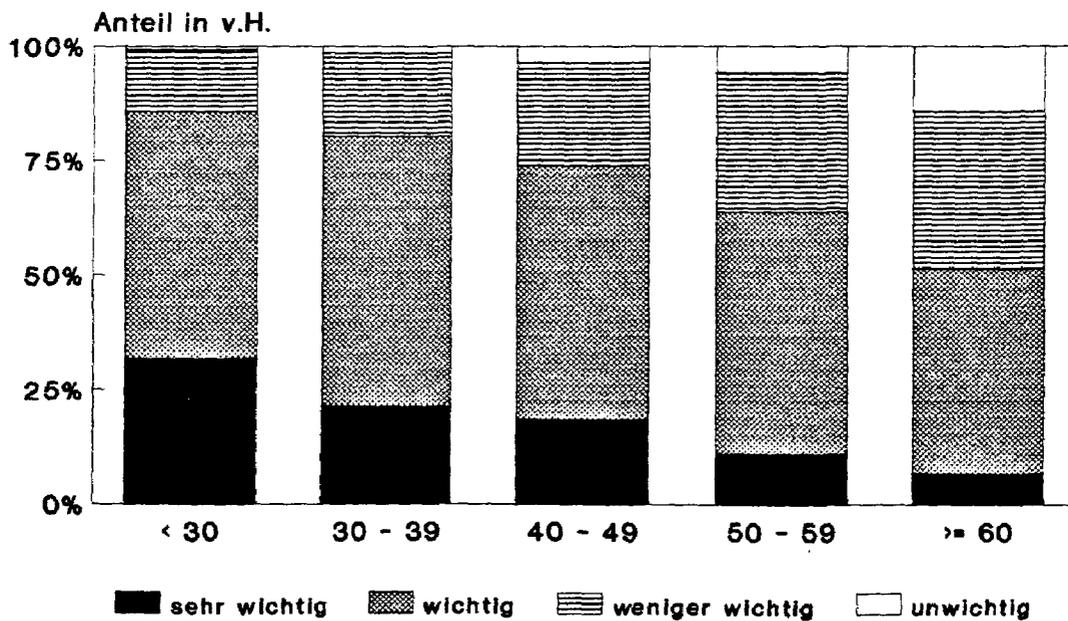
**Abb. 1.4: Erfolg im Beruf
Einfluß des Geschlechts der Befragten**



**Abb. 2.1: Sich selbst verwirklichen
Einfluß des Alters der Interviewer**



**Abb. 2.2: Sich selbst verwirklichen
Einfluß des Alters der Befragten**



den Einfluß der Befragtenmerkmale messen.

Da bei Analysen im allgemeinen keine Interviewermerkmale ins Modell einbezogen werden, stellt sich die Frage, ob die Vernachlässigung dieser Merkmale eine Veränderung der Koeffizienten der Befragtenmerkmale auftritt.¹⁰ Dies ist bei keiner der betrachteten Variablen der Fall (maximale Abweichung $\delta \leq 0.07$). Das bedeutet, daß selbst in den wenigen Fällen, in denen die Interviewermerkmale eine signifikant bessere Modellanpassung erzeugen, keine Verzerrung der interessierenden Einflüsse der Befragtenmerkmale auftritt.

5 Schlußfolgerung

Das Ziel des vorliegenden Papiers war es, den Einfluß von Interviewermerkmalen zu untersuchen. Hierbei ging es nicht darum, spezielle Fragestellungen zu analysieren, sondern es stand vielmehr die Frage im Vordergrund, ob Interviewereinflüsse im SOEP überhaupt nachweisbar sind, und falls dies der Fall sein sollte, ob die Vernachlässigung dieser Einflüsse eine Verzerrung der Schätzungen des Einflusses der Befragtenmerkmale nach sich ziehen könnte. Hierzu wurden sogenannte "weiche" Variablen untersucht. Es konnten einige signifikante Effekte nachgewiesen werden, deren Existenz auch plausibel erklärt werden konnte¹¹. Die Größenordnung der Interviewereffekte ist jedoch im Vergleich zu den Befragteneffekten sehr gering. Außerdem konnte gezeigt werden, daß die Vernachlässigung der Interviewereffekte – zumindest bei den hier durchgeführten Analysen – kaum eine Auswirkung auf die Befragteneffekte hat.

Da die Untersuchung speziell bei Variablen durchgeführt wurde, bei denen man annehmen kann, daß sich Interviewereffekte am ehesten zeigen, kann man mit großer Sicherheit annehmen, daß die Auswirkungen bei "harten" Variablen, wie z.B. Einkommensvariablen, noch geringer sein dürften.

¹⁰Die Parameterschätzungen für die Variablen, bei denen der Likelihood-Quotiententest eine signifikante Modellverbesserung durch Hinzunahme der Interviewermerkmale gezeigt hat, sind im Anhang A.2 den Schätzungen im vollen Modell gegenübergestellt.

¹¹Die Einschränkung auf plausible Effekte wurde wegen der Vielzahl der Tests und der damit verbundenen erhöhten Fehlerwahrscheinlichkeit 1. Art gemacht.

Literatur

- Cox, D.R. and D. Oakes 1984: *Analysis of Survival Data*, Chapman and Hall, London – New York
- Dworschak, Franz 1985: Wenn Deutsche Ausländer befragen, in: Ulrich O. Sievering (Hg.), *Arbeitsmigrantenforschung in der Bundesrepublik Deutschland*, Königstein, S.64-127
- Hoag, Wendy 1981: Interviewer- und Situationseffekte in Umfragen: Eine Log-lineare Analyse, in *Zeitschrift für Soziologie*, 10(4), S. 413-426
- Landua, Detlef 1993: Die Auswirkungen von Panelstudien auf die Antwortmuster von Zufriedenheitsangaben – Analysen zur Überprüfung der Qualität eines Meßinstruments der empirischen Wohlfahrtsforschung, DIW Diskussionspapier Nr. 67
- Mc Cullagh and J. A. Nelder 1983: *Generalized Linear Models*, Chapman and Hall, London – New York
- Riebschläger, Marlis und Gert Wagner 1991: Interviewerstab und Interviewereffekte in der DDR-Basisbefragung des Sozio-ökonomischen Panels, in: Projektgruppe "Das Sozio-oekonomische Panel" (Hrsg.): *Lebenslagen im Wandel – Basisdaten und -analysen zur Entwicklung in den Neuen Bundesländern*, Frankfurt/M. – New York, Campus, S. 127-138.
- Steinert, Heinz 1984: Das Interview als soziale Interaktion, in: Heiner Meulemann, Karl-Heinz Reuband (Hg.), *Soziale Realität im Interview – Empirische Analysen methodischer Probleme*, Campus Verlag Frankfurt/New York, S. 17-59

A Anhang

A.1 Zur Größeneinschätzung der Koeffizienten

Die Gleichung des kumulierten Logit-Modells lautet

$$f_{nc} = \log \frac{\gamma_{nc}}{1 - \gamma_{nc}}$$

$$= f_{ij\dots c} = \theta_c + \alpha_i^1 + \alpha_j^2 + \dots + \alpha_k^K,$$

mit den Nebenbedingungen

$$\alpha_{n_1}^1 = \alpha_{n_2}^2 = \dots = \alpha_{n_K}^K = 0.$$

Für den Koeffizienten der M -ten Kovariate auf Stufe m gilt dann

$$\alpha_m^M = f_{ij\dots m\dots c} - f_{ij\dots n_M\dots c}.$$

Die Werte $\gamma_{n_M,c}$ der kumulierten Wahrscheinlichkeiten, die zur Referenzkategorie n_M gehören, werden durch den Koeffizienten α_m^M transformiert in

$$\gamma_{m,c} = \frac{e^{\alpha_m^M \frac{\gamma_{n_M,c}}{1-\gamma_{n_M,c}}}}{1 + e^{\alpha_m^M \frac{\gamma_{n_M,c}}{1-\gamma_{n_M,c}}}} \text{ für alle } c = 1, \dots, C-1 \text{ (vgl. Abb. 3).}$$

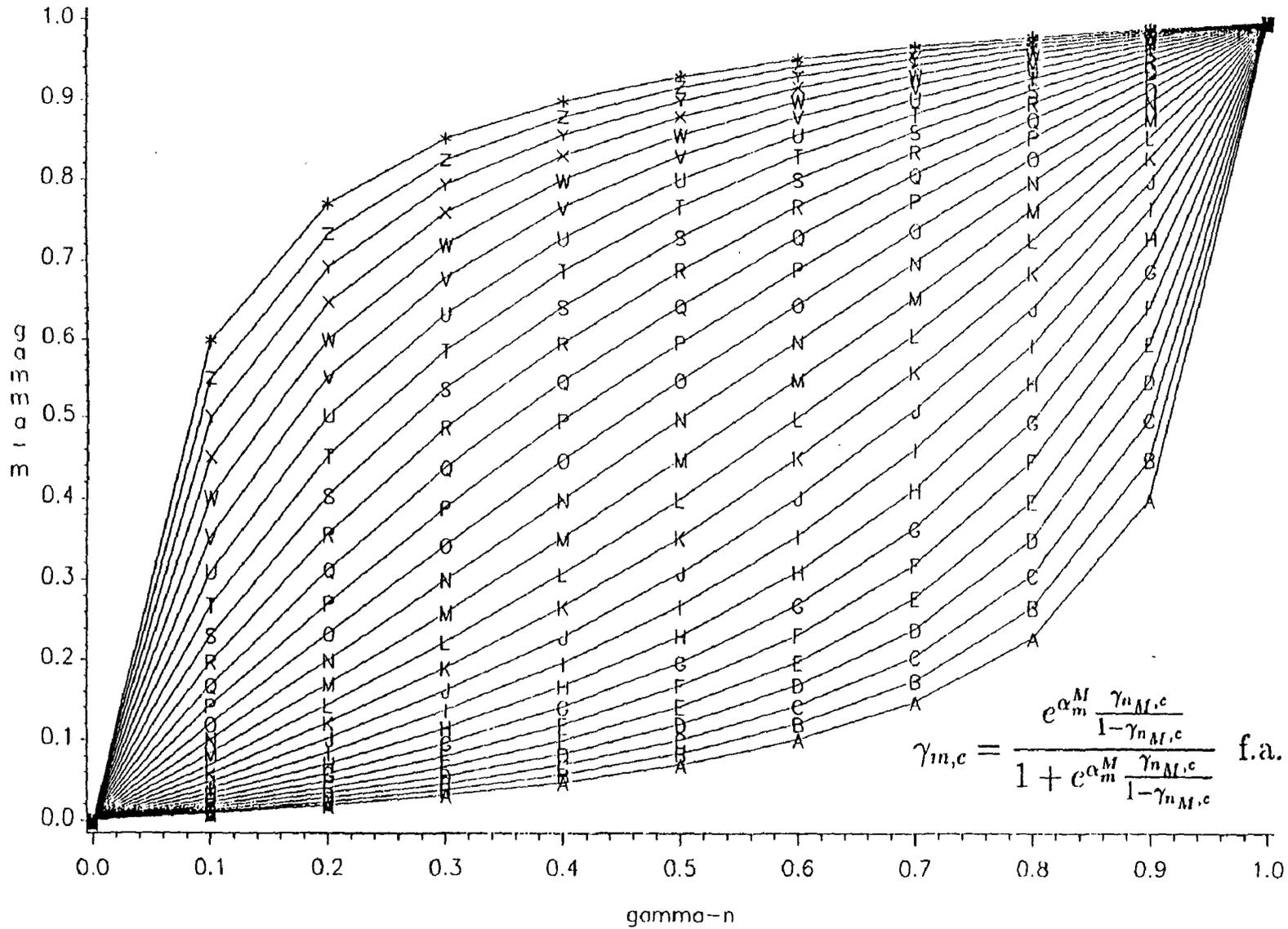
So wird z. B. die kumulierte Wahrscheinlichkeit $\gamma_{n_M,c} = 0.5$ folgendermaßen transformiert:

	$\gamma_{n_M,c} = 0.5$												
α_m^M	-2.5	-2.0	-1.5	-1.0	-0.5	-0.2	0.0	0.2	0.5	1.0	1.5	2.0	2.5
$\gamma_{m,c}$	0.08	0.12	0.18	0.27	0.38	0.45	0.50	0.55	0.62	0.73	0.82	0.88	0.92

Sei z.B. M die Kovariate *Geschlecht* mit der Ausprägung *weiblich* als Referenzkategorie. Wenn 50 % der Frauen die Kategorien 1 bis $c = 2$ *sehr wichtig (1)* und *wichtig (2)* nennen, so läge bei $\alpha_m^M = 1.0(-1.5)$ der entsprechende Anteil bei den Männern bei 73 % (18 %). Die folgende Graphik stellt die Größenordnung der Transformation in allgemeiner Form dar.

Abb. 3: Transformation der kumulierten Wahrscheinlichkeiten gamma-n durch die Koeffizienten alpha-m

19



$$\gamma_{m,c} = \frac{e^{\alpha_m^M} \frac{\gamma_{nM,c}}{1-\gamma_{nM,c}}}{1 + e^{\alpha_m^M} \frac{\gamma_{nM,c}}{1-\gamma_{nM,c}}} \quad \text{f.a. } c = 1, \dots, C-1$$

alpha-m	A-A-A -2.6	B-B-B -2.4	C-C-C -2.2	D-D-D -2.0	E-E-E -1.8	F-F-F -1.6	G-G-G -1.4
	H-H-H -1.2	I-I-I -1.0	J-J-J -0.8	K-K-K -0.6	L-L-L -0.4	M-M-M -0.2	N-N-N 0.0
	O-O-O 0.2	P-P-P 0.4	Q-Q-Q 0.6	R-R-R 0.8	S-S-S 1.0	T-T-T 1.2	U-U-U 1.4
	V-V-V 1.6	W-W-W 1.8	X-X-X 2.0	Y-Y-Y 2.2	Z-Z-Z 2.4	*-*-*	2.6

A.2 Koeffizienten und P-Werte der Signifikanztests

In den Tabellen sind nur die Ergebnisse der Analysepopulation mit Interviewerbeteiligung wiedergegeben. Nur bei den Variablen, bei denen die Interviewereffekte eine signifikante Verbesserung der Modellanpassung aufweisen (vgl. Tab. 2), wurden die Koeffizienten beider Modelle (mit – ohne Interviewereffekte) aufgelistet.

	sich 'was leisten n=3639		für andere da sein n=3641				sich selbst verwirklichen n=3615			
Interviewereffekte im Modell										
	ja		ja		nein		ja		nein	
Variable	Estim.	Prob	Estim.	Prob	Estim.	Prob	Estim.	Prob	Estim.	Prob
BSEX		< 0.01		< 0.01		< 0.01		< 0.01		< 0.01
maennlich	0.34	< 0.01	-0.57	< 0.01	-0.58	< 0.01	0.19	< 0.01	0.19	< 0.01
weiblich	0		0		0		0		0	
GSCHUL		< 0.01		< 0.01		< 0.01		< 0.01		< 0.01
≤Hauptschule	0.46	< 0.01	-0.21	0.05	-0.22	0.04	-0.65	< 0.01	-0.62	< 0.01
Realschule	0.36	< 0.01	0.13	0.31	0.09	0.47	-0.31	< 0.01	-0.28	< 0.01
Abitur	0		0		0		0		0	
BALTGRUP		< 0.01		0.99		0.99		< 0.01		< 0.01
< 30	1.19	< 0.01	-0.04	0.74	-0.03	0.81	1.71	< 0.01	1.70	< 0.01
30-39	0.74	< 0.01	< 0.01	0.92	< 0.01	0.95	1.28	< 0.01	1.26	< 0.01
40-49	0.65	< 0.01	-0.01	0.91	-0.02	0.89	1.06	< 0.01	1.05	< 0.01
50-59	0.37	< 0.01	0.00	0.97	< 0.01	0.90	0.58	< 0.01	0.57	< 0.01
≥60	0		0		0		0		0	
GFAMSTD		0.10		< 0.01		< 0.01		0.20		0.29
mit Partner	0.13	0.10	0.39	< 0.01	0.41	< 0.01	-0.09	0.20	-0.08	0.29
ohne Partner	0		0		0		0		0	
FIRST		0.31		0.53		0.62		0.15		0.15
seit Welle 1	0.05	0.81	-0.34	0.13	-0.32	0.16	-0.51	0.02	-0.50	0.02
seit Welle 2	0.47	0.13	-0.35	0.27	-0.32	0.31	-0.72	< 0.01	-0.71	< 0.01
seit Welle 3	0.20	0.50	-0.47	0.11	-0.40	0.17	-0.64	0.02	-0.60	0.03
seit Welle 4	0.43	0.17	-0.14	0.66	-0.12	0.70	-0.23	0.44	-0.19	0.52
seit Welle 5	0.44	0.16	< 0.01	0.98	0.02	0.95	-0.44	0.14	-0.39	0.19
seit Welle 6	0.12	0.69	-0.27	0.35	-0.25	0.39	-0.50	0.07	-0.47	0.08
seit Welle 7	0		0		0		0		0	
ISEX		0.81		0.09				0.02		
maennlich	-0.02	0.81	0.12	0.09			0.15	0.02		
weiblich	0		0				0			
IALTGRUP		0.64		< 0.01				< 0.01		
< 30	-0.64	0.28	-0.92	0.12			0.12	0.84		
30-39	-0.10	0.46	-0.16	0.24			0.57	0.00		
40-49	0.05	0.57	-0.40	< 0.01			0.20	0.02		
50-59	0.02	0.86	-0.13	0.17			0.14	0.10		
≥60	0		0				0			
ISCHUL		0.25		< 0.01				0.03		
≤Hauptschule	-0.18	0.10	-0.26	0.02			< 0.01	0.89		
Realschule	-0.10	0.29	-0.51	< 0.01			-0.17	0.04		
Abitur	0		0				0			
IBSCHUL		0.14		0.19				0.96		
verschieden	-0.13	0.14	0.11	0.19			0.00	0.96		
gleich	0		0				0			
IBSEX		0.38		0.76				0.45		
verschieden	-0.06	0.38	0.02	0.76			0.05	0.45		
gleich	0		0				0			

	Erfolg im Beruf n=3534				eigenes Haus n=3635		Ehe /Partnersch. n=3610			
Interviewereffekte im Modell										
	ja		nein		ja		ja		nein	
Variable	Estim.	Prob	Estim.	Prob	Estim.	Prob	Estim.	Prob	Estim.	Prob
BSEX		< 0.01		< 0.01		< 0.01		0.84		0.86
maennlich	0.85	< 0.01	0.84	< 0.01	0.31	< 0.01	< 0.01	0.84	< 0.01	0.86
weiblich	0		0		0		0		0	
GSCHUL		< 0.01		< 0.01		0.34		0.10		0.16
≤Hauptschule	-0.30	< 0.01	-0.28	< 0.01	0.05	0.57	-0.20	0.08	-0.18	0.11
Realschule	-0.13	0.25	-0.09	0.44	-0.06	0.56	-0.05	0.71	-0.05	0.71
Abitur	0		0		0		0		0	
BALTGRUP		< 0.01		< 0.01		< 0.01		< 0.01		< 0.01
< 30	2.63	< 0.01	2.61	< 0.01	0.41	< 0.01	1.43	< 0.01	1.42	< 0.01
30-39	2.10	< 0.01	2.07	< 0.01	0.05	0.59	0.95	< 0.01	0.93	< 0.01
40-49	1.99	< 0.01	1.97	< 0.01	0.14	0.16	0.60	< 0.01	0.59	< 0.01
50-59	1.55	< 0.01	1.54	< 0.01	0.30	< 0.01	0.30	< 0.01	0.29	< 0.01
≥60	0		0		0		0		0	
GFAMSTD		0.36		0.25		< 0.01		< 0.01		< 0.01
mit Partner	0.07	0.36	0.08	0.25	1.11	< 0.01	2.24	< 0.01	2.24	< 0.01
ohne Partner	0		0		0		0		0	
FIRST		0.51		0.45		0.88		0.26		0.25
seit Welle 1	-0.31	0.14	-0.33	0.12	-0.18	0.34	-0.42	0.06	-0.41	0.07
seit Welle 2	-0.28	0.32	-0.30	0.29	0.08	0.77	-0.66	0.03	-0.64	0.04
seit Welle 3	-0.27	0.33	-0.25	0.36	-0.10	0.70	-0.42	0.16	-0.35	0.24
seit Welle 4	0.02	0.96	0.00	1.00	-0.15	0.57	-0.24	0.46	-0.19	0.54
seit Welle 5	-0.00	1.00	0.00	1.00	-0.06	0.81	-0.03	0.92	< 0.01	0.97
seit Welle 6	-0.23	0.40	-0.22	0.41	-0.16	0.52	-0.27	0.37	-0.22	0.46
seit Welle 7	0		0		0		0		0	
ISEX		< 0.01				0.05		< 0.01		
maennlich	0.20	< 0.01			0.12	0.05	0.22	< 0.01		
weiblich	0				0		0			
IALTGRUP		0.06				0.87		0.10		
< 30	-1.41	0.02			-0.27	0.60	-0.64	0.24		
30-39	0.16	0.18			-0.02	0.86	0.03	0.82		
40-49	0.10	0.24			-0.08	0.33	-0.11	0.23		
50-59	< 0.01	0.89			-0.02	0.80	-0.23	0.02		
≥60	0				0		0			
ISCHUL		< 0.01				0.02		0.09		
≤Hauptschule	0.08	0.43			-0.02	0.80	0.23	0.05		
Realschule	-0.15	0.06			-0.19	0.02	0.03	0.77		
Abitur	0				0		0			
IBSCHUL		0.09				0.96		0.94		
verschieden	-0.13	0.09			-0.00	0.96	< 0.01	0.94		
gleich	0				0		0			
IBSEX		0.88				0.34		0.46		
verschieden	< 0.01	0.88			-0.06	0.34	0.05	0.46		
gleich	0				0		0			

	Kinder n=3624		Freunde n=3637				ges. pol. eng. n=3637			
Interviewereffekte im Modell										
	ja		ja		nein		ja		nein	
Variable	Estim.	Prob	Estim.	Prob	Estim.	Prob	Estim.	Prob	Estim.	Prob
BSEX		< 0.01		0.13		0.10		< 0.01		< 0.01
maennlich	-0.44	< 0.01	-0.10	0.13	-0.11	0.10	0.43	< 0.01	0.42	< 0.01
weiblich	0		0		0		0		0	
GSCHUL		0.06		< 0.01		< 0.01		< 0.01		< 0.01
<Hauptschule	0.21	0.03	-0.41	< 0.01	-0.40	< 0.01	-1.12	< 0.01	-1.10	< 0.01
Realschule	0.10	0.35	-0.23	0.06	-0.22	0.06	-0.54	< 0.01	-0.53	< 0.01
Abitur	0		0		0		0		0	
BALTGRUP		< 0.01		< 0.01		< 0.01		< 0.01		< 0.01
< 30	0.14	0.18	1.28	< 0.01	1.27	< 0.01	0.52	< 0.01	0.52	< 0.01
30-39	0.35	< 0.01	0.48	< 0.01	0.48	< 0.01	0.61	< 0.01	0.60	< 0.01
40-49	0.23	0.03	0.34	< 0.01	0.34	< 0.01	0.83	< 0.01	0.81	< 0.01
50-59	-0.09	0.38	0.15	0.15	0.14	0.15	0.47	< 0.01	0.46	< 0.01
≥60	0		0		0		0		0	
GFAMSTD		< 0.01		< 0.01		< 0.01		0.84		0.95
mit Partner	1.43	< 0.01	-0.21	< 0.01	-0.21	< 0.01	-0.01	0.84	0.00	0.95
ohne Parter	0		0		0		0		0	
FIRST		0.49		0.14		0.10		0.99		0.99
seit Welle 1	0.18	0.39	-0.06	0.78	-0.05	0.83	0.06	0.78	0.05	0.82
seit Welle 2	-0.01	0.97	-0.27	0.36	-0.24	0.41	-0.03	0.91	-0.04	0.88
seit Welle 3	0.47	0.08	0.00	0.99	0.01	0.96	0.14	0.60	0.17	0.53
seit Welle 4	0.04	0.88	0.24	0.42	0.29	0.32	0.05	0.86	0.04	0.90
seit Welle 5	0.17	0.54	0.50	0.09	0.55	0.06	0.01	0.97	0.01	0.98
seit Welle 6	-0.02	0.94	-0.21	0.45	-0.19	0.50	0.13	0.63	0.13	0.63
seit Welle 7	0		0		0		0		0	
ISEX		0.20		0.58				0.11		
maennlich	0.08	0.20	0.04	0.58			0.11	0.11		
weiblich	0		0				0			
IALTGRUP		0.05		< 0.01				0.39		
< 30	-0.73	0.15	0.64	0.23			0.11	0.84		
30-39	0.07	0.55	0.58	< 0.01			-0.07	0.56		
40-49	-0.08	0.29	0.10	0.22			-0.13	0.10		
50-59	-0.20	0.02	0.18	0.05			0.02	0.79		
≥60	0		0				0			
ISCHUL		0.60		0.15				< 0.01		
<Hauptschule	-0.01	0.92	-0.20	0.07			0.11	0.28		
Realschule	-0.07	0.38	-0.12	0.1			-0.17	0.04		
Abitur	0		0				0			
IBSCHUL		0.88		0.48				0.34		
verschieden	0.01	0.88	0.06	0.48			-0.08	0.34		
gleich	0		0				0			
IBSEX		0.16		0.27				0.61		
verschieden	0.09	0.16	0.07	0.27			0.03	0.61		
gleich	0		0				0			

	Reisen n=3640				Zufriedenheit n=3640			
	Interviewereffekte im Modell							
	ja		nein		ja		nein	
Variable	Estim.	Prob	Estim.	Prob	Estim.	Prob	Estim.	Prob
BSEX		0.77		0.70		0.14		0.23
maennlich	-0.02	0.77	-0.02	0.70	0.09	0.14	0.07	0.23
weiblich	0		0		0		0	
GSCHUL		< 0.01		< 0.01		< 0.01		< 0.01
≤Hauptschule	-0.67	< 0.01	-0.68	< 0.01	0.41	< 0.01	0.39	< 0.01
Realschule	-0.30	< 0.01	-0.30	< 0.01	0.30	< 0.01	0.28	< 0.01
Abitur	0		0		0		0	
BALTGRUP		< 0.01		< 0.01		< 0.01		< 0.01
< 30	0.82	< 0.01	0.81	< 0.01	-0.51	< 0.01	-0.51	< 0.01
30-39	0.64	< 0.01	0.63	< 0.01	-0.01	0.94	-0.02	0.84
40-49	0.78	< 0.01	0.77	< 0.01	-0.17	0.07	-0.18	0.06
50-59	0.73	< 0.01	0.72	< 0.01	0.16	0.08	0.15	0.10
≥60	0		0		0		0	
GFAMSTD		0.03		0.03		< 0.01		< 0.01
mit Partner	-0.15	0.03	-0.15	0.03	-0.50	< 0.01	-0.49	< 0.01
ohne Parter	0		0		0		0	
FIRST		0.20		0.17		0.11		0.11
seit Welle 1	-0.28	0.15	-0.28	0.15	0.54	< 0.01	0.52	< 0.01
seit Welle 2	-0.31	0.25	-0.33	0.22	0.56	0.03	0.53	0.04
seit Welle 3	-0.22	0.39	-0.21	0.41	0.57	0.02	0.56	0.02
seit Welle 4	-0.01	0.98	< 0.01	0.98	0.39	0.13	0.33	0.21
seit Welle 5	0.04	0.87	0.03	0.90	0.24	0.36	0.20	0.46
seit Welle 6	0.15	0.56	0.16	0.53	0.35	0.16	0.32	0.20
seit Welle 7	0		0		0		0	
ISEX		0.03				0.81		
maennlich	-0.13	0.03			-0.01	0.81		
weiblich	0				0			
IALTGRUP		0.10				< 0.01		
< 30	0.28	0.62			0.19	0.70		
30-39	-0.05	0.68			-0.34	< 0.01		
40-49	-0.18	0.02			-0.10	0.17		
50-59	< 0.01	0.92			0.08	0.33		
≥60	0				0			
ISCHUL		0.36				< 0.01		
≤Hauptschule	-0.08	0.37			-0.21	0.02		
Realschule	-0.11	0.15			-0.37	< 0.01		
Abitur	0				0			
IBSCHUL		0.48				0.97		
verschieden	-0.05	0.48			0.00	0.97		
gleich	0				0			
IBSEX		0.73				0.17		
verschieden	-0.02	0.73			0.08	0.17		
gleich	0				0			