

**Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg**

**Institut für Soziologie (Department Sozialwissenschaften und Philosophie)**

Hausarbeit

im Rahmen des Seminars

**"Statistische Analyseverfahren III - Datenanalyse mit SPSS"**

im

"Wintersemester 17/18"

Dozent:

**"Dr. Benjamin Fuchs"**

Thema:

**"Kinder (im Haushalt) und Lebenszufriedenheit"**

|                             |                             |
|-----------------------------|-----------------------------|
| Jannis Gruß                 | Lukas Hain                  |
| Matrikelnummer: 21963448    | Matrikelnummer: 21906017    |
| Tel.: 0176/99813745         | Tel.: 0177/2153925          |
| E-Mail: jannis.gruss@fau.de | E-Mail: lukas.hain@gmx.net  |
| Fächer: Soziologie/Ökonomie | Fächer: Ökonomie/Soziologie |
| Studiensemester: 6          | Studiensemester: 5          |

Erlangen, 31.03.2018

## Inhaltsverzeichnis

|     |   |    |
|-----|---|----|
| 1   | Einleitung.....   | 1  |
| 2   | Theorie .....   | 2  |
| 3   | Hypothesen .....  | 5  |
| 4   | Forschungsstand .....   | 6  |
| 5   | Daten.....  | 7  |
| 6   | Operationalisierung.....  | 8  |
| 6.1 | Die abhängige Variable .....  | 8  |
| 6.2 | Die unabhängige Variable .....  | 10 |
| 6.3 | Die Kontrollvariablen.....  | 11 |
| 7   | Diagnostik.....   | 13 |
| 7.1 | Ausreißer erkennen mithilfe der Cook-Statistiken .....                          | 13 |
| 7.2 | Toleranztest zur Überprüfung von (Multi-)Kollinearität .....                    | 14 |
| 7.3 | Überprüfung der Linearität der metrischen Variablen .....                       | 15 |
| 7.4 | Überprüfung des finalen Modells auf Autokorrelation mit Durbin-Watson-Test..... | 16 |
| 8   | Ergebnisse.....   | 16 |
| 9   | Fazit .....   | 25 |
| 10  | Anhang.....   | 27 |
| 11  | Literaturverzeichnis .....  | 44 |

## **Abbildungsverzeichnis**

|  |    |
|--|----|
| Mediation des Einkommens durch Kinder im Haushalt .....        | 23 |
| Mediation des „Verheiratetsein“ durch Kinder im Haushalt ..... | 24 |
| Verstoß gegen die Normalverteilungsannahme der Residuen .....  | 27 |
| Schätzer und Cook-Statistik.....                               | 28 |
| Cook-Statistik nach Ausschluss des Ausreißers .....            | 29 |
| Loess-Anpassung-Linie für Einkommenseffekt .....               | 36 |

## Tabellenverzeichnis

|   |    |
|---|----|
| Deskriptive Statistik aller verwendeten Variablen.....                      | 9  |
| Deskriptive Statistik der ISCED11 Variablen .....                           | 12 |
| Das Endmodell .....   | 17 |
| Diagnostik: Cook-Statistik 1 .....  | 28 |
| Diagnostik: Cook-Statistik 2 .....  | 29 |
| Diagnostik: (Multi-)Kollinearität 1 .....                                   | 30 |
| Diagnostik: (Multi-)Kollinearität 2 .....                                   | 30 |
| Diagnostik: (Multi-)Kollinearität 3 .....                                   | 31 |
| Diagnostik: (Multi-)Kollinearität 4 .....                                   | 31 |
| Diagnostik: (Multi-)Kollinearität 5 .....                                   | 32 |
| Diagnostik: (Multi-)Kollinearität 6 .....                                   | 32 |
| Diagnostik: Test auf Fehlspezifizierungen 1 .....                           | 32 |
| Diagnostik: Test auf Fehlspezifizierungen 2 .....                           | 33 |
| Diagnostik: Test auf Fehlspezifizierungen 3 .....                           | 33 |
| Diagnostik: Test auf Fehlspezifizierungen 4 .....                           | 34 |
| Diagnostik: Test auf Fehlspezifizierungen 5 .....                           | 34 |
| Diagnostik: Autokorrelation .....   | 35 |
| Interpretierbarkeit des LPM .....   | 35 |
| Das Modell mit den ISCED11-Kategorien .....                                 | 37 |
| Das Endmodell ohne die Gewichtung nach Ost-West .....                       | 38 |
| Bivariater Effekt des Beschäftigungsverhältnis .....                        | 38 |
| Bivariater Effekt des Alters.....   | 39 |
| Interaktionseffekt zwischen Kindern im Haushalt und Einkommen .....         | 39 |
| Interaktionseffekt zwischen Kindern im Haushalt und „Verheiratetsein“ ..... | 40 |
| Ergebnisse der Analyse im Logit Modell .....                                | 40 |
| Die Modellanpassung des Endmodells .....                                    | 41 |
| Die Koeffizienten des Endmodells .....                                      | 43 |

# 1 Einleitung

Am 7ten Februar dieses Jahres wurde der Koalitionsvertrag zwischen CDU, CSU und SPD für die neue Legislaturperiode verabschiedet. In dieser sollen die Themengebiete Familie und Kindererziehung einen gesondert hohen Stellenwert bekommen. In der folgenden Amtsperiode soll eine zunehmend expansive Familienpolitik dafür sorgen, dass die Elternhäuser in Deutschland stärker entlastet werden. Dies soll auch jenseits traditioneller Familienmodelle geschehen und die Kindererziehung in unterschiedlichen Formen des Zusammenlebens erleichtern. Darin inbegriffen werden z.B. eine Erhöhung des Kindergeldes, der Steuerfreibeträge, zusätzliche Maßnahmenpakete zur gezielten Bekämpfung von Kinderarmut, Ausbau des Angebots und der Qualität der KiTa-Plätze, sowie einen Rechtsanspruch der Betreuung für Grundschulkinder, eine Erleichterung von Teilleistungen in KiTas und Schulen (z.B. bei der Mittagsverpflegung).

Nachdem 2015 das Elterngeld Plus eingeführt wurde, werden besonders Eltern mit Teilzeitarbeitsstellen unterstützt und entlastet. Somit können Eltern in Teilzeitarbeit nach der Geburt ihres Kindes die Bezugszeit des Elterngeldes um 12 Monate verlängern. Zusätzlich kann das Elterngeld auch mit einem Partnerschaftsbonus um 4 Monate verlängert werden. Diese Regelung sollte vor allem die bestehenden Konflikte durch Arbeit und Familien senken und die sogenannte „Doppelbelastung“ junger Eltern verringern. Wie sich die Elternschaft auf die Lebenszufriedenheit auswirkt ist schon lange Gegenstand der empirischen Sozialforschung. Seit den umfassenden Untersuchungen der Suizidraten durch Adolph Wagner oder Henry Morselli in den Jahren 1852 bis 1929<sup>1</sup>, bei denen herausgefunden wurde, dass kinderlose Ehepaare eine höhere Suizidrate als Familien zeigen, wurde lange Zeit ein positiver Effekt auf die Lebenszufriedenheit vermutet. Dieser Zusammenhang ließ sich auch bis Ende der 80er Jahre beobachten, bis McLanahan und Adams<sup>2</sup> zum ersten Mal eine signifikante, negative Assoziation entdeckten, die allerdings stark über die verschiedenen sozioökonomischen Merkmale der Haushalte variierte.<sup>3</sup> Eine kürzlich im American Journal of Sociology erschienene Studie beleuchtete den Zusammenhang zwischen Lebenszufriedenheit und Elternschaft mit Hilfe einer internationalen Studie in 22 Industrienationen des OECD und stellte dabei auch einen negativen Effekt heraus. Im Vordergrund der Studie, die innerhalb des ESS und ISS durchgeführt wurde, stand vor allem, herauszufinden, ob sich bei Wohlfahrtsstaaten mit guter Familienpolitik ein stärkerer Zusammenhang als bei Staaten mit wenig fiskaler Unterstützung für Familien zeigt, was sich letztendlich als evident erwies. Für Deutschland zeigte sich in der Studie ein schwacher negativer Zusammenhang bei den zwischen 2006 bis 2007 Panelbefragungen, sowie ein

---

<sup>1</sup> Diese wurden später von Emile Durkheim für seine berühmte soziologische Arbeit „Der Selbstmord“ (1897) herangezogen.

<sup>2</sup> McLanahan u. Adams (1987)

<sup>3</sup> Auch wenn der Zusammenhang grundlegend über alle verschiedenen Haushaltstypen der Verteilung signifikant ist. (Glass et al., 2016)

schwacher positiver Zusammenhang bei den 2008 Befragten.<sup>4</sup> Die Ergebnisse für Deutschland können also sehr unterschiedlich ausfallen. Eine weitere Studie, die vom Federal Institute for Population Research im Jahr 2013 durchgeführt wurde, zeigt für den Befragungszeitraum von 2008-2009 wiederum einen geringen positiven Zusammenhang zwischen Lebenszufriedenheit und Elternschaft in Deutschland; dieser speist sich allerdings aus der ersten Umfragewelle des Beziehungs- und Familienpanels, wobei sich deren Methodik in einigen Punkten von der amerikanischen Studie unterscheidet.<sup>5</sup> Dazu später mehr.

In dieser Arbeit soll untersucht werden, ob sich für die in Deutschland Befragten im Jahr 2016 auch ein signifikanter Zusammenhang zwischen Elternschaft und Lebenszufriedenheit aufzeigen lässt. Dafür wird zunächst versucht, den bisher aktuellen Forschungsstand zur Thematik umfangreich zu skizzieren und in der Analyse in Anlehnung an die bisherigen Arbeiten und Theorien unterschiedliche Prädiktoren bzw. Kontextfaktoren für die Lebenszufriedenheit zu berücksichtigen. So soll die Analyse letztlich zu einem Endmodell führen, welches noch durch diagnostische Maßnahmen verbessert und im letzten Schritt interpretiert wird. Für unsere Untersuchung werden die Daten dem ALLBUS-Datensatz von 2016 entnommen.

## **2 Theorie**

In den Geisteswissenschaften wird das Thema Lebenszufriedenheit bzw. Glück oder Glückseligkeit im weiteren Sinne von einer langen Theorietradition geprägt, die bis zu den aristotelischen Reflexionen seiner nikomachischen Ethik zurückgeht. Nach Aristoteles ist das Streben nach Glückseligkeit (Eudämonie) ein zeitloses Bedürfnis, dass in der Natur des Menschen existenziell verankert zu sein scheint und maßgeblich von dessen tugendhaften Handeln bestimmt wird. Das Gelingen dieses tugendhaften Handelns hängt allerdings zusätzlich von den zentralen äußeren Lebensumständen ab. So ließe sich nach Aristoteles das Tugendhafte somit nicht bzw. nicht leicht umsetzen, wenn „man keine [entsprechenden] Mittel zur Verfügung hat“<sup>6</sup>, also einem gewissen Mangel durch die äußeren Lebensumstände erliegt. Zu diesen Lebensumständen zählte er vorwiegend materiellen Wohlstand, eine angesehene gesellschaftliche Stellung, langjährige Freundschaften, sowie unter anderem auch gute Nachkommen, die vor Einsamkeit schützen sollen. Eine maßvolle Erziehung zählte er des Weiteren zu den tugendhaften Handlungen und deshalb auch als notwendig, um einen Charakter zu entwickeln, der einen zur Eudämonie führen sollte. Die Erziehung wiederum selbst sollte dem Menschen dazu verhelfen, ein tugendhaftes Leben zu führen. Die tugendhaften Handlungen rufen zusätzlich Glücksgefühle beim jeweiligen Akteur hervor,

---

<sup>4</sup> Glass et al. (2016)

<sup>5</sup> Pollmann-Schult (2013)

<sup>6</sup> Aristoteles, NE I.9

wenn dieser um ihre Tugendhaftigkeit weiß.<sup>7</sup> Aristoteles ging jedoch nicht näher auf den direkten Zusammenhang zwischen Lebenszufriedenheit und Elternschaft im Besonderen ein, sondern konstatierte ausschließlich, dass gelungene Erziehung zu einer langfristigen Lebenszufriedenheit führt, aber beispielsweise durch „ganz übel geratene Kinder“ eine glückliche Lebensführung unmöglich ist. Jedenfalls lässt sich ein Leben in Glück und Zufriedenheit im Sinne der nikomachischen Ethik nicht einzig und allein durch die Elternschaft bewirken, auch wenn Aristoteles hier einen indirekten Zusammenhang vermutete. „Glück [...] besteht darin, sich möglichst eng in die Ordnung des Zusammenlebens [...] zu integrieren, und zwar dadurch, dass man den anderen das Zusammenleben, mit sich selbst ermöglicht und ihren Beifall findet [...]“<sup>8</sup>. Diese Verknüpfung deutet aber auf den zentralen Wert der Erziehung hin, da ein Mensch durch sie zum maßvollen und tugendhaften Handeln geführt werden kann und der Elternschaft so ein intrinsisch positiver Wert zuzurechnen wäre. Auch im Übrigen ist die Eudämonie ein ex tunc vielfach aufgegriffenes Thema innerhalb der Philosophiegeschichte und wird z.B. in der Stoa, bei Epikur, in Kants Metaphysik der Sitten oder bei einigen Vertretern des Utilitarismus in diversen Aufsätzen ausführlich behandelt.<sup>9</sup> Allerdings lässt sich aus der Philosophie, sonst wenig über die Verbindung zwischen Elternschaft und Glück sagen.

Seitens der Rational-Choice-Theorie gibt es einen Ansatz, der als Value-of-Children-Ansatz (VOC-Ansatz) bekannt ist<sup>10</sup>. Dieser baut auf der Theorie der sozialen Produktionsfunktion von Ormel et al. 1999 auf<sup>11</sup> und versucht zu begründen, dass Eltern anhand von Kindern sowohl ihre soziale Anerkennung als auch ihr physisches Wohlbefinden zu maximieren versuchen.<sup>12</sup> Nach dem VOC-Ansatz sollen Kinder in der Moderne vordergründig für soziale Anerkennung sorgen und das Bedürfnis nach sozialem Status befriedigen. Berücksichtigt werden müssen diesbezüglich alle Anreize und Barrieren, welche die Kindererziehung erleichtern oder erschweren. Zu letzteren zählen zum Beispiel fehlende finanzielle Mittel, Krankheiten, Arbeitslosigkeit, negative Einstellungen gegenüber Kindern, sowie Opportunitätskosten der Kinderhaltung wie der Verzicht auf zusätzliche Erwerbstätigkeit oder Freizeitangebote. Die Anreize können wiederum durch eine gute Wohn- und Finanzsituation, ein unterstützendes soziales Umfeld, eine entsprechende sozialstaatliche Unterstützung durch Wohlfahrtspolitik, sowie aus einer positiven Grundhaltung gegenüber Kindern erhöht werden.<sup>13</sup> Weiter wird beschrieben, dass Kinder die soziale Integration ihrer Eltern fördern und deren gesellschaftliche Wertschätzung heben können, da sich durch die

---

<sup>7</sup> <http://www.schmidt-bernd.eu/veranstaltungen/glueck/das-Glueck-bei-aristoteles.pdf>

<sup>8</sup> Vgl. Bellebaum (2010)

<sup>9</sup> [http://www.ethikzentrum-klopper.de/resources/Gl%C3\\$BCck+PDF.pdf](http://www.ethikzentrum-klopper.de/resources/Gl%C3$BCck+PDF.pdf)

<sup>10</sup> Glass et al. (2016)

<sup>11</sup> Die Theorie der sozialen Produktionsfunktion vereint soziologische und ökonomische Ansätze. werden Annahmen darüber getroffen, wie Menschen ihr subjektives Wohlbefinden mit gegebenen Ressourcen (resources) und Einschränkungen (constraints) in der jeweiligen Situation über Annäherungsstrategien maximieren. Dabei geht es neben den ökonomischen Gütern auch um die Produktion sozialer Güter.

<sup>12</sup> Vgl. Pollmann-Schult (2013)

<sup>13</sup> Vgl. Salzburger (2015), S. 43

Elternschaft sowohl Möglichkeitsräume neuer Sozialkontakte, als auch soziales Engagement ergeben können. Bei dieser Annahme muss allerdings, geprüft werden, ob der Effekt auf die Lebenszufriedenheit nur temporär ist oder nachhaltig, das heißt, sich nach einiger Zeit wiederinstellt. Pollmann-Schult bringt hier die Adaptation-Level Theorie<sup>14</sup> und die Set-Point Theorie<sup>15</sup> ins Spiel, welche empirisch zeigen konnten, dass sich einschneidende Lebensereignisse nur kurzfristig auf die Zufriedenheit auswirken und diese hauptsächlich von zeitkonstanten Persönlichkeitsmerkmalen (wie z.B. dem Grad an Neurotizismus und Extraversion) abhängt.<sup>16</sup> Unterstützend zur Set-Point-Theorie konnten Clark et. al. belegen, dass bereits ein Jahr vor der Schwangerschaft das Zufriedenheitsniveau anstieg<sup>17</sup>. Diese Daten werden von Pollmann-Schult bestätigt, der feststellte, dass ein deutlich erhöhtes Zufriedenheitsniveau lediglich bis zum 4. Lebensjahr des jüngsten Kindes im Haushalt zu beobachten ist, jedoch ab dem 7. Lebensjahr der Unterschied in der Lebenszufriedenheit zwischen Eltern und kinderlosen Personen nur noch gering und nicht mehr statistisch signifikant ist.<sup>18</sup> Diese Ergebnisse dämpfen die Annahmen des, auf der Rational-Choice-Theorie basierenden, VOC-Ansatz ab und lassen eine Differenz in der durchschnittlichen Lebenszufriedenheit in Abhängigkeit vom Alter des jüngsten Kindes vermuten. Somit kann davon ausgegangen werden, dass Elternschaft vor allem temporär positive Effekte auf die Lebenszufriedenheit hat.

Innerhalb der evolutionären Psychologie entwickelten Kenrick et al. 2010 einen Ansatz, der die Motivation für Elternschaft begründen sollte. Dafür orientierten sie sich an der bekannten Bedürfnispyramide von Maslow und passten sein Konzept der motivationalen Hierarchie nach neueren Erkenntnissen aus der Evolutionsbiologie, Anthropologie und Psychologie an. Diese ordneten sie nach ihrer evolutionären Funktion, ihrer Reihenfolge in der biologischen Entwicklung und der temporären kognitiven Priorität entsprechend um. Nach ihrem Forschungsstand befinden sich Motive zur Reproduktion und elterlichen Fürsorge an der Spitze der Bedürfnispyramide und nicht auf deren Boden.

Dabei bemerkten sie, dass die Selbstverwirklichung, welche Maslow in der alten Bedürfnispyramide als übergeordneten Sinn anstellte, kein fundamental funktionales Bedürfnis darstellt und sich stattdessen, das Bedürfnis nach Selbstverwirklichung hauptsächlich unter dem Bedürfnis nach sozialem Status einordnen lässt. An der Spitze der neuen Pyramide stellen sie stattdessen die Entwicklung von Partnerschaften, die Instandhaltung von Partnerschaften und ganz ob die Elternschaft. Die Bedürfnisgruppen der unmittelbaren physiologischen Bedürfnisse, der Selbstverteidigung, der Zugehörigkeit, des sozialen Status und des Selbstwertes werden allerdings beibehalten. Für das Modell ist es wichtig, dass sobald sich ein Zielsystem bzw. Motivationssystem entwickelt hat, seine Aktivierung ausgelöst wird, wann immer

---

<sup>14</sup> Brickman, Campell (1971)

<sup>15</sup> Headey, Wearing (1989)

<sup>16</sup> Pollmann-Schult (2013)

<sup>17</sup> Clark et al. (2008)

<sup>18</sup> Pollmann-Schult (2013)



relevante Umweltzeichen als Auslöser in der Wahrnehmung hervorstechen. Diese Zielsysteme werden ontogenetisch in der Reihenfolge ihrer evolutionären Wichtigkeit ausgebildet und ergänzen sich untereinander eher als miteinander innerhalb der Hierarchie in Wettbewerb zu stehen.<sup>19</sup> Diese Theorie könnte die VOC-Theorie und die Set-Point-Theorie ausreichend miteinander verknüpfen, da sie zum einen bestätigt, dass sich sozioökonomischer Status, die ausreichende Befriedigung materieller Bedürfnisse, sowie die nationalen Unterschiede in der Sicherung dieser Bedürfnisbefriedigung durch unterschiedlich betriebene Wohlfahrtspolitik fundamental auf die Zufriedenheit der Personen auswirkt, bei denen Kinder im Haushalt leben und zum anderen die Intensität der Bedürfnisbefriedigung abnehmen sollte, sobald die Kinder nicht mehr ständig durch ihre Präsenz als relevante Umweltzeichen das Motivationssystem aktivieren.<sup>20</sup> Außerdem zeigt sie, dass das Bedürfnis nach Elternschaft über dem Bedürfnis nach sozialer Anerkennung und Partizipation steht, was sich auch mit der Annahme Aristoteles als intrinsisch positiver Wert der guten Erziehung decken würde. Dieses Bedürfnis ist jedoch nicht zuletzt beeinflusst (wenn nicht sogar ermöglicht) von den im VOC-Ansatz genannten Faktoren finanzielle Mittel, Krankheiten, Arbeitslosigkeit, Opportunitätskosten der Kinderhaltung, wie der Verzicht auf zusätzliche Erwerbstätigkeit oder Freizeitangebote.

### 3 Hypothesen

Auf Grundlage der Theorie und speziell im Hinblick auf die als positiv einzuschätzende Familienpolitik in Deutschland wird im Vorfeld ein positiver Zusammenhang zwischen Elternschaft und Lebenszufriedenheit konstatiert. Aufgrund der Datenlage, die im späteren Verlauf noch besprochen wird, ergibt sich folgende zentrale Hypothese für diese Studie:

H<sub>1</sub>: Wenn Kinder im Haushalt der befragten Person leben, dann ergibt sich für diese eine erhöhte Lebenszufriedenheit

Der Zusammenhang, der aus der zentralen Hypothese hervorgeht, wird mithilfe von Kontrollvariablen auf seine Robustheit getestet. Für das daraus entstehende Modell werden die wichtigsten Annahmen, die für die Durchführung einer Regression berücksichtigt werden müssen, mittels diagnostischer Tests überprüft.

Interessant wäre es auch den Zusammenhang herumzudrehen, also davon auszugehen, dass nur eher zufriedene Menschen sich dafür entscheiden Kinder zu bekommen. Hierbei bräuchte man aber ausschließlich Daten von Eltern, die „absichtlich“ Kinder bekommen haben oder zumindest eine Variable

---

<sup>19</sup> “if you are having lunch with your boss, and you discover a scorpion crawling up your leg, self-protection goals are likely to trump whatever food- or status-related goals were salient a moment earlier” (Neuberg, Kenrick, Maner, & Schaller, 2005; S. 302)

<sup>20</sup> Kenrick et al. (2015)

im Datensatz, die dieser Frage nachgeht. Außerdem wird hierbei ein kausaler Zusammenhang vorausgesetzt, bei dem die erhöhte Lebenszufriedenheit klar der Entscheidung, Kinder zu bekommen, vorausgehen muss. Aus diesem Grund bräuchte man zur Untersuchung dieser Forschungsfrage also Längsschnittdaten, die das Zufriedenheitslevel vor der Schwangerschaft beinhalten und zwischen gewollter und ungewollter/ambivalenter Schwangerschaft unterscheiden.

Deshalb bleibt es also bei der vorher genannten Hypothese, die im Folgenden getestet wird. Zunächst werden die Daten beschrieben, die zur Überprüfung der Hypothese verwendet wurden.

#### 4 Forschungsstand

Der momentane Forschungsstand zur Frage, ob Kinder die Lebenszufriedenheit steigern, ist sehr kontrovers diskutiert. Zahlreiche Studien lassen vermuten, dass der emotionale Wert, den die moderne Kindererziehung mit sich bringt, von den emotionalen und finanziellen Kosten überstiegen wird.<sup>21</sup> Der positive Effekt sozialer Rollen (wie z.B. durch die Elternschaft), die durch persönliche Danksagung, einer wichtigen Identität, Sinngebung und sozialen Beziehungen auf die mentale Gesundheit entsteht, wurde zwar ausreichend festgestellt<sup>22</sup>, könnte aber dennoch durch die diversen Stressfaktoren, die durch die Elternschaft entstehen, überstiegen oder überdeckt werden.<sup>23</sup> Vor allem bei jüngeren Kindern liegt dies an dem Stressor Zeitaufwand, der unter anderem auch zu Schlafmangel führt<sup>24</sup>, dem Arbeit-Familie-Konflikt<sup>25</sup>, den Schwierigkeiten eine qualitative, bezahlbare Kinderbetreuung zu finden<sup>26</sup> und hohem finanziellem Druck<sup>27</sup>.

Gerade der sehr evidente Moderator des Alters der Kinder wird kontrovers innerhalb der Debatte diskutiert. So gibt es mehrere Studien, bei denen gerade in den ersten Jahren der Elternschaft der Zusammenhang mit der Lebenszufriedenheit größer ist, als bei kinderlosen Paaren<sup>28</sup> oder Paaren mit älteren Kindern oder Kindern, die bereits das Haus verlassen haben. Diese sogenannten „Empty-Nest-Parents“ sind nach aktueller Forschungsmeinung emotional nicht bessergestellt als kinderlose Erwachsene<sup>29</sup>, was sich mit den Annahmen der Set-Point Theorie durchaus decken würde. Eltern erwachsener Kinder geben im Alter eher finanzielle und instrumentelle Unterstützung, als ihre Kinder als wichtige Ressource zu sehen; gleichzeitig leiden diese Eltern auch an weniger depressiven Symptomen als andere Eltern.<sup>30</sup>

---

<sup>21</sup> McLanahan und Adams (1989); Nomaguchi und Milke (2003); Evenson und Simon (2005); Liefbroer (2005); Woo und Raley (2005); Begall und Mills (2011); Balbo, Billari, und Mills (2012)

<sup>22</sup> Russell (1974); Umberson und Gove (1989); Nomaguchi und Milke (2003); White und Dolan (2009)

<sup>23</sup> Pearlin (1989)

<sup>24</sup> Avison, Ali, und Walters (2007); Nelson et al. (2014)

<sup>25</sup> Nomaguchi, Milke, und Bianchi (2005); Begall und Mills (2011)

<sup>26</sup> Ross und Mirowsky (2003); Kravdal (1996)

<sup>27</sup> Warren und Tyagi (2003); McCrate (2005); Nelson et al. (2014)

<sup>28</sup> Kohler, Behrman und Skytthe (2005); Margolis und Myrskylä (2011); Pollmann-Schult (2013)

<sup>29</sup> Koropecj-Cox (2002); Milke, Bigerman, und Schieman (2008); Pudrovska (2008); Evenson und Simon (2005)

<sup>30</sup> Byers, Levy, Allore, Bruce, & Kasl (2008); Silverstein, Conroy, Wang, Giarrusso, & Bengtson (2002)

Es wurde in unterschiedlichen Ländern festgestellt, dass es den weit verbreiteten Volksglauben gibt, dass Elternschaft essentiell notwendig für ein glückliches Leben als Erwachsener sei und, dass kinderlose Paare unglücklicher wären<sup>31</sup>. Diese Meinung scheint jedoch auch wieder stark davon abzuhängen, ob nützliche Ressourcen wie z.B. ein Partner, ein gutes Einkommen oder passende Wohnverhältnisse für die Elternschaft vorhanden sind oder nicht<sup>32</sup>.

Dennoch gibt es statistische, internationale Differenzen in der elterlichen Lebenszufriedenheit<sup>33</sup>. Diese wurden auf zusätzliche staatliche Kontextfaktoren untersucht, die diese mehr oder weniger stark beeinflussen können<sup>34</sup>. Darunter fallen z.B. die Arbeitsflexibilität, der Urlaubsanspruch, Anspruch auf bezahlten Elternschaftsurlaub, Kosten der Kinderbetreuung, Zahlung in die gesetzlichen Versicherungen, Anzahl der Wochenstunden im Durchschnitt, Anteil der Frauenarbeit und Familienbeihilfe. Auffallend ist hierbei, dass sich die Effekte auf die Lebenszufriedenheit bei Ländern mit einer starken sozialstaatlichen Förderung der Familien für alle Eltern positiver auswirkten, während Länder mit schwächerer Familienpolitik tendenziell schlechtere Zufriedenheit bei Kindern hatten. Besonders die bezahlte Elternzeit wirkte sich positiv auf die Eltern mit kleinen Kindern aus. Zusätzlich wurde festgestellt, dass bei mehr als 2 Kindern im Haushalt der Effekt nicht mehr signifikant ist.<sup>35</sup>

Im Folgenden werden nun die Daten vorgestellt, die zur Überprüfung von Hypothese H<sub>1</sub>, verwendet wurden.

## 5 Daten

Die verwendeten Daten stammen aus der, alle zwei Jahre stattfindenden, „Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften“ (ALLBUS) aus dem Jahr 2016.<sup>36</sup> Generell können alle erwachsenen Personen (also jene, die das 18. Lebensjahr abgeschlossen haben), die in der Bundesrepublik Deutschland in Privathaushalten wohnen als Grundgesamtheit der Befragung gesehen werden. Die Form der Stichprobenziehung spricht für eine ausreichende Repräsentativität der Befragung: Es wurde eine disproportional geschichtete Zufallsauswahl getroffen, wobei zuerst Gemeinden unter Berücksichtigung ihrer Einwohnerzahl ausgewählt und danach aus deren Einwohnermeldekartei zufällig Personen gezogen wurden. So wurden insgesamt 3490 Menschen befragt, wobei die Ausschöpfungsquote 34,6% betrug. Das ist – gemeinsam mit der Befragung von 2010 – der historisch niedrigste Wert. Laut Michael Blohm, einem GESIS-Wissenschaftler, ist diese Entwicklung allerdings kein Grund zur Beunruhigung, da die mittleren Abweichungen, trotz dieser geringen Abweichung, im Feldverlauf sogar sinken und der

---

<sup>31</sup> Margolis und Myrskylä (2011); Hansen (2012)

<sup>32</sup> Thornton und DeMarco (2001); Koropecj-Cox und Pendell (2007); Friedman (2013)

<sup>33</sup> Savolainen et al. (2001); Kahneman et al. (2010); Ono und Lee (2013)

<sup>34</sup> Glass et al. (2016)

<sup>35</sup> Pollmann-Schult (2013); Kohler, Behrmann und Skytthe (2005)

<sup>36</sup> GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften (2017): Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften ALLBUS 2016. GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5250 Datenfile Version 2.1.0 (2017-05-29).

Nonresponse-Bias keinen Zusammenhang mit der Ausschöpfung vermuten lässt.<sup>37</sup> Die Ergebnisse können also, nach dem Herausrechnen der Überproportionierung Ostdeutscher durch Gewichtung, als repräsentativ für die Grundgesamtheit angesehen werden. Diese Tatsache beschreibt somit den fundamentalen Unterschied zwischen unserer Studie und der von Pollmann-Schult aus dem Jahr 2013. Dieser verwendete nämlich einen Datensatz, in dem zumeist jüngere und ausschließlich in Partnerschaften befindliche Eltern berücksichtigt und dadurch Haushalte mit Kindern zwischen null und zwei Jahren deutlich überrepräsentiert wurden.<sup>38</sup> Somit tragen die verwendeten Querschnittsdaten klar zur Aktualisierung des Forschungsstandes und auch zur besseren Repräsentierung der gesamten erwachsenen deutschen Wohnbevölkerung bei.

## **6 Operationalisierung**

Um unserer Fragestellung nachzugehen, ob die Anwesenheit von Kindern im Haushalt eine Auswirkung auf die Lebenszufriedenheit der befragten Person hat, wurden zunächst die deskriptiven Statistiken aller im Hauptmodell verwendeten Variablen untersucht. Diese sind in Tabelle 1 zusammengefasst. Zunächst sollen nun die Verteilungen und möglicherweise geschehene Rekodierungen der jeweiligen Variablen dargestellt werden.

### **6.1 Die abhängige Variable**

Allgemein auffällig ist, dass die Lebenszufriedenheit eine äußerst rechtssteile bzw. linksschiefe Verteilung aufweist<sup>39</sup>, was auch dazu führt, dass die Residuen der Regression keiner Normalverteilung folgen (siehe Abbildung 3 im Anhang). Das weist darauf hin, dass bei dieser Art der Abfrage der Variable systematische Fehler auftreten können, was dazu führt, dass entweder überdurchschnittlich viele zufriedenen Menschen befragt wurden, zwar ein normaler Anteil zufriedener Menschen befragt wurde, aber dafür unzufriedenere Menschen nur ungern eine niedrige Ausprägung bei dieser Frage ankreuzen oder die Lebenszufriedenheit als Variable generell nicht den Regeln der Normalverteilung folgt. Die vom ALLBUS angewandte Abfrage der Lebenszufriedenheit mithilfe einer Single-Item-Messung wird allerdings als relativ reliabel eingeschätzt, auch im Vergleich zu Multi-Item-Messungen<sup>40</sup>, weshalb die Ergebnisse so hingenommen werden müssen.

---

<sup>37</sup> Vgl. Blohm (2013)

<sup>38</sup> Vgl. Pollmann-Schult (2013)

<sup>39</sup> Siehe hierzu auch Staudinger (2000)

<sup>40</sup> Vgl. Lucas & Donnellan (2012)

|                           | Mittelwert          | S.D.    | Minimum | Maximum | N    | MISSING |
|---------------------------|---------------------|---------|---------|---------|------|---------|
| Lebenszufriedenheit Skala | 7,80                | 1,79    | 0       | 10      | 3488 | 2       |
| Lebenszufriedenheit Dummy | 0,82                |         | 0       | 1       | 3488 | 2       |
| Kinder im Haushalt        | 0,27                |         | 0       | 1       | 3436 | 54      |
| weiblich                  | 0,50                |         | 0       | 1       | 3490 | 0       |
| Alter                     | 50,57               | 17,56   | 18      | 97      | 3485 | 5       |
| jung                      | 0,23                |         | 0       | 1       | 3485 | 5       |
| alt                       | 0,24                |         | 0       | 1       | 3485 | 5       |
| Äquivalenzeinkommen OECD  | 1667,00<br>(Median) | 1042,44 | 1       | 10000   | 3088 | 402     |
| loginc (Äquivalenz OECD)  | 7,40                | 0,55    | 0       | 9       | 3088 | 402     |
| verheiratet               | 0,55                |         | 0       | 1       | 3488 | 2       |
| ost                       | 0,18                |         | 0       | 1       | 3490 | 0       |
| vollzeit                  | 0,44                |         | 0       | 1       | 3489 | 1       |
| ohneabschluss             | 0,01                |         | 0       | 1       | 3486 | 4       |
| hauptschule               | 0,27                |         | 0       | 1       | 3486 | 4       |
| real                      | 0,32                |         | 0       | 1       | 3486 | 4       |
| Ref.: abitur              | 0,39                |         | 0       | 1       | 3486 | 4       |
| stadt                     | 0,64                |         | 0       | 1       | 3490 | 0       |

*Tabelle 1 – Gewichtung nach Erhebungsgebiet (Ost-West); Darstellung der Standardabweichungen nur für metrische Variablen; Ref.: Referenzkategorie;*

Um also dem Problem der Verteilung zu begegnen, wurde versucht die Variable mithilfe des Logarithmus so zu transformieren, dass ihre Verteilung mehr einer Normalverteilung entspricht und um Verzerrungen zu vermindern. Diese Maßnahme half allerdings nicht, da die Ausgangssituation bereits zu viele Verstöße gegen grundlegende Annahmen mit sich brachte. Aus diesem Grund wurde die abhängige Variable im Folgenden dichotomisiert und somit das Lineare-Wahrscheinlichkeits-Modell (LPM) angewandt, bei dem ohnehin gegen die Normalverteilung der Residuen und die Homoskedastie-Annahme verstoßen wird; zur Überprüfung der Ergebnisse wurden auch logistische Regressionen gerechnet, um die Unzulänglichkeiten des LPM mit einem nicht-linearen Modell zu kompensieren. Bei der Dichoto-

misierung der abhängigen Variable wurden Werte von 0-6 als nicht zufrieden kodiert und 7-10 als zufrieden. So fallen 18% der Fälle in die Kategorie der Unzufriedenen. Bei Verwendung dieser Kodierung ergab sich im Vergleich mit anderen ausgeglicheneren Kodierungen die größte Modellanpassung des Endmodells, weshalb diese als Bevorzugte verwendet wurde. Auch Dichotomisierungen der logarithmierten Lebenszufriedenheit ergaben eine schlechtere Modellanpassung, weshalb diese ebenfalls verworfen wurde. Zum Aufbau des Endmodells wurde also die zwischen 6 und 7 dichotomisierte Lebenszufriedenheit als zu regressierende Variable verwendet. Bei der Interpretation der dichotomisierten Lebenszufriedenheit kam es allerdings zu Problemen, weshalb hierfür die offene Skala verwendet wurde.

## 6.2 Die unabhängige Variable

Das Hauptmodell konstatiert generell, dass ein positiver Zusammenhang zwischen der Anwesenheit von Kindern im Haushalt und der allgemeinen Lebenszufriedenheit der befragten Person besteht. Also wird eine Variable benötigt, die zwischen Haushalten mit und ohne Kinder unterscheidet. Hierzu eignen sich im ALLBUS 2016 zwei verschiedene Herangehensweisen:

1. Um herauszufinden, ob Kinder im Haushalt des Befragten wohnen, kann die Variable der Haushalts-Feinklassifikation<sup>41</sup> hergenommen werden. Diese setzt sich aus den Variablen zusammen, die das Verhältnis des Befragten zu weiteren Haushaltspersonen erfragen. So wird es auch möglich zu erkennen, ob die befragte Person das „Kind“<sup>42</sup> im Haushalt ist. Jene Fälle müssen als MISSING kodiert werden, da diese die Analyse verzerren. Nach dieser Logik wurden dann alle Ausprägungen, die klar zu „Kinder im Haushalt“/„keine Kinder im Haushalt“ zugeordnet werden können, in der neuen Variable dementsprechend kodiert. So wurden allerdings auch 353 Fälle als MISSING kodiert, weshalb im Endmodell die zweite Variante bevorzugt wurde:

2. Neben der Variable „Anzahl der Haushaltspersonen“ liefert der ALLBUS-Datensatz auch die reduzierte Haushaltsgröße, also die Anzahl der Haushaltspersonen, die 18 Jahre oder älter sind. Zieht man nun also die Anzahl der Erwachsenen von der gesamten Anzahl der Haushaltspersonen ab, so erhält man die Anzahl der Kinder im Haushalt. Hierbei handelt es sich nun allerdings nicht mehr um leibliche Kinder, weshalb ein etwas schwächerer Zusammenhang erwartet wird. Im Endmodell wurde die Variable dichotomisiert verwendet, also so, dass Haushalte mit Kindern auf der 1 kodiert sind und Haushalte ohne Kinder auf der 0.

So ergaben sich nur 54 fehlende Werte und 27% der Befragten gaben an, in einem Haushalt mit Kindern zu leben. Bei der ersten Variante wäre dieser Anteil immerhin bei 36%, was aber darauf zurückzuführen ist, dass dort eben auch „Kinder“ berücksichtigt wurden, die älter sind als 18 sind. Zusammenfassend kann gesagt werden, dass beide Varianten nur mittelmäßig zufriedenstellend sind und deshalb einige

---

<sup>41</sup> Nach Porst (1984)

<sup>42</sup> Kind steht hier in Anführungszeichen, da nur Erwachsene über 18 Jahren befragt wurden

Variablen, die sich ausschließlich mit Kindern und deren Beziehung zum Befragten beschäftigen, wünschenswert wären. Mit den vorhandenen Daten ist jedenfalls die zweite Variante zu bevorzugen, da hier nur Personen miteinbezogen werden, die in Haushalten mit Kindern unter 18 leben. So sind also noch die geringsten Verzerrungen zu vermuten. Außerdem kann man so zumindest davon ausgehen, dass keine Bevölkerungsgruppe überrepräsentiert wird, da systematische Erhebungsfehler weitestgehend auszuschließen sind.

### **6.3 Die Kontrollvariablen**

Um den Effekt der Anwesenheit von Kindern im Haushalt auf die Lebenszufriedenheit der befragten Person auf Robustheit zu überprüfen wurden einige übliche demographische Variablen, auch in Anlehnung an den bisherigen Forschungsstand, mit in die Analyse aufgenommen. Die getesteten Variablen lauten: Nettoäquivalenzeinkommen, Bildung (nach Schulabschluss und zur Kontrolle nach ISCED11 Klassifizierung), Geschlecht, Erhebungsgebiet (Ost/West), Beschäftigungsverhältnis (Vollzeit/nicht Vollzeit), Alter, Familienstand (verheiratet und zusammenlebend im Vergleich mit allen anderen Formen des Familienstands), Wohnort (Stadt/Land).

Das Nettoäquivalenzeinkommen wurde als Wohlstandsindikator verwendet, weil es das Haushaltseinkommen nach Bedarf gewichtet, es berücksichtigt also die Anzahl der Haushaltsmitglieder und deren relativen Anteil am Verbrauch des Haushaltseinkommens. So werden beispielsweise hohe Einkommen bei einer hohen Zahl an Haushaltsmitgliedern nicht überbewertet. Der Median des Nettoäquivalenzeinkommen im ALLBUS 2016 betrug 1667€. Aus dem Mikrozensus aus dem selben Jahr geht allerdings ein Median von 1773€ hervor,<sup>43</sup> was darauf schließen lässt, dass bei der dort verwendeten Klumpenstichprobe generell reichere Menschen befragt wurden. Die Ergebnisse der Analyse sollte diese Unschärfe allerdings nicht beeinflussen. Um Fehlspezifikationen durch sehr hohe Einkommen aus dem Weg zu gehen, wurde die Variable in logarithmierter Form ins Modell aufgenommen.

Das Bildungsniveau wurde auf zwei verschiedene Arten untersucht um eine nationale und eine internationale Vergleichbarkeit zu gewährleisten. Einerseits wurde die Variable des Bildungsabschlusses betrachtet. Fachhochschulreife und Hochschulreife wurden als Referenzkategorie verwendet und zur Kategorie „Abitur“ zusammengefasst, weil beide auf ein ähnliches Bildungsniveau schließen lassen – die Problematik bundeslandspezifischer Bildungskarrieren wurde so ebenfalls umgangen, da das Bildungsniveau nicht gleichgesetzt wurde mit den Jahren schulischer Bildung. Trotzdem entstehen durch die Verwendung des reinen Schulabschlusses natürlich einige Verzerrungen, vor allem, weil jegliche Art von postsekundärer und tertiärer Bildung außen vor gelassen wird. Deshalb wurden die Ergebnisse auch

---

<sup>43</sup> Destatis (2017), [https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesellschaftStaat/EinkommenKonsumLebensbedingungen/LebensbedingungenArmutsgefaehrung/Tabellen/Einkommensverteilung\\_SILC.html](https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesellschaftStaat/EinkommenKonsumLebensbedingungen/LebensbedingungenArmutsgefaehrung/Tabellen/Einkommensverteilung_SILC.html)

mit der international vergleichbaren ISCED11 Kategorisierung verglichen. Dabei ergaben sich folgende Kategorien:

| Variable              | Mittelwert | Minimum | Maximum | N    | MISSING |
|-----------------------|------------|---------|---------|------|---------|
| lower secondary       | 0,07       | 0,00    | 1,00    | 3441 | 49      |
| Ref.: upper secondary | 0,47       | 0,00    | 1,00    | 3441 | 49      |
| post secondary        | 0,08       | 0,00    | 1,00    | 3441 | 49      |
| short-cycle tertiary  | 0,13       | 0,00    | 1,00    | 3441 | 49      |
| tertiary              | 0,25       | 0,00    | 1,00    | 3441 | 49      |

*Tabelle 2 – Gewichtung nach Ost-West; Die Referenzkategorie ist „Upper secondary education“, diese ist so groß, weil nicht nur Menschen mit Abitur hineingezählt werden, sondern auch jene mit Haupt- oder Realschulabschluss und zusätzlicher Berufsausbildung; „Lower secondary“ bedeutet also, man hat nur einen Haupt- oder Realschulabschluss; „Post secondary“ umfasst jene, die ein Abitur und eine Berufsausbildung nachweise können; „Short-cycle tertiary“ bedeutet eine Fachschule abgeschlossen oder einen Meisterbrief erworben zu haben; „Bachelor level“, „Master level“ und „Doctor level“ wurden zu „tertiary education“ zusammengefasst*

Auf diese Weise kann also zwischen sekundärer und tertiärer Bildung unterschieden werden. Nur die Differenzierung innerhalb der sekundären Bildung fällt hierbei schwer, weil Haupt- und Realschulabschlüsse in eine Kategorie fallen. Außerdem wird das Abitur mit einer abgeschlossenen Lehre gleichgesetzt. So haben beide Varianten der Kategorisierung also ihre Vor- und Nachteile, weshalb das Hauptmodell am Ende auch mit der ISCED11-Kategorisierung noch einmal durchgeführt wird um die Ergebnisse der „normalen“ Bildungsvariable damit zu vergleichen.

Das Geschlecht wurde dummy-kodiert, wobei weibliche Befragte die Ausprägung 1 erhielten. In der Stichprobe waren Frauen und Männer in etwa gleich stark repräsentiert (49,65%/50,35%).

Um das Oversample der ostdeutschen Befragten aufzuheben wurden alle Ergebnisse gewichtet. Das Erhebungsgebiet ging zusätzlich als Dummy in das Modell mit ein, um auf Unterschiede der Lebenszufriedenheit zwischen neuen und alten Bundesländern zu überprüfen. Hierzu wurden Ostdeutsche in die Kategorie 1 eingestuft. Nach Gewichtung der Fälle ergibt sich eine relative Häufigkeit von 18% für ostdeutsche Befragte. Diese Verteilung entspricht in etwa der Realität.<sup>44</sup>

Das Beschäftigungsverhältnis wurde dummy-kodiert, sodass vollzeitbeschäftigte Befragte der Kategorie 1 zugeschrieben wurden. Arbeitslose, Teilzeitbeschäftigte und geringfügig Beschäftigte wurden also auf die 0 kodiert. Diese Art der Kodierung sollte eine mögliche Doppelbelastung durch Kinder im Haushalt und Arbeit simulieren, da diese ja auch in vorherigen Studien abzulesen war (z.B. Nomaguchi, Milke, and Bianchi 2005). Zum Zeitpunkt der Befragung befanden sich 44% der Befragten in einer Vollzeitbeschäftigung. Diese Zahl ist allerdings nicht mit den Quoten des statistischen Bundesamts zu vergleichen,

<sup>44</sup> Destatis (2018), [https://www.destatis.de/DE/PresseService/Presse/Pressemitteilungen/2018/01/PD18\\_019\\_12411.html](https://www.destatis.de/DE/PresseService/Presse/Pressemitteilungen/2018/01/PD18_019_12411.html)



da dort die Zahl der Erwerbslosen und Rentner herausgerechnet wird. Schließt man geringfügig Beschäftigte mit in die Teilzeitbeschäftigung ein, ergeben sich jedoch ähnliche Zahlen (28,9% Teilzeitbeschäftigte) wie im Mikrozensus.

Das Alter wurde aufgrund der Diagnostik im Verlauf des Modellaufbaus kategorisiert aufgenommen – dazu später mehr. Das durchschnittliche Alter lag in etwa bei 51 Jahren.

Um den Familienstand adäquat zu beschreiben, wurden nur Menschen, die verheiratet sind und auch mit ihrem Ehepartner zusammenleben, der Kategorie 1 zugeschrieben. So wurden selbst Menschen, die zwar verheiratet sind, aber nicht mehr zusammenleben, mit 0 kodiert. Diese Variable beschreibt somit nicht nur den Ehestatus, sondern auch, ob die im Haushalt heranwachsenden Kinder von beiden oder nur von einem Elternteil erzogen werden. So entsteht quasi eine doppelte Auswirkung auf die Lebenszufriedenheit der befragten Person. Etwa 55% der Befragten waren laut dieser Kategorisierung verheiratet und lebten zusätzlich mit ihrem Partner zusammen.

Als letzte Variable wurde der Wohnort der befragten Person als dichotomisierte Variable in das Modell aufgenommen. Hierbei wurden alle Befragten, die angaben in einer Großstadt, im Vorort einer Großstadt oder in einer Klein-/mittelgroßen Stadt zu leben mit dem Wert 1 kodiert und jene, die aus einem ländlichen Dorf oder von einem Einzelhaus auf dem Land kommen wurden der Kategorie 0 zugeschrieben. Hierbei handelte es sich allerdings um Selbsteinschätzungen des Wohnorts, weshalb es möglicherweise zu Verzerrungen kommen könnte, weil sich die befragte Person falsch einordnet. Für eine Abgrenzung der Wohngegend in ländliche Gegend und städtische Gegend sollte diese Selbsteinschätzung allerdings genügen. Nach der gewählten Kodierung lebten etwa 64% der Befragten in einem städtischen Gebiet. Der Aufbau des Modells wurde nun ausführlich dargestellt. Im Folgenden wird dieses auf mögliche Fehlspezifikationen und Verstöße gegen grundlegende Annahmen der logistischen Regression geprüft.

## **7 Diagnostik**

Um das Hauptmodell Variable für Variable aufzubauen wurde im vorherigen Teil das LPM verwendet, da bei diesem ein Vergleich zwischen den einzelnen Stufen des Modells möglich ist, was bei der logistischen Regression ausgeschlossen ist, da hier die Varianz des Fehlerterms einen Einfluss auf die Höhe der Koeffizienten nimmt. Diagnostische Maßnahmen werden nun allerdings am Endmodell der logistischen Regression vorgenommen, da das LPM wie vorher erwähnt ohnehin von vornherein gegen die Annahme der Homoskedastie und die Normalverteilung der Residuen verstößt.

### **7.1 Ausreißer erkennen mithilfe der Cook-Statistiken**

Um in der logistischen Regression gegen instabile Schätzungen vorzugehen ist es notwendig Ausreißer zu identifizieren und diese, wenn nötig, aus der Analyse auszuschließen. Die Identifizierung dieser Aus-

reißer wird mithilfe der Cook-Statistiken vorgenommen. Mithilfe dieser Prüftechnik kann die Veränderung aller Residuen, die durch Weglassen des jeweiligen Falls resultiert, ausgegeben werden. Sie zeigt also die Verzerrung der Analyse, die von jedem einzelnen Fall ausgeht. Um eine übersichtliche Darstellung der Cook-Statistik zu gewährleisten, wird diese gegen die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten geplottet.

In unserem Fall ergab sich ein Ausreißer (siehe Abbildung 4). Bei einem Wertebereich von 0 bis  $+\infty$ , wobei generell Werte über 1 als kritisch gesehen werden, sollte dieser Ausreißer mit dem Wert von  $\sim 0,57$  eigentlich kein Problem sein. Um sicher zu gehen, wurde dieser Fall trotzdem versuchsweise von der Analyse ausgeschlossen. Im Vergleich mit dem Modell, bei dem der Ausreißer eingeschlossen wurde, ergab sich, dass dessen Verzerrung die Signifikanz der zentralen unabhängigen Variable verschlechterte (siehe Tabelle 4/5). Aus diesem Grund wurde sich dazu entschieden, den Ausreißer in zukünftigen Analysen auszuschließen. Nach allen diagnostischen Maßnahmen wurden die Cook-Statistiken noch einmal gegen die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten geplottet. Hierbei ergab sich nur ein Maximum von  $\sim 0,108$  (siehe Abbildung 5), weshalb keine weiteren Schritte eingeleitet wurden.

## **7.2 Toleranztest zur Überprüfung von (Multi-)Kollinearität**

Wenn die unabhängigen Variablen untereinander zu stark korrelieren, dann kann das zu Fehlern bei den Schätzern führen. Deshalb ist es wichtig, das Modell auf (Multi-)Kollinearität hin zu überprüfen. Hierfür verwendet man den sogenannten Toleranztest. Dieser gibt den Toleranzwert aus, der sich aus der Differenz von 1 und dem jeweiligen Determinationskoeffizienten, also  $R^2$ , errechnet. Sollte sich dieser Wert unter 0,2 befinden, muss etwas getan werden um die (Multi-)Kollinearität zu vermeiden; meistens wird die betroffene Variable dann von der Analyse ausgeschlossen.

In unserem Fall ergaben sich keine solch niedrigen Werte. Der niedrigste Wert errechnete sich bei der Variable des Alters mit 0,575 (siehe Tabelle 6). Diese Variable korreliert also scheinbar mit den meisten anderen Variablen, was uns dazu veranlasst hat diese testweise aus der Regression auszuschließen. Dadurch wurden wiederum die Signifikanz und die Stärke des Effekts der zentralen unabhängigen Variable verbessert/verstärkt (siehe Tabelle 7/8). Außerdem haben sich – logischerweise – die Toleranzwerte der anderen Werte erhöht (siehe Tabelle 9). Der einzige Grund der also noch dafürsprechen würde, das Alter im Modell zu behalten, wäre eine drastisch verringerte Modellanpassung, die aus dem Ausschluss dieser Variable resultiert. Wie in Tabelle 10 und 11 zu sehen ist, ist das allerdings nicht der Fall, da das korrigierte  $R^2$  identisch bleibt. Die Folge des Toleranztests war also, dass das Alter (vorerst) aus der Regression ausgeschlossen wurde, woraufhin sich der Effekt der Anwesenheit von Kindern im Haushalt auf die Lebenszufriedenheit vergrößert hat.

### 7.3 Überprüfung der Linearität der metrischen Variablen

Trotz des, durch die logistische Regression postulierten, S-förmigen Zusammenhangs, spielt die Diagnose von nicht-linearen Beziehungen zwischen Variablen eine Rolle, da auch die logistische Regression einen linearen Zusammenhang voraussetzt – nur eben nicht zwischen UV und AV, sondern zwischen UV und Logit der AV. Deshalb wird im Folgenden untersucht, ob die verwendeten metrischen unabhängigen Variablen sich im Hinblick auf die Lebenszufriedenheit in nicht-linearer Art und Weise verhalten. Um Nicht-Linearität festzustellen, wird die sogenannte Box-Tidwell-Transformation durchgeführt. Dabei wird nach einem Interaktionseffekt zwischen der metrischen Variable und ihrem eigenen Logarithmus gesucht. Wird die Interaktionsvariable bei Einsetzen in die Regression also signifikant, so ergibt sich für den Effekt der Variable das Problem der Nicht-Linearität. Abhilfe kann dann aber meist eine kategorisierte Aufnahme der Variable ins Modell schaffen.

Die beiden metrischen Variablen in unserem Modell sind das Einkommen und das Alter. Letzteres wurde zwar vorher schon aus dem Modell genommen, wird aber später trotzdem auf Fehlspezifikation überprüft. Zuerst wird diese Prüfung allerdings für das Einkommen durchgeführt. Wie in Tabelle 12 abgelesen werden kann, ist der Interaktionseffekt zwischen Einkommen und logarithmiertem Einkommen nicht signifikant. Deshalb kann das Einkommen weiterhin in seiner logarithmierten Form ins Modell eingehen.

Trotz der vorherigen Elimination aus dem Modell, wird das Alter auf eine Fehlspezifikation hin überprüft, denn es wäre ja möglich, dass der Grund für den negativen Einfluss der Variable Alter auf die Signifikanz der zentralen unabhängigen Variablen durch deren Nicht-Linearität zu begründen ist und nicht durch deren Kollinearität mit anderen Variablen. Aus diesem Grund wurde die Interaktionsvariable des Alters und dessen Logarithmus auf Signifikanz in der Regression geprüft. Aus Tabelle 13 lässt sich ablesen, dass es sich scheinbar tatsächlich um eine Fehlspezifikation des Alterseffekts auf die Lebenszufriedenheit handelt, da der Interaktionseffekt signifikant geworden ist. Um dem entgegen zu wirken, wurde das Alter zunächst in vier Kategorien eingeteilt (18-34, 35-49, 50-64,  $\geq 65$ ). Da die Kategorie 50-64 die größte Häufigkeit aufwies, wurde diese als Referenzkategorie verwendet. Die verbleibenden drei Kategorien wurden nun in das Modell aufgenommen. Im Vergleich zur Referenzkategorie erzielten Junge (18-34) und Alte ( $\geq 65$ ) jeweils einen positiven Zusammenhang mit der Lebenszufriedenheit. Für Menschen von 35-49 ergab sich kein signifikanter Unterschied zur Referenzkategorie (siehe Tabelle 14). Es scheint also als gäbe es einen parabolischen Verlauf des Zusammenhangs: Junge Menschen sind relativ zufriedener als „mittelalte Menschen“ (34-65), wobei diese wiederum relativ unzufriedener sind als alte Menschen. Da sich zwischen „mitteljung“ und „mittelalt“ kein signifikanter Unterschied ergeben

hat, wurden diese im Folgeschritt zu einer Kategorie zusammengefasst und als Referenzkategorie angesehen. So ergaben sich die in Tabelle 15 ablesbaren Werte. Zum Schluss wurde dieses erneuerte Modell noch auf (Multi-)Kollinearität überprüft. Hierbei ergaben sich keine kritischen Werte (siehe Tabelle 16).

#### **7.4 Überprüfung des finalen Modells auf Autokorrelation mit Durbin-Watson-Test**

Nach Prüfung der zentralen Annahmen, die für eine logistische Regression notwendig sind, wurde noch auf Autokorrelation geprüft. Wenn Autokorrelation vorliegt, dann bedeutet das, dass die Residuen miteinander korrelieren, was zu Verzerrungen führen kann. Diese Annahme wird zumeist mithilfe des Durbin-Watson-Tests überprüft. Wenn dieser eine Korrelation zwischen den Residuen feststellt, müssen weitere Schritte eingeleitet werden. Der Wertebereich liegt zwischen 0 und 4, wobei im Allgemeinen Werte zwischen 1,5 und 2,5 als ausreichend und ein Wert von 2 als perfekt angenommen werden. Wie in Tabelle 17 zu sehen ist, liegt der Wert in der vorliegenden Regression bei 2,045, weshalb hier von einer hinreichenden Modelldefinition ausgegangen werden kann.

Nach dem ausführlichen Testen der zentralen Annahmen, die zur Durchführung der Regression berücksichtigt werden müssen, werden im Folgenden die Ergebnisse des Modells beschrieben.

### **8 Ergebnisse**

Der zentrale Gegenstand dieser Untersuchung ist es den Zusammenhang zwischen der Anwesenheit von Kindern im Haushalt der befragten Person und dessen allgemeiner Lebenszufriedenheit mit den Daten des ALLBUS 2016 zu überprüfen. Für den Aufbau des Modells wurde ein Lineares-Wahrscheinlichkeits-Modell angelegt, das für jeden Prädiktor eine Veränderung der Wahrscheinlichkeit zufrieden zu sein vorhersagt. Zur Interpretierbarkeit des LPM muss allerdings gesagt werden, dass es vorkommen kann, dass die Wahrscheinlichkeit, die für das Eintreten der abhängigen Variable vorhergesagt wird, einen Wert kleiner 0 oder größer 1 annimmt. In unserem Fall werden für etwa 6% der Fälle Wahrscheinlichkeiten von über 1 vorhergesagt, weshalb eine inhaltliche Interpretation des LPM nicht möglich ist (siehe Tabelle 18). Deshalb wurde zur Interpretation des Endmodells wieder die offene Skala der Lebenszufriedenheit verwendet. Die methodischen Probleme mit dieser Skala wurden also vernachlässigt, um eine Interpretation der Effektstärken zuzulassen. Hierbei handelt es sich zwar um eine ordinal-skalierte Variable, diese erfüllt aber die Voraussetzungen für die quasi-metrische Behandlung.<sup>45</sup>

Der Effekt der Anwesenheit von Kindern im Haushalt des Befragten auf dessen Lebenszufriedenheit ist im Endmodell auf dem 5%-Niveau signifikant und ergibt einen Regressionskoeffizienten von 0,164 (siehe Tabelle 3). Das bedeutet für eine Person, in dessen Haushalt Kinder leben, dass sich ceteris paribus eine um den Wert 0,164 erhöhte Lebenszufriedenheit ergibt. Auf einer Skala von 0 bis 10 ist das nicht

---

<sup>45</sup> Vgl. Urban D, Mayerl J (2011) S.275

gerade sehr viel. Trotzdem sollte bedacht werden, dass es sich bei der Beziehung zum Kind nicht unbedingt um eine genetische Verbindung handeln muss und, dass auch die Anzahl der Kinder in dieser Untersuchung keine Rolle gespielt hat, wodurch der geringe Effekt erklärt werden kann. Es ist auch hervorzuheben, dass sich die Signifikanz im Laufe des Modellaufbaus auch im Bereich über dem 5%-Niveau befunden hat und der Effekt erst nach Hinzufügen des Alters wieder interpretierbar wurde. Wie andere Variablen den Effekt beeinflussen wird unten noch besprochen.

|                                  | M1                 | M2                | M3                 | M4                | M5                 | M6                 | M7                 | M8                 | M9                 |
|----------------------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Konstante                        | 7,749***<br>(,038) | 1,058*<br>(,427)  | 1,753***<br>(,469) | 1,429**<br>(,473) | 1,745***<br>(,479) | 1,560**<br>(,492)  | 2,184***<br>(,495) | 2,210***<br>(,500) | 1,825***<br>(,506) |
| kinderhh                         | ,146*<br>(,073)    | ,256***<br>(,070) | ,213**<br>(,071)   | ,197**<br>(,071)  | ,173*<br>(,071)    | ,194**<br>(,073)   | ,068<br>(,074)     | ,067<br>(,074)     | ,164*<br>(,076)    |
| loginc                           |                    | ,900***<br>(,057) | ,828***<br>(,061)  | ,852***<br>(,061) | ,818***<br>(,062)  | ,851***<br>(,065)  | ,733***<br>(,066)  | ,732***<br>(,066)  | ,729***<br>(,067)  |
| ohneab-<br>schluss               |                    |                   | -,107<br>(,294)    | -,092<br>(,293)   | -,108<br>(,292)    | -,114<br>(,292)    | -,142<br>(,290)    | -,143<br>(,290)    | -,133<br>(,287)    |
| haupt                            |                    |                   | -,296***<br>(,082) | -,282**<br>(,082) | -,306***<br>(,082) | -,314***<br>(,082) | -,387***<br>(,082) | -,391***<br>(,083) | -,383***<br>(,086) |
| real                             |                    |                   | -,202**<br>(,075)  | -,207**<br>(,075) | -,175*<br>(,075)   | -,171*<br>(,075)   | -,245**<br>(,075)  | -,249**<br>(,075)  | -,209**<br>(,075)  |
| Ref.: abitur                     |                    |                   | ,000<br>(,000)     | ,000<br>(,000)    | ,000<br>(,000)     | ,000<br>(,000)     | ,000<br>(,000)     | ,000<br>(,000)     | ,000<br>(,000)     |
| weiblich                         |                    |                   |                    | ,288***<br>(,062) | ,283***<br>(,062)  | ,257***<br>(,064)  | ,298***<br>(,064)  | ,298***<br>(,064)  | ,354***<br>(,064)  |
| ost                              |                    |                   |                    |                   | -,313***<br>(,083) | -,309***<br>(,083) | -,323***<br>(,082) | -,321***<br>(,082) | -,337***<br>(,082) |
| vollzeit                         |                    |                   |                    |                   |                    | -,122<br>(,069)    | -,023<br>(,070)    | -,024<br>(,070)    | ,161*<br>(,079)    |
| verheiratet                      |                    |                   |                    |                   |                    |                    | ,479***<br>(,065)  | ,477***<br>(,065)  | ,550***<br>(,068)  |
| stadt                            |                    |                   |                    |                   |                    |                    |                    | -,025<br>(,065)    | -,047<br>(,065)    |
| jung                             |                    |                   |                    |                   |                    |                    |                    |                    | ,453***<br>(,084)  |
| Ref.: mittel-<br>alt             |                    |                   |                    |                   |                    |                    |                    |                    | ,000<br>(,000)     |
| alt                              |                    |                   |                    |                   |                    |                    |                    |                    | ,551***<br>(,090)  |
| N                                | 3074               | 3074              | 3074               | 3074              | 3074               | 3074               | 3074               | 3074               | 3074               |
| (korrigiertes)<br>R <sup>2</sup> | ,001               | ,075              | ,078               | ,085              | ,089               | ,089               | ,105               | ,104               | ,120               |

Tabelle 3 – Notiz: eigenen Berechnungen aus dem ALLBUS 2016; gewichtet nach Ost-West; Lebenszufriedenheitsskala als abhängige Variable; abgebildet werden die Regressionskoeffizienten der jeweiligen Regressionen und die Standardfehler in Klammern; Signifikanzen: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ ; Ref.: Referenzkategorie

Zunächst sollen aber die Effekte der Kontrollvariablen auf die Lebenszufriedenheit dargestellt werden. Hierfür wird das in Tabelle 3 beschriebene Endmodell M9 verwendet.

Das Einkommen hatte hier, wie zu erwarten war, einen höchst signifikanten stark positiven Effekt auf die Lebenszufriedenheit. Hierbei ergab sich ein Regressionskoeffizient von 0,729. Wenn sich das Einkommen also um 100% verändert, geht damit eine Änderung der Lebenszufriedenheit um 0,729 Punkte einher. Das bedeutet aber auch, dass eine Erhöhung des fiktionalen Einkommens von 100€ auf 200€ die selbe Auswirkung auf die Lebenszufriedenheit hat, wie eine Erhöhung von 3000€ auf 6000€. Die Linearität dieses Zusammenhangs sollte also in Frage gestellt werden. Aus diesem Grund wurde die Lebenszufriedenheit gegen das Einkommen geplottet, um zu überprüfen inwiefern es sich um einen strikt linearen Zusammenhang handelt. In Abbildung 6 wurde in das Diagramm eine Loess-Anpassungs-Linie eingesetzt, diese arbeitet mit einer lokalen Gewichtung, wodurch sich ein realistischeres Bild des Zusammenhangs ergibt. Wie man sieht, handelt es sich in diesem Fall um einen nicht-linearen Zusammenhang, da die Loess-Linie bis zu einem Einkommen von etwa 2000€ stärker steigt als danach. Man kann also sagen, dass Menschen, die mit einem Einkommen von unter 2000€ leben müssen, mehr von zusätzlichem Einkommen profitieren als Menschen, die ein höheres Einkommen haben. Das kann auch Auswirkungen haben auf die Entscheidung Kinder zu bekommen, wenn man davon ausgeht, dass durch die häufige Unvereinbarkeit von Beruf und Elternschaft ein Trade-Off zwischen Erwerbstätigkeit und Kindern besteht. Sollte sich also eine Person, im unteren Bereich der Einkommensskala, Gedanken über das Kinderkriegen machen, könnte sich diese Person womöglich eher für ein gleichbleibendes oder gesteigertes Einkommen entscheiden als für Kinder, weil diese Person empfindlicher auf Einkommensveränderungen reagiert als jene im oberen Bereich.

Gemessen am standardisierten Regressionskoeffizienten ist die „verheiratet“-Variable jene, die den zweitgrößten Effekt auf die Lebenszufriedenheit hat. Es handelt sich um einen höchst signifikanten Zusammenhang mit einem Regressionskoeffizienten von 0,550. Das heißt, dass verheiratete, zusammenlebende Menschen auf der Lebenszufriedenheitsskala im Schnitt etwa einen halben Punkt mehr angeben als alle anderen gemeinsam. Der Vergleich mit anderen Arten des Familienstands ist aufgrund der Operationalisierung nicht möglich, da die Verheirateten und Zusammenlebenden gleichzeitig mit Getrenntlebenden, Nicht-Verheirateten, Geschiedenen, Singles und Witwe(r)n verglichen wird. So kann man also nur aussagen, dass verheiratete und zusammenlebende Personen einen höheren Zufriedenheitswert erreichen als der Mittelwert aller anderen Familienstände. Für zukünftige Forschung sollte also eine differenziertere Operationalisierung des Familienstands angestrebt werden.

Wenn es um die Bildung des Befragten geht, kann klar gesagt werden, dass gebildete Menschen scheinbar zufriedener sind als ungebildete. Hier müssen die Werte von „ohneabschluss“, „haupt“ und „real“ jeweils mit der Referenzkategorie „abitur“ verglichen werden. Der Effekt von „ohneabschluss“

ist, aufgrund der geringen Fallzahl dieser Kategorie, nicht signifikant geworden. Bei jenen Personen, die einen Abschluss vorweisen können, besteht allerdings eine eindeutige Rangfolge: Menschen mit Hauptschulabschluss haben einen um 0,383 niedrigeren Lebenszufriedenheitswert als Menschen mit Abitur und jene, die die mittlere Reife haben sind um 0,209 Punkte unzufriedener als die in der Referenzkategorie. Diese gesteigerte Lebenszufriedenheit innerhalb der sekundären Bildungskategorien kann auf bessere Perspektiven durch das Abitur, aber auch durch mögliche höhere Einkommen in dieser Kategorie erklärt werden. Man kann also davon ausgehen, dass nicht nur die Schulbildung allein einen Einfluss auf die Lebenszufriedenheit hat, weshalb die Ergebnisse auch mit der international verwendeten ISCED11-Kategorisierung verglichen wurden. Bei dieser wird auch tertiäre Bildung miteinbezogen, weshalb sich ein differenzierteres Bild ergibt. Tabelle 19 zeigt die Ergebnisse dieses Modells. Die Referenzkategorie war in diesem Fall der Abschluss des Abiturs bzw. der Abschluss einer Lehre im Anschluss auf einen Haupt- oder Realschulabschluss. Hier zeigt sich eindeutig, dass Menschen, die (noch) keine Lehre abgeschlossen haben, eine verringerte Lebenszufriedenheit haben – im Vergleich mit der Referenzkategorie. Auch hier ergibt sich ein beinahe linearer Zusammenhang. Nur Menschen mit tertiärer Bildung fallen aus diesem Muster heraus; womöglich, weil diese Kategorie äußerst heterogen ist (sie beinhaltet Menschen mit Bachelor, Master, Magister, Diplom, Staatsexamen und Doktor) und sich daraus verschiedenste Berufe und Einkommen ergeben, die sich logischerweise auch verschieden auf die Lebenszufriedenheit – und auf die Entscheidung Kinder zu bekommen – auswirken. Der positive Effekt tertiärer Bildung auf die Lebenszufriedenheit ist allerdings evident. Insgesamt lässt sich also sagen, dass ein erhöhter Grad an sekundärer Bildung ebenso wie zusätzliche tertiäre Bildung eine erhöhte Lebenszufriedenheit nach sich ziehen.

Das Geschlecht hat ebenfalls einen höchst signifikanten Effekt auf die Lebenszufriedenheit: Frauen haben einen um 0,354 erhöhten Wert auf der Skala. Dieser Zusammenhang scheint über die Modelle hinweg recht stabil zu sein. Scheinbar besteht also eine generell erhöhte Lebenszufriedenheit bei Frauen. Dieser Effekt widerspricht der bisherigen Forschung<sup>46</sup> und existiert auch nicht auf bivariater Ebene. Aus diesem Grund wurde explorativ nach Interaktionseffekten mit den anderen Variablen gesucht. Wie vermutet wurde dieser bei der Variable zur Vollzeitbeschäftigung gefunden (siehe Tabelle 25). Das heißt, dass sich der gesteigerte Wert der Lebenszufriedenheit bei Frauen auch durch deren Beschäftigungsverhältnisse erklären lässt.

Im Hinblick auf das Erhebungsgebiet ergibt sich eine negative Auswirkung des Wohnorts in den neuen Bundesländern auf die Lebenszufriedenheit. Dieser Zusammenhang ist höchst signifikant und ergibt einen Regressionskoeffizienten von -0,337. Dieser verringerte Zufriedenheitswert ist natürlich nicht jedem

---

<sup>46</sup> Vgl. u.a. Melin R, Fugl-Meyer KS, Fugl-Meyer AR (2003)

Ostdeutschen inhärent, sondern mit großer Wahrscheinlichkeit auf die Lebensumstände zurückzuführen. Schaltet man die Gewichtung aus; lässt man also das Oversample ostdeutscher Befragter bestehen, so ergeben sich leicht veränderte Werte für das Endmodell. Am interessantesten ist hierbei der Effekt von Kindern im Haushalt. Dieser ist bei Beibehaltung des Oversamples auf dem 1%-Niveau signifikant und der Regressionskoeffizient steigt von 0,164 auf 0,201 (siehe Tabelle 20). Durch Ausschalten der Gewichtung „zählen“ ostdeutsche Befragte mehr in der Analyse. Das bedeutet, dass für Ostdeutsche ein stärkerer positiver Zusammenhang zwischen der Anwesenheit von Kindern im Haushalt und Lebenszufriedenheit besteht als für Westdeutsche. Gründe für dieses Phänomen könnten vielfältig sein. Einerseits ist denkbar, dass im Westen viele andere Faktoren stärker auf die Lebenszufriedenheit hinwirken als die Kinder; andererseits kann es auch sein, dass Kinder im weniger wohlhabenden Osten noch ein wenig mehr als eine Art „Versicherung für den Lebensabend“ gesehen werden. Diese Vermutungen sind allerdings rein spekulativ und mit Vorsicht zu genießen.

Der Effekt des Arbeitsverhältnisses – hinsichtlich der Stundenzahl pro Woche – ist im Endmodell auf dem 5%-Niveau signifikant. Eine Vollzeitbeschäftigung zu haben hat eine positive Auswirkung auf die Lebenszufriedenheit und bringt eine Verbesserung dieser, im Vergleich zu anderen Beschäftigungsverhältnissen, von 0,161 Punkten. Vergleicht man diesen Zusammenhang mit stärkeren Prädiktoren wie Einkommen und Familienstand, dann fällt der Effekt des Beschäftigungsverhältnisses relativ klein aus. Hinzu kommt, dass dieser bis zur Hinzunahme des Alters in die Gleichung nicht signifikant gewesen ist. Erst wenn man nach dem Alter differenziert entsteht also ein signifikanter Zusammenhang zwischen Beschäftigungsverhältnis und Lebenszufriedenheit. In der Realität ist es wahrscheinlich eher ein komplexes Zusammenspiel aller Kovariaten, das den positiven Effekt des Beschäftigungsverhältnisses auf die Lebenszufriedenheit zumindest miterklärt. So verringert beispielsweise das Hinzunehmen des Einkommens in die Gleichung den Effekt des Beschäftigungsverhältnisses, während die Hinzunahme des Geschlechts diesen wieder erhöht. Bei Prüfung des bivariaten Zusammenhangs zwischen Arbeitsverhältnis und Lebenszufriedenheit, ergab sich für Männer ein doppelt so starker positiver Effekt wie für Frauen. So ergibt sich ohne Differenzierung zwischen den Geschlechtern ebenfalls ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen dem Beschäftigungsverhältnis und der Lebenszufriedenheit (siehe Tabelle 21); dieser ist aber scheinbar nicht so robust wie andere und kann leicht durch Hinzunahme anderer Variablen beeinflusst werden.

Der Zusammenhang zwischen dem Wohnort und der Lebenszufriedenheit ist nicht signifikant geworden. Hierbei wurde zwischen ländlicher und städtischer Gegend unterschieden. Man hätte womöglich einen positiven Effekt des als entspannter geltenden Landlebens auf die Lebenszufriedenheit konstatieren mögen. Wie es scheint benötigt man für eine solche Aussage noch mehr Informationen. Der Zusammenhang zwischen dem Wohnort und der Lebenszufriedenheit hängt mit hoher Wahrscheinlichkeit auch immer



von der jeweiligen Person und deren Persönlichkeitsmerkmalen ab, denn selbst in einem bivariaten Modell hat der Wohnort keinen signifikanten Einfluss auf die Lebenszufriedenheit. Der Grund dafür ist wahrscheinlich, dass auf dem Land wie in der Stadt eine Vielzahl an Einflüssen besteht, die die persönliche Lebenszufriedenheit in beide Richtungen beeinflussen kann. In der Stadt kann man beispielsweise zwischen einer großen Menge an kulturellen Aktivitäten wählen, was auf dem Land nicht so sehr gegeben ist. Dafür herrscht in den meisten Städten eine eklatanten Wohnsituation, die die Mieten explodieren lässt, während die Mieten in einigen ländlichen Gebieten sogar fallen. Für Menschen mit Kindern ergeben sich so ebenfalls Trade-Offs wie zum Beispiel zwischen der Verfügbarkeit von KiTa-Plätzen und einer „sicheren“ und kinderfreundlichen Wohnumgebung. Diese Gegenüberstellung könnte unendlich weitergeführt werden, sie soll aber zeigen, dass die Variable womöglich zu wenig differenziert. Hinzu kommt noch, dass durch die Operationalisierung jegliche Orte mit mehr als 5000 Einwohnern als Stadt gesehen werden und auch Menschen, die in Vororten einer Großstadt leben noch als Städter kodiert werden. Wie erwartet hat dieses Problem die Ergebnisse so verzerrt, dass kein signifikanter Effekt erkennbar ist. Für zukünftige Forschung wäre womöglich eine Unterscheidung zwischen Großstadt und Dorfleben äußerst interessant.

Der Alterseffekt ist bei weitem der überraschendste in diesem Modell. Für die beiden Kategorien „jung“ (18-34) und „alt“ ( $\geq 65$ ) ergeben sich jeweils höchst signifikante und im Vergleich zur mittleren Kategorie positive Effekte. Die Lebenszufriedenheit ist also für junge Menschen um 0,453 und für alte Menschen um 0,551 Punkte höher als für die zwischen 35 und 64. Hierbei handelt es sich also, wie oben bereits erwähnt, um einen parabolischen Zusammenhang. Die meisten Befragten aus der mittleren, schlechter gestellten Kohorte sind Teil der Generation X, die häufig als doppelt benachteiligte Generation dargestellt wird: Aufgrund der, nach den „Baby Boomern“ zurückgegangen, Geburtenrate ist diese Kohorte geringer besetzt als die vorherige. Deshalb entsteht für die Alterssicherung der Generation X das Problem, dass sie selbst für die stark besetzte vorhergegangene Kohorte die Renten mitbezahlen, während mit der Generation Y eine ebenfalls schwach besetzte Kohorte nachkommt, die das finanzielle „Loch“ der Rentenkasse ebenfalls quantitativ nicht füllen kann. Ob das allerdings die alleinige Begründung für die niedrigere Lebenszufriedenheit dieser Menschen ist, sollte angezweifelt werden, da sich in diesem Alter wahrscheinlich noch weitere eher mikrosoziologische Problemstellung ergeben, die auf eine gesenkte Lebenszufriedenheit schließen lassen könnten. Der Zusammenhang zwischen Alter und Lebenszufriedenheit scheint jedenfalls relativ stabil zu sein. In einer bivariaten Analyse ergibt sich allerdings ein geringerer standardisierter Koeffizient (siehe Tabelle 22). Das heißt, dass die Hinzunahme weiterer Variablen den Effekt des Alters auf die Lebenszufriedenheit sogar noch steigert. Beispielsweise wird der Zusammenhang von Kindern im Haushalt auf die Lebenszufriedenheit durch Hinzunahme des

Alters gesteigert. Die Effekte der anderen erklärenden Variablen müssen also immer auch vor dem Hintergrund des Alters interpretiert werden. Das heißt nicht, dass sich die Lebenszufriedenheit selbst im Laufe des Lebens fundamental ändert, sondern, dass die Effekte anderer Prädiktoren, wie Einkommen, Wohnsituation oder Beschäftigungsverhältnis auf die Lebenszufriedenheit fundamental vom Alter der befragten Person abhängen könnten.

Das Gesamtmodell hat den Anspruch Vorhersagen für die Lebenszufriedenheit einer befragten Person zu machen. Um diesen Anspruch als gegeben zu betrachten, ist es immer auch notwendig die Modellanpassung zu untersuchen. In diesem Fall liegt das korrigierte  $R^2$  bei 0,120. Für ein Modell mit neun erklärenden Variablen ist das ein relativ geringer Wert, vor allem, wenn über die Hälfte der aufgeklärten Varianz der Lebenszufriedenheit vom Einkommen des Befragten ausgeht (Steigerung des  $R^2$  von 0,001 in Modell 1 auf 0,075 in Modell 2, siehe Tabelle 3). Die hohe Erklärungskraft des Einkommens ist auch mit bisheriger Forschung vereinbar,<sup>47</sup> hierbei wird vor allem der subjektive Wohlstand angesprochen,<sup>48</sup> weshalb die Verwendung des Äquivalenzeinkommens als Indikator für das verfügbare Einkommen eine bessere Wahl war als das persönliche Einkommen. Noch besser wäre aber womöglich die subjektive Einschätzung der eigenen Wirtschaftslage geeignet gewesen um den Effekt auf die Lebenszufriedenheit darzustellen. Es ging aber vor allem darum eine objektive Vergleichbarkeit herzustellen und darum eine Kontrollvariable zu finden, die die finanzielle Stellung der befragten Person passend widerspiegelt. Deshalb kann das Äquivalenzeinkommen als korrekte Wahl gesehen werden. Hinsichtlich des zentralen Untersuchungsgegenstands ist es ebenfalls beachtlich, dass die zentrale unabhängige Variable nur 0,1% der Varianz der abhängigen Variable aufklärt. Das mag an der unzureichenden Datenlage und der daraus folgenden Operationalisierung liegen, ein Grund kann aber auch sein, dass die Lebenszufriedenheit eine sehr komplexe Variable ist, deren Varianz sich schlicht nur unzureichend mit exogenen Einflüssen erklären lässt, da eine Vielzahl der Faktoren, die Lebenszufriedenheit beeinflussen, genetisch oder durch verschiedene Persönlichkeitsmerkmale bedingt sind. Das wäre auch eine Begründung dafür, dass nur 12% der gesamten Varianz der Lebenszufriedenheit durch die verwendeten Variablen erklärt werden können. Die beiden anderen Variablen, die einen respektablen Fortschritt in der Modellanpassung mit sich bringen sind der Familienstand (Verbesserung des korrigierten  $R^2$  von 0,089 auf 0,105) und das Alter (Verbesserung von 0,104 auf 0,120). Der interpretative Gehalt der anderen Variablen, hinsichtlich ihrer Prädiktion der Lebenszufriedenheit, sollte also womöglich in Frage gestellt werden. Doch der eigentliche Zweck der Kontrollvariablen war es zu überprüfen, ob der Zusammenhang zwischen Kindern im Haushalt und der Lebenszufriedenheit robust bleibt. Die Ergebnisse hinsichtlich dieser Fragestellung

---

<sup>47</sup> Vgl. z.B. Diener, E., & Diener, M. (1995)

<sup>48</sup> Vgl. Johnson & Krueger (2006)

sind zweideutig: In Modell 7 und 8 ist der Effekt insignifikant geworden und in Modell 9 durch Hinzunahme des Alters hat sich wieder ein signifikanter Zusammenhang ergeben. Das spricht dafür, dass zu viele Variablen einen Einfluss auf den zentralen Zusammenhang haben. Deshalb sollen im Folgenden noch in aller Kürze die Interaktionseffekte zwischen der zentralen unabhängigen Variable und den einzelnen Kontrollvariablen überprüft werden. Hierzu werden, um Verzerrungen zu umgehen, nur die „Kinder im Haushalt“-Variable, die Kontrollvariable und der Interaktionsterm als Prädiktoren in das jeweilige Modell aufgenommen. Um eindeutig als Interaktionsvariable interpretiert werden zu können muss der Interaktionsterm in einem solchen Modell signifikant sein, während die beiden anderen Variablen im besten Fall durch Hinzunahme des Interaktionsterms ihre Signifikanz verlieren. Eine starke Veränderung der zentralen unabhängigen Variable kann jedoch auch aussagekräftig interpretiert werden. Der oben beschriebene Fall der Interaktion ist bei keiner Kombination von zentraler unabhängiger und Kontroll-Variable eingetreten. Jedoch hat sich der zentrale Effekt in einigen Fällen stark verändert. Hierbei wird immer das standardisierte Beta betrachtet, weil sie durch Hinzunahme weiterer Variablen auch die Konstante und somit der Referenzrahmen für den nicht-standardisierten Regressionskoeffizienten verändert. Bei Hinzunahme des Einkommens hat sich beispielsweise das Beta der „Kinder im Haushalt“-Variable von 0,037 auf 0,063 erhöht (siehe Tabelle 23). Wenn man also auf das verfügbare Einkommen einer Person kontrolliert verstärkt sich der Effekt der Anwesenheit von Kindern im Haushalt auf die Lebenszufriedenheit der Person. Im nächsten Schritt wurde hier auf eine Mediation des Einkommens durch die Kinder im Haushalt geprüft. Graphisch lässt sich diese wie folgt darstellen:

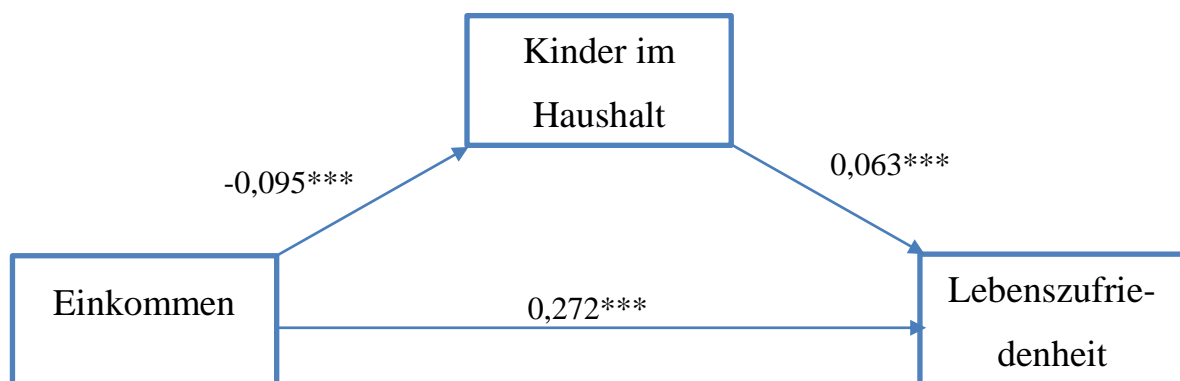


Abbildung 1 – Mediation des Effekts des Einkommens durch Anwesenheit von Kindern im Haushalt; hier wurden im Gegensatz zur normalen Praxis die standardisierten Koeffizienten verwendet, weil es sich einmal um ein LPM und einmal um eine lineare Regression handelt und es so durch die Verwendung des unstandardisierten Regressionskoeffizienten zu Verzerrungen kommt. \*\*\*  $p < 0,001$

Wie man sieht besteht ein negativer Effekt des Einkommens auf die Wahrscheinlichkeit, dass Kinder im Haushalt wohnen. Reichere Leute haben also seltener Kinder. So entsteht ein differenzierteres Bild des Einkommenseffekts auf die Lebenszufriedenheit: Dadurch, dass reichere Menschen seltener Kinder haben, diese sich aber positiv auf die Lebenszufriedenheit auswirken ergibt sich für diese Gruppe eine

verringerte Vorhersage hinsichtlich der Lebenszufriedenheit. Der totale Effekt des Einkommens beträgt nach diesem Modell:

$$\gamma = \gamma' + \alpha\beta = 0,272 + (-0,095 * 0,063) = 0,266 \quad (1)$$

Wie man aber sieht wurde der totale Effekt des Einkommens durch den negativen Mediatoreffekt auf die Wahrscheinlichkeit, dass Kinder im Haushalt sind nur minimal verringert. Das heißt für dieses Modell, dass der Effekt des Einkommens durch die Kinder im Haushalt nur schwach vermittelt wird und somit die Auswirkung auf die Lebenszufriedenheit größtenteils vom Einkommen selbst ausgeht.

Ähnlich verhält es sich auch bei der Frage, ob die befragte Person verheiratet ist und mit dem Ehepartner zusammenwohnt:

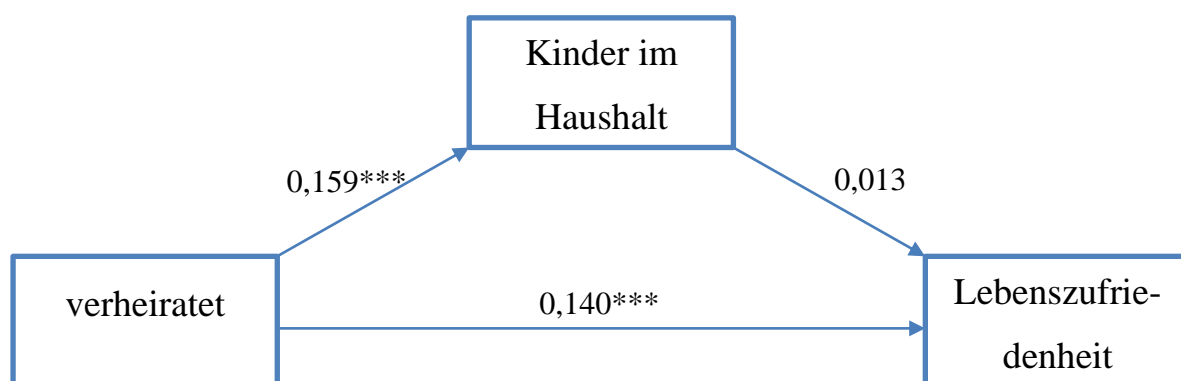


Abbildung 2 – Mediation des Effekts des „Verheiratetseins“ (mit Ehepartner zusammenlebend) durch die Anwesenheit von Kindern im Haushalt; wieder wurden die standardisierten Koeffizienten verwendet\*\*\*  $p < 0,001$

Auch hier wurde der Interaktionseffekt der beiden Variablen nicht signifikant, doch es kam zu einer starken negativen Veränderung des zentralen Effekts durch Hinzunahme der Kontrollvariable (siehe Tabelle 24). Es wurde dann ebenfalls auf eine Mediation getestet. Wie in Abbildung 2 zu sehen ist besteht diese auch, da das Verheiratetsein die Wahrscheinlichkeit, dass Kinder im Haushalt leben, positiv beeinflusst. So ist der totale Effekt der „verheiratet“-Variable wie folgt zu definieren:

$$\gamma = \gamma' + \alpha\beta = 0,140 + (0,159 * 0,013) = 0,142 \quad (2)$$

Wie man sieht besteht kein großer Unterschied zwischen dem totalen und dem direkten Effekt der Variable, was daran liegt, dass der Effekt der Kinder im Haushalt im Modell mit beiden Variablen insignifikant geworden ist. Es kann aber gesagt werden, dass dieser Effekt stark vom Familienstand abhängt. Das ist auch logisch, weil viele Paare erst Kinder bekommen, nachdem sie geheiratet haben. Als Kontrollvariable bedeutet der Familienstand womöglich auch, dass gemeinsam lebende und verheiratete Eltern zufriedener sind als getrennte und/oder nicht verheiratete. Um Aussagen darüber zu treffen, müsste allerdings eine differenziertere Kodierung vorgenommen werden.

Der zentrale Effekt wurde auch durch die jeweilige Hinzunahme von Bildung (nur bei Hauptschulabschluss und Abitur) und Alter (nur bei „mittelalt“ und „alt“) zum bivariaten Modell relativ stark verändert, was wieder darauf hinweist, dass der Effekt von Kindern im Haushalt auf die Lebenszufriedenheit nicht gerade stabil ist, aber durchaus für einige Bevölkerungsgruppen als gegeben angenommen werden kann.

Zusammenfassend bedeuten die verschiedenen Interaktionen mit der zentralen unabhängigen Variablen, dass die Anwesenheit von Kindern im Haushalt als Prädiktor nicht sehr robust ist, weil sich dieser Effekt durch den Großteil der verwendeten Kontrollvariablen verändern lässt. Die Signifikanz auf dem 5%-Niveau im letzten Modell liegt womöglich an einem glücklichen Zusammenspiel der Effekte aller anderen Variablen. Das spricht wiederum, wie bereits erwähnt, gegen die Operationalisierung der „Kinder im Haushalt“-Variable.

Für die Hypothese  $H_1$  kann also das folgende Fazit gezogen werden: In einem bivariaten Zusammenhang kann der Hypothese zugestimmt werden. Für Menschen, in deren Haushalt Kinder leben, ergibt sich eine erhöhte Lebenszufriedenheit. Einschränkend muss allerdings auch gesagt werden, dass dieser Effekt keineswegs allgemeingültig ist, da er leicht durch die Hinzunahme exogener Kontrollvariablen beeinflusst werden kann.

Zuletzt wurden die Ergebnisse des linearen Regressionsmodells noch mithilfe der Logit Regression überprüft. Hierbei wurde wieder die, zwischen Ausprägung 6 und 7 der Lebenszufriedenheit, dichotomisierte Variable als Abhängige verwendet. Wie aus Tabelle 25 hervorgeht, ergaben sich dabei keine fundamental differenten Ergebnisse im Vergleich zur linearen Regression bezüglich Richtung und Signifikanz.

## **9 Fazit**

Als Schlussfolgerung dieser Untersuchungen lässt sich ein allgemeiner und schwach positiver Zusammenhang zwischen der Tatsache, dass Kinder im Haushalt leben, und der Lebenszufriedenheit feststellen. Allerdings musste festgestellt werden, dass es einige Interaktionseffekte mit diversen Kontrollvariablen gibt. Diese Interaktionseffekte bestätigen die Annahme, dass die Lebenszufriedenheit fundamental von anderen, meist latenten Variablen abhängt, die nichts mit den sozioökonomischen Merkmalen zu tun haben, die in dieser Arbeit untersucht wurden. Darunter könnten zum Beispiel die zeitkonstanten Persönlichkeitsmerkmale fallen, von denen in der Arbeit von Pollmann-Schult die Rede war. Diese Variablen verdecken natürlich den fundamentalen Zusammenhang (siehe geringes  $R^2$ ) und können aus dem verwendeten Datensatz nicht bezogen werden. Dazu müssten vielleicht weitere psychologische Studien angestellt werden, die mit Hilfe umfangreicherer und zielgerichteter Datensätze auf latente Variablen und deren Interaktionseffekte mit sozioökonomischen Erklärungsmodellen schließen lassen. Zudem gibt es einen gewissen Trade-Off zwischen der Repräsentativität der Daten über die Kinder, welche für die

gesamte deutsche Grundgesamtheit über 18 Jahren gegeben ist und einem Datensatz bei dem die Operationalisierung und dadurch auch die Darstellung des zentralen Zusammenhangs problematisch ist, bei dem aber die verschiedenen Altersgruppen der Kinder berücksichtigt werden können. Dieser Trade-Off trifft vor allem die Validierung der Set-Point Theorie, welche bereits in der genannten Studie von Pollmann-Schult ein gutes Erklärungsmodell für die auseinander fallenden Ergebnisse für die erhöhte Lebenszufriedenheit von Eltern gab, in deren Haushalten Kinder zwischen 0 und 4 Jahren gelebt hatten.<sup>49</sup> Auch sonst gibt es einige Probleme, die bei dieser Fragestellung hinsichtlich des ALLBUS auftreten. Zum einen gibt es starke Mängel in der Operationalisierung der Kindervariable, vor allem die fehlende Möglichkeit das Alter der Kinder miteinzubeziehen, sowie die Information, ob leibliches oder Stief-Kind in dem Haushalt wohnt; zum anderen ergeben sich auch für die Operationalisierung der Lebenszufriedenheit Probleme, die womöglich mit einer multiskalierten Erhebung behoben werden könnten, da dadurch ein differenzierteres Bild dieses komplexen Forschungsgegenstands ermöglicht wird. Darüber hinaus konnte im Rahmen der Arbeit keine Vergleichsgruppe für eine Längsschnittstudie aus verschiedenen Jahrgängen oder ein internationaler Querschnitt gemacht werden, sodass sich ihre Aussagekraft auf momentane Zusammenhänge und den Raum der Bundesrepublik begrenzt.

Hinsichtlich der Familienpolitik lassen sich allerdings viele Kontrollvariablen bestätigen, welche den Effekt auf die Lebenszufriedenheit der Eltern verstärken und bereits in der OECD-Studie von Glass et al. genannt wurden. Somit kann auf die Effektivität der Familienpolitik auf die Lebenszufriedenheit durchaus geschlossen werden, allerdings weniger auf deren Effekt auf den Kinderwunsch als solchen. Das liegt unter anderem auch daran, dass die Korrelation zwischen den Ausprägungen der Variable Lebenszufriedenheit und der Tatsache, dass Kinder im Haushalt leben zwar bestätigt werden kann, allerdings keine Aussagen über die Richtung der kausalen Beziehung getroffen werden können.

Die Ergebnisse der Arbeit, respektive die Richtung der Zusammenhänge sind mit dem bisherigen Forschungsstand kongruent und lassen sich im Horizont unserer theoretischen Überlegungen entsprechend einordnen. Allerdings sollten weitere Forschungsarbeiten die Zusammenhänge zwischen dem evolutionspsychologischen Modell von Kendrick et al. und den, um die Set-Point Theorie erweiterte VOC-Ansatz, weiter erforschen, indem sie die oben beschriebenen Mängel in den Daten und im Umfang der Studie beseitigen. Dafür müssten allerdings die oben betrachteten Variablen in ihrer Feingliederung stär-

---

<sup>49</sup> Die Argumentation mit dem parabolischen Zusammenhang zwischen den Altersgruppen ist leider zu vage. Zwar ist die Wahrscheinlichkeit, dass junge Eltern auch jungen Nachwuchs haben auch ungleich größer als zu der mittleren Altersgruppe, jedoch kann aufgrund der zahllosen Interaktionseffekten mit dem Alter darauf verzichtet werden. Dennoch könnte man spekulieren, ob dieser parabolische Zusammenhang nicht stark davon abhängt, da natürlich auch mit zunehmenden Alter der Kinder sowohl die direkte Bedürfnisbefriedigung durch das „Parenting“ (vgl. Kendrick et al. 2010) abnimmt, als auch die finanzielle Belastung der Kinder sich erhöht (z.b. durch den sekundären Bildungsweg, Führerschein, Auto, Hausbau etc.).

ker berücksichtigt werden können und ein Datensatz, der Repräsentativität und zielführende Datenerhebung vereint, müsste gewählt werden, um mikrosoziologische Faktoren in die Analyse mit einschließen zu können und präzisere Aussagen über den Zusammenhang zwischen Elternschaft und Lebenszufriedenheit treffen zu können.

## 10 Anhang

Die abhängige Variable:

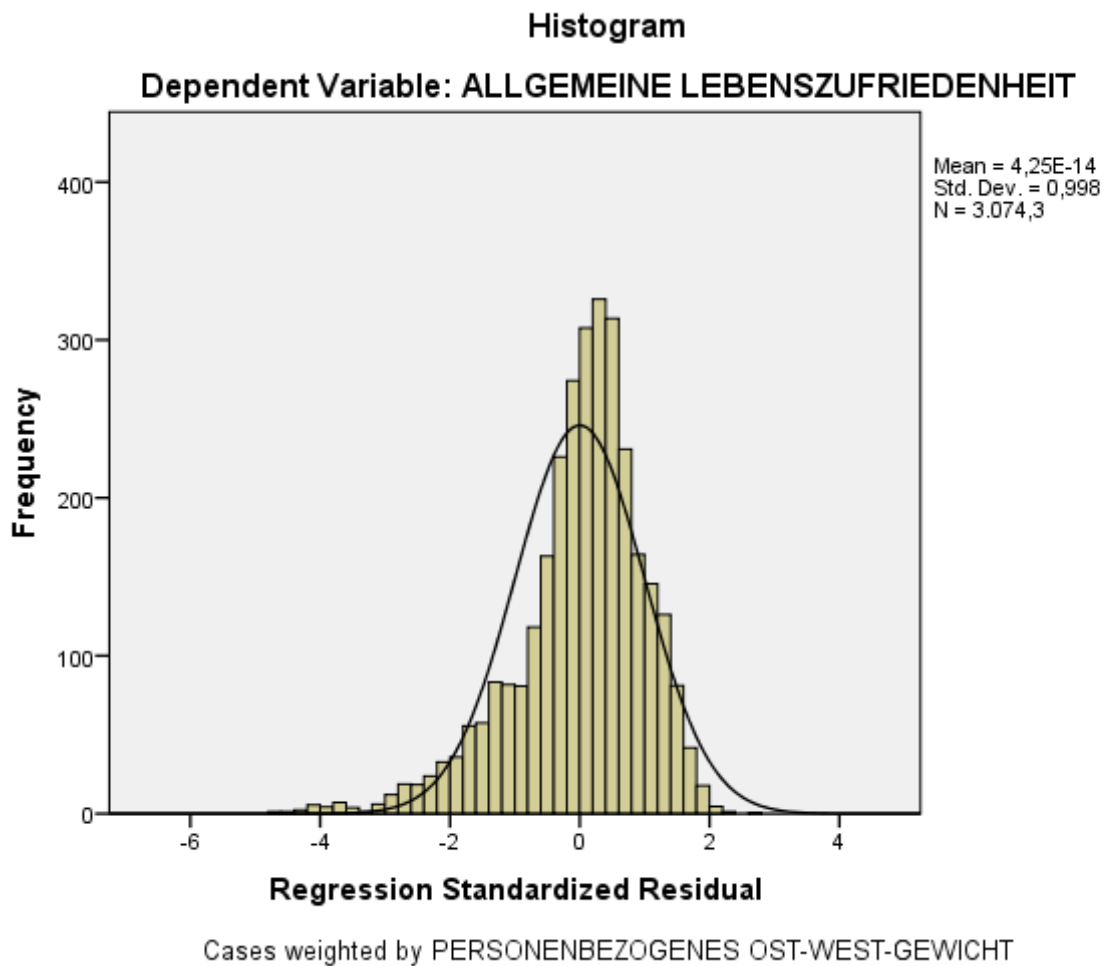
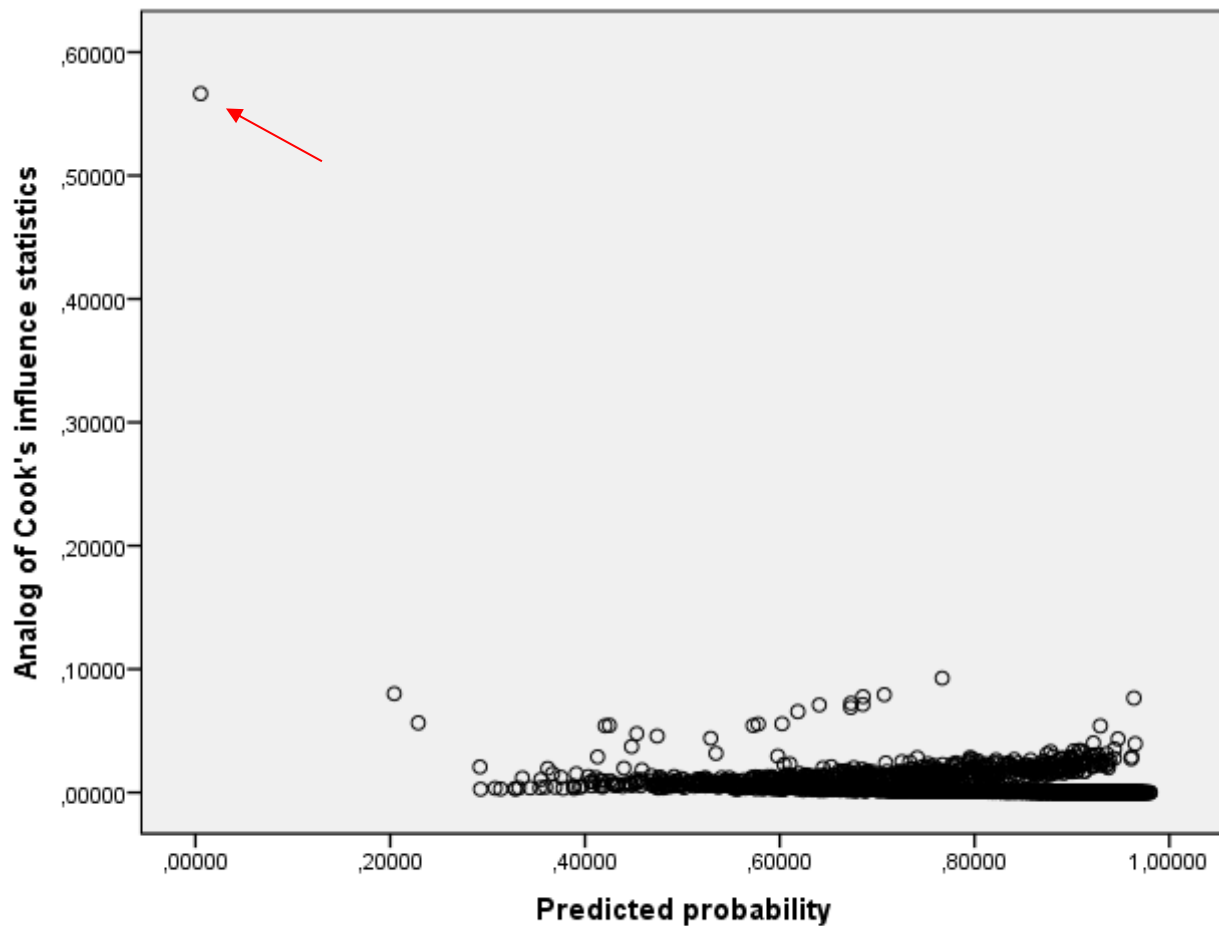


Abbildung 3 - Verstoß gegen die Normalverteilungsannahme der Residuen

## Cook-Statistik:



Cases weighted by PERSONENBEZOGENES OST-WEST-GEWICHT

Abbildung 4 – Schätzer und Cook-Statistik. Man erkennt einen Ausreißer. Dieser wird in Zukunft ausgeschlossen

| Variables in the Equation |                  | B      | S.E. | Wald   | df | Sig.        | Exp(B) |
|---------------------------|------------------|--------|------|--------|----|-------------|--------|
| Step 1 <sup>a</sup>       | kinderhh(1)      | ,181   | ,133 | 1,860  | 1  | <b>,173</b> | 1,198  |
|                           | loginc           | ,945   | ,107 | 77,918 | 1  | ,000        | 2,573  |
|                           | ohneabschluss(1) | -,168  | ,379 | ,196   | 1  | ,658        | ,846   |
|                           | haupt(1)         | -,304  | ,123 | 6,093  | 1  | ,014        | ,738   |
|                           | abi(1)           | ,528   | ,131 | 16,237 | 1  | ,000        | 1,695  |
|                           | weiblich(1)      | ,252   | ,102 | 6,049  | 1  | ,014        | 1,286  |
|                           | ost(1)           | -,245  | ,124 | 3,925  | 1  | ,048        | ,783   |
|                           | vollzeit(1)      | ,128   | ,125 | 1,056  | 1  | ,304        | 1,137  |
|                           | age              | -,004  | ,004 | ,989   | 1  | ,320        | ,996   |
|                           | verheiratet(1)   | ,623   | ,108 | 33,144 | 1  | ,000        | 1,865  |
|                           | stadt(1)         | -,059  | ,106 | ,315   | 1  | ,575        | ,942   |
|                           | Constant         | -5,746 | ,756 | 57,710 | 1  | ,000        | ,003   |

Tabelle 4 – Das Endmodell ohne Ausschluss des, durch die Cook-Statistik identifizierten, Ausreißers



Variables in the Equation

|                     |                  | B      | S.E. | Wald   | df | Sig. | Exp(B) |
|---------------------|------------------|--------|------|--------|----|------|--------|
| Step 1 <sup>a</sup> | kinderhh(1)      | ,191   | ,133 | 2,071  | 1  | ,150 | 1,211  |
|                     | loginc           | ,987   | ,108 | 84,129 | 1  | ,000 | 2,683  |
|                     | ohneabschluss(1) | -,152  | ,379 | ,160   | 1  | ,689 | ,859   |
|                     | haupt(1)         | -,299  | ,123 | 5,870  | 1  | ,015 | ,742   |
|                     | abi(1)           | ,516   | ,131 | 15,516 | 1  | ,000 | 1,675  |
|                     | weiblich(1)      | ,249   | ,103 | 5,918  | 1  | ,015 | 1,283  |
|                     | ost(1)           | -,245  | ,124 | 3,918  | 1  | ,048 | ,783   |
|                     | vollzeit(1)      | ,113   | ,125 | ,815   | 1  | ,367 | 1,119  |
|                     | age              | -,004  | ,004 | 1,059  | 1  | ,303 | ,996   |
|                     | verheiratet(1)   | ,618   | ,108 | 32,525 | 1  | ,000 | 1,856  |
|                     | stadt(1)         | -,058  | ,106 | ,298   | 1  | ,585 | ,944   |
|                     | Constant         | -6,035 | ,760 | 63,112 | 1  | ,000 | ,002   |

Tabelle 5 – Das Endmodell nach Ausschluss des Ausreißers

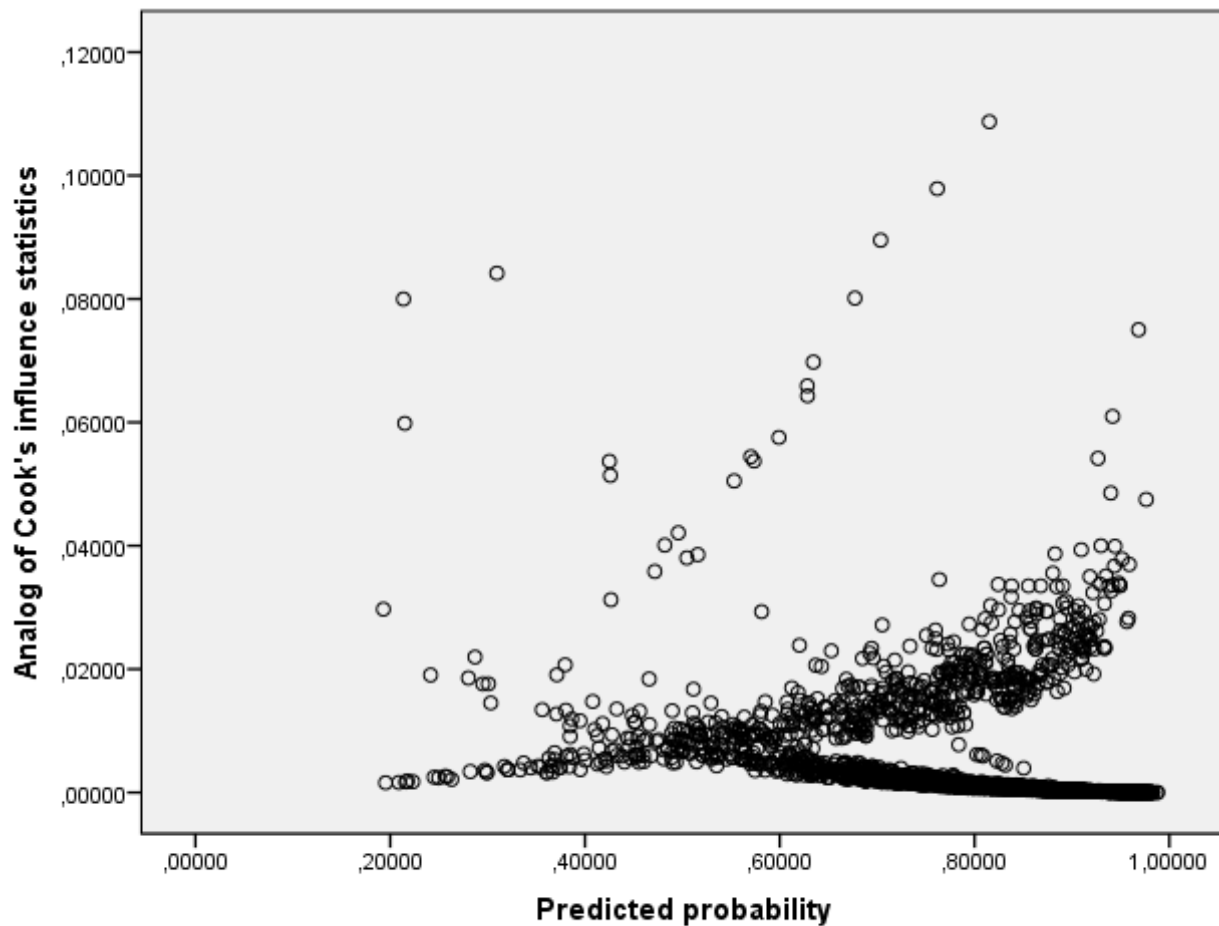


Abbildung 5 – Cook-Statistik nach Ausschluss des Ausreißers; maximaler Wert bei ~0,108; kein Problem mehr

(Multi-)Kollinearität:

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |  | Collinearity Statistics |       |
|-------|--|-------------------------|-------|
|       |  | Tolerance               | VIF   |
| 1     | kinderhh                               | ,754                    | 1,327 |
|       | loginc                                 | ,695                    | 1,439 |
|       | ohneabschluss                          | ,961                    | 1,040 |
|       | haupt                                  | ,669                    | 1,495 |
|       | abi                                    | ,687                    | 1,455 |
|       | Frauen-Dummy                           | ,912                    | 1,096 |
|       | Dummy ob Befr. in Ost-deutschland lebt | ,927                    | 1,079 |
|       | Dummy ob Befr. vollzeit arbeitet       | ,676                    | 1,479 |
|       | ALTER: BEFRAGTE<R>                     | ,575                    | 1,739 |
|       | Dummy ob Befr. verheiratet ist         | ,796                    | 1,257 |
|       | stadt                                  | ,963                    | 1,038 |

Tabelle 6 – Kein Wert befindet sich nahe des kritischen Wertes 0,2. Das Alter hat jedoch den geringsten Wert.

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |  | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. |
|-------|--|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|
|       |  | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      |
| 1     | (Constant)                             | -,284                       | ,107       |                           | -2,666 | ,008 |
|       | kinderhh                               | ,023                        | ,017       | ,026                      | 1,314  | ,189 |
|       | loginc                                 | ,143                        | ,015       | ,200                      | 9,690  | ,000 |
|       | ohneabschluss                          | -,044                       | ,063       | -,012                     | -,691  | ,490 |
|       | haupt                                  | -,055                       | ,018       | -,062                     | -2,965 | ,003 |
|       | abi                                    | ,050                        | ,017       | ,062                      | 3,011  | ,003 |
|       | Frauen-Dummy                           | ,036                        | ,014       | ,046                      | 2,565  | ,010 |
|       | Dummy ob Befr. in Ost-deutschland lebt | -,038                       | ,018       | -,037                     | -2,076 | ,038 |
|       | Dummy ob Befr. vollzeit arbeitet       | ,017                        | ,016       | ,022                      | 1,037  | ,300 |
|       | ALTER: BEFRAGTE<R>                     | -,001                       | ,001       | -,025                     | -1,124 | ,261 |
|       | Dummy ob Befr. verheiratet ist         | ,090                        | ,015       | ,115                      | 5,949  | ,000 |
|       | stadt                                  | -,011                       | ,014       | -,014                     | -,790  | ,430 |

Tabelle 7 – Signifikanz und Effekt der zentralen Unabhängigen ohne Ausschluss des Alters

| Coefficients <sup>a</sup> |  |                             |            |                           |        |
|---------------------------|--|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|
| Model                     |  | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      |
|                           |  | B                           | Std. Error | Beta                      |        |
| 1                         | (Constant)                             | -,292                       | ,106       |                           | -2,743 |
|                           | kinderhh                               | ,030                        | ,016       | ,034                      | 1,853  |
|                           | loginc                                 | ,140                        | ,014       | ,196                      | 9,646  |
|                           | ohneabschluss                          | -,045                       | ,063       | -,013                     | -,718  |
|                           | haupt                                  | -,059                       | ,018       | -,068                     | -3,294 |
|                           | abi                                    | ,052                        | ,016       | ,065                      | 3,135  |
|                           | Frauen-Dummy                           | ,037                        | ,014       | ,047                      | 2,634  |
|                           | Dummy ob Befr. in Ost-deutschland lebt | -,040                       | ,018       | -,040                     | -2,246 |
|                           | Dummy ob Befr. vollzeit arbeitet       | ,024                        | ,015       | ,030                      | 1,542  |
|                           | Dummy ob Befr. verheiratet ist         | ,084                        | ,014       | ,107                      | 5,917  |
|                           | stadt                                  | -,012                       | ,014       | -,014                     | -,815  |

Tabelle 8 – verbesserte Signifikanz und verstärkter Effekt der zentralen Unabhängigen nach Ausschluss des Alters

| Coefficients <sup>a</sup> |  |                         |       |
|---------------------------|--|-------------------------|-------|
| Model                     |  | Collinearity Statistics |       |
|                           |  | Tolerance               | VIF   |
| 1                         | kinderhh                               | ,870                    | 1,149 |
|                           | loginc                                 | ,719                    | 1,392 |
|                           | ohneabschluss                          | ,962                    | 1,040 |
|                           | haupt                                  | ,703                    | 1,422 |
|                           | abi                                    | ,694                    | 1,441 |
|                           | Frauen-Dummy                           | ,915                    | 1,092 |
|                           | Dummy ob Befr. in Ost-deutschland lebt | ,944                    | 1,059 |
|                           | Dummy ob Befr. vollzeit arbeitet       | ,776                    | 1,289 |
|                           | Dummy ob Befr. verheiratet ist         | ,898                    | 1,114 |
|                           | stadt                                  | ,964                    | 1,037 |

Tabelle 9 – verbesserte Toleranzwerte der anderen Variablen nach Ausschluss des Alters

**Model Summary**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|
| 1     | ,308 <sup>a</sup> | ,095     | ,092              | ,36992                     |

*Tabelle 10 – Modellanpassung mit Einschluss des Alters als Variable***Model Summary**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|
| 1     | ,307 <sup>a</sup> | ,095     | ,092              | ,36994                     |

*Tabelle 11 – Modellanpassung ohne das Alter -> quasi kein Unterschied*

Linearität der metrischen Variablen:

**Variables in the Equation**

|                     | B      | S.E.  | Wald   | df | Sig. | Exp(B) |
|---------------------|--------|-------|--------|----|------|--------|
| Step 1 <sup>a</sup> |        |       |        |    |      |        |
| kinderhh(1)         | ,249   | ,124  | 4,042  | 1  | ,044 | 1,283  |
| loginc              | ,658   | ,229  | 8,295  | 1  | ,004 | 1,932  |
| lEincloginc         | ,000   | ,000  | 2,127  | 1  | ,145 | 1,000  |
| ohneabschluss(1)    | -,183  | ,379  | ,234   | 1  | ,629 | ,833   |
| haupt(1)            | -,322  | ,119  | 7,286  | 1  | ,007 | ,724   |
| abi(1)              | ,498   | ,132  | 14,276 | 1  | ,000 | 1,645  |
| weiblich(1)         | ,253   | ,102  | 6,120  | 1  | ,013 | 1,288  |
| ost(1)              | -,250  | ,122  | 4,178  | 1  | ,041 | ,779   |
| vollzeit(1)         | ,157   | ,115  | 1,840  | 1  | ,175 | 1,170  |
| verheiratet(1)      | ,588   | ,103  | 32,601 | 1  | ,000 | 1,800  |
| stadt(1)            | -,065  | ,106  | ,378   | 1  | ,539 | ,937   |
| Constant            | -4,171 | 1,465 | 8,111  | 1  | ,004 | ,015   |

*Tabelle 12 – Test für mögliche Fehlspezifikation des Einkommens: Interaktionseffekt des Einkommens mit dem Logarithmus des Einkommens; dieser ist nicht signifikant; das Einkommen hat also einen linearen Effekt; es kann also so beibehalten werden*

| Variables in the Equation |                  | B     | S.E.  | Wald   | df | Sig. | Exp(B) |
|---------------------------|------------------|-------|-------|--------|----|------|--------|
| Step 1 <sup>a</sup>       | kinderhh(1)      | ,304  | ,135  | 5,097  | 1  | ,024 | 1,355  |
|                           | loginc           | ,664  | ,234  | 8,040  | 1  | ,005 | 1,942  |
|                           | lEinclloginc     | ,000  | ,000  | 2,527  | 1  | ,112 | 1,000  |
|                           | ohneabschluss(1) | -,240 | ,383  | ,393   | 1  | ,531 | ,787   |
|                           | haupt(1)         | -,327 | ,125  | 6,871  | 1  | ,009 | ,721   |
|                           | abi(1)           | ,439  | ,133  | 10,820 | 1  | ,001 | 1,551  |
|                           | weiblich(1)      | ,321  | ,104  | 9,452  | 1  | ,002 | 1,379  |
|                           | ost(1)           | -,229 | ,125  | 3,336  | 1  | ,068 | ,796   |
|                           | vollzeit(1)      | ,310  | ,130  | 5,728  | 1  | ,017 | 1,364  |
|                           | verheiratet(1)   | ,757  | ,111  | 46,682 | 1  | ,000 | 2,131  |
|                           | stadt(1)         | -,086 | ,107  | ,645   | 1  | ,422 | ,918   |
|                           | age              | -,448 | ,081  | 30,399 | 1  | ,000 | ,639   |
|                           | lEagelogage      | ,091  | ,017  | 30,010 | 1  | ,000 | 1,096  |
|                           | Constant         | -,160 | 1,646 | ,009   | 1  | ,923 | ,852   |

Tabelle 13 – Test auf mögliche Fehlspezifizierung des Alterseffekts; Interaktionseffekt des Alters mit dem logarithmierten Alter ist signifikant; das Alter ist also fehlspezifiziert -> kategoriale Aufnahme des Alters ins Modell und anschließender Test der Multikollinearität des neuen Modells.

| Variables in the Equation |                  | B      | S.E. | Wald   | df | Sig. | Exp(B) |
|---------------------------|------------------|--------|------|--------|----|------|--------|
| Step 1 <sup>a</sup>       | kinderhh(1)      | ,359   | ,145 | 6,137  | 1  | ,013 | 1,432  |
|                           | loginc           | ,972   | ,107 | 81,896 | 1  | ,000 | 2,644  |
|                           | ohneabschluss(1) | -,207  | ,383 | ,293   | 1  | ,588 | ,813   |
|                           | haupt(1)         | -,346  | ,124 | 7,756  | 1  | ,005 | ,708   |
|                           | abi(1)           | ,474   | ,132 | 12,901 | 1  | ,000 | 1,607  |
|                           | weiblich(1)      | ,314   | ,105 | 9,029  | 1  | ,003 | 1,369  |
|                           | ost(1)           | -,273  | ,125 | 4,768  | 1  | ,029 | ,761   |
|                           | vollzeit(1)      | ,339   | ,130 | 6,822  | 1  | ,009 | 1,404  |
|                           | verheiratet(1)   | ,692   | ,110 | 39,296 | 1  | ,000 | 1,997  |
|                           | stadt(1)         | -,080  | ,107 | ,571   | 1  | ,450 | ,923   |
|                           | jung(1)          | ,615   | ,165 | 13,865 | 1  | ,000 | 1,849  |
|                           | mittteljung(1)   | -,088  | ,155 | ,325   | 1  | ,569 | ,915   |
|                           | alt(1)           | ,531   | ,145 | 13,364 | 1  | ,000 | 1,700  |
|                           | Constant         | -6,515 | ,788 | 68,419 | 1  | ,000 | ,001   |

Tabelle 14 – kategorisiertes Alter in das Modell eingefügt; kein Unterschied zwischen „mittteljung“ und „mitttelalt“; jung und alt jeweils mit signifikant positivem Zusammenhang im Vergleich mit der Referenzkategorie

Variables in the Equation

|                     | B      | S.E. | Wald   | df | Sig. | Exp(B) |
|---------------------|--------|------|--------|----|------|--------|
| Step 1 <sup>a</sup> |        |      |        |    |      |        |
| kinderhh(1)         | ,321   | ,128 | 6,252  | 1  | ,012 | 1,379  |
| loginc              | ,974   | ,107 | 82,247 | 1  | ,000 | 2,649  |
| ohneabschluss(1)    | -,205  | ,383 | ,286   | 1  | ,593 | ,815   |
| haupt(1)            | -,341  | ,124 | 7,599  | 1  | ,006 | ,711   |
| abi(1)              | ,471   | ,132 | 12,734 | 1  | ,000 | 1,601  |
| weiblich(1)         | ,315   | ,105 | 9,097  | 1  | ,003 | 1,371  |
| ost(1)              | -,271  | ,125 | 4,714  | 1  | ,030 | ,763   |
| vollzeit(1)         | ,333   | ,129 | 6,622  | 1  | ,010 | 1,395  |
| verheiratet(1)      | ,702   | ,109 | 41,677 | 1  | ,000 | 2,018  |
| stadt(1)            | -,082  | ,107 | ,593   | 1  | ,441 | ,921   |
| jung(1)             | ,659   | ,146 | 20,487 | 1  | ,000 | 1,932  |
| alt(1)              | ,552   | ,140 | 15,602 | 1  | ,000 | 1,738  |
| Constant            | -6,557 | ,784 | 69,900 | 1  | ,000 | ,001   |

Tabelle 15 – Werte des in drei Kategorien aufgeteilten Alters

Kategoriales Alter auf Multikollinearität prüfen:

Coefficients<sup>a</sup>

| Model |  | Collinearity Statistics |       |
|-------|--|-------------------------|-------|
|       |  | Tolerance               | VIF   |
| 1     | kinderhh                               | ,805                    | 1,242 |
|       | loginc                                 | ,700                    | 1,429 |
|       | ohneabschluss                          | ,962                    | 1,040 |
|       | haupt                                  | ,676                    | 1,480 |
|       | abi                                    | ,685                    | 1,459 |
|       | Frauen-Dummy                           | ,897                    | 1,115 |
|       | Dummy ob Befr. in Ost-deutschland lebt | ,930                    | 1,076 |
|       | Dummy ob Befr. vollzeit arbeitet       | ,603                    | 1,658 |
|       | Dummy ob Befr. verheiratet ist         | ,796                    | 1,256 |
|       | stadt                                  | ,961                    | 1,040 |
|       | jung                                   | ,765                    | 1,308 |
|       | alt                                    | ,605                    | 1,652 |

Tabelle 16 – kein Problem mit Multikollinearität beim kategorialen Alter

Autokorrelation:

| Model Summary <sup>k</sup> |                   |          |                   |                            |               |
|----------------------------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|---------------|
| Model                      | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
| 1                          | ,069 <sup>a</sup> | ,005     | ,004              | ,39567                     |               |
| 2                          | ,279 <sup>b</sup> | ,078     | ,077              | ,38099                     |               |
| 3                          | ,295 <sup>c</sup> | ,087     | ,086              | ,37923                     |               |
| 4                          | ,297 <sup>d</sup> | ,088     | ,086              | ,37903                     |               |
| 5                          | ,300 <sup>e</sup> | ,090     | ,088              | ,37876                     |               |
| 6                          | ,300 <sup>f</sup> | ,090     | ,088              | ,37880                     |               |
| 7                          | ,316 <sup>g</sup> | ,100     | ,097              | ,37683                     |               |
| 8                          | ,316 <sup>h</sup> | ,100     | ,097              | ,37689                     |               |
| 9                          | ,323 <sup>i</sup> | ,105     | ,101              | ,37592                     |               |
| 10                         | ,331 <sup>j</sup> | ,109     | ,106              | ,37496                     |               |

2,045

Tabelle 17 – Durbin-Watson-Test sehr nahe an der 2 -> keine Autokorrelation

Interpretierbarkeit des LPM:

| Statistics                     |         |          |
|--------------------------------|---------|----------|
| Unstandardized Predicted Value |         |          |
| N                              | Valid   | 3074     |
|                                | Missing | 416      |
| Mean                           |         | ,8152713 |
| Minimum                        |         | ,35722   |
| Maximum                        |         | 1,18911  |

Tabelle 18 – Das Maximum ist über 1, aus der Häufigkeitstabelle geht hervor, dass etwa 6% der Fälle mit einer Wahrscheinlichkeit über 1 vorhergesagt werden. Das LPM ist nicht interpretierbar

Linearität des Einkommenseffekts:

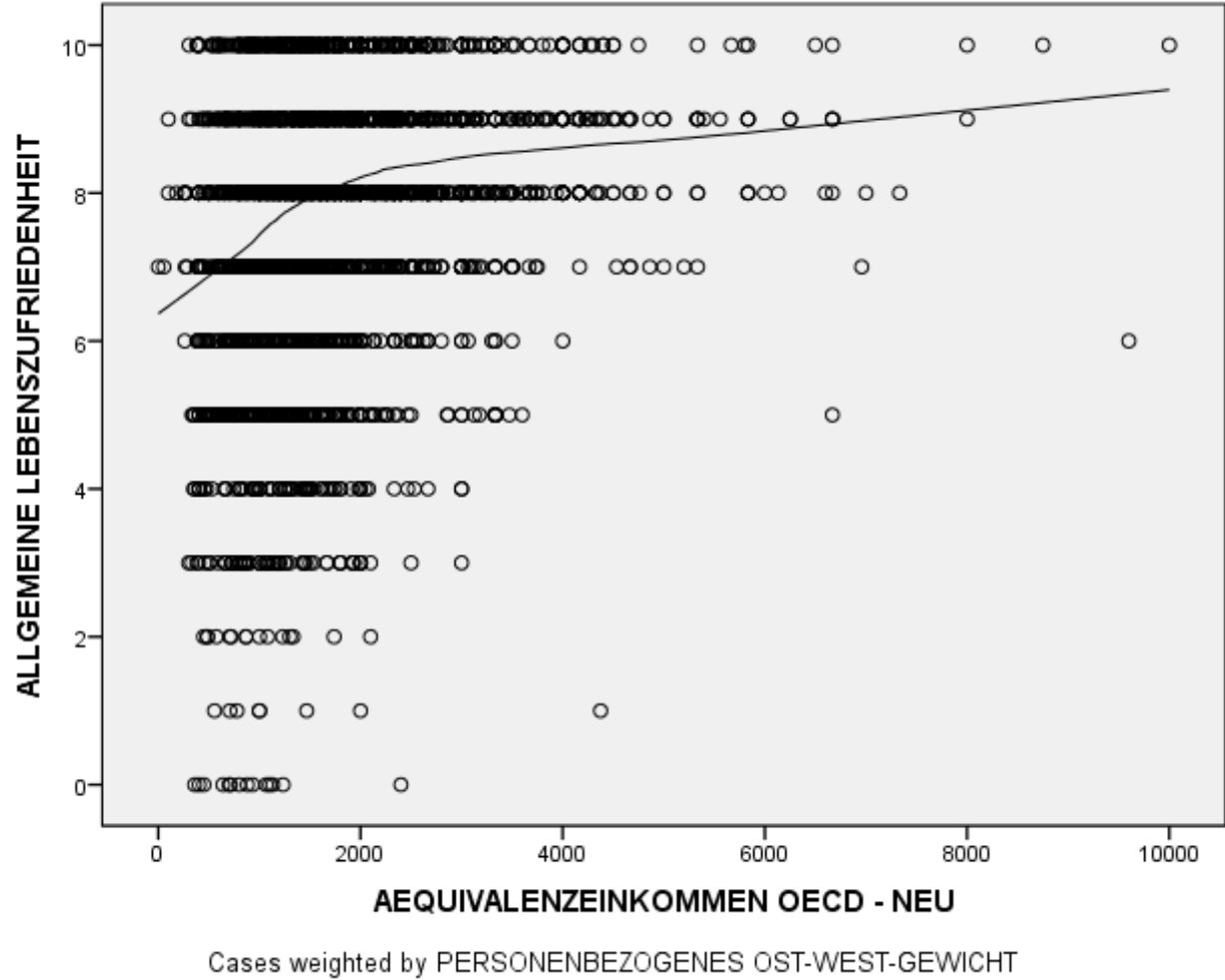


Abbildung 6 – Loess-Anpassung-Linie zeigt: Linearität ist zumindest bedenklich



Das Modell mit den ISCED11-Kategorien:

| Coefficients <sup>a</sup> |  |                             |            |                           |        |      |
|---------------------------|--|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|
| Model                     |  | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. |
|                           |  | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      |
| 1                         | (Constant)   | -,385                       | ,108       |                           | -3,573 | ,000 |
|                           | kinderhh   | ,044                        | ,017       | ,051                      | 2,641  | ,008 |
|                           | loginc   | ,139                        | ,015       | ,194                      | 9,376  | ,000 |
|                           | Dummy für Haupt- und Real-<br>schulabschluss           | -,105                       | ,027       | -,069                     | -3,816 | ,000 |
|                           | Dummy für abgeschlosse-<br>nes Abitur und Lehre danach | ,055                        | ,026       | ,038                      | 2,108  | ,035 |
|                           | Dummy für Fachschulab-<br>schluss oder Meisterbrief    | ,063                        | ,021       | ,055                      | 2,991  | ,003 |
|                           | tertiary   | ,052                        | ,018       | ,058                      | 2,925  | ,003 |
|                           | Frauen-Dummy   | ,055                        | ,014       | ,071                      | 3,910  | ,000 |
|                           | Ost-Dummy  | -,040                       | ,018       | -,040                     | -2,261 | ,024 |
|                           | Dummy ob Befr. vollzeit ar-<br>beitet                  | ,052                        | ,017       | ,067                      | 3,024  | ,003 |
|                           | Dummy ob Befr. verheiratet<br>ist                      | ,106                        | ,015       | ,136                      | 7,064  | ,000 |
|                           | stadt  | -,008                       | ,014       | -,010                     | -,591  | ,555 |
|                           | jung   | ,110                        | ,018       | ,116                      | 6,029  | ,000 |
|                           | alt  | ,077                        | ,020       | ,086                      | 3,936  | ,000 |

Tabelle 19 – Das Modell mit den ISCED11-Kategorien; angepasstes  $R^2=0,107$

Endmodell ohne Gewichtung:

| Coefficients <sup>a</sup> |                                  |                             |            |                           |        |      |
|---------------------------|----------------------------------|-----------------------------|------------|---------------------------|--------|------|
| Model                     |                                  | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t      | Sig. |
|                           |                                  | B                           | Std. Error | Beta                      |        |      |
| 1                         | (Constant)                       | 1,552                       | ,512       |                           | 3,029  | ,002 |
|                           | kinderhh                         | ,201                        | ,077       | ,049                      | 2,613  | ,009 |
|                           | loginc                           | ,762                        | ,068       | ,228                      | 11,248 | ,000 |
|                           | ohneabschluss                    | -,169                       | ,288       | -,010                     | -,588  | ,557 |
|                           | haupt                            | -,388                       | ,087       | -,094                     | -4,443 | ,000 |
|                           | real                             | -,211                       | ,075       | -,056                     | -2,819 | ,005 |
|                           | Frauen-Dummy                     | ,351                        | ,064       | ,098                      | 5,509  | ,000 |
|                           | Ost-Dummy                        | -,329                       | ,068       | -,086                     | -4,853 | ,000 |
|                           | Dummy ob Befr. vollzeit arbeitet | ,160                        | ,080       | ,044                      | 2,004  | ,045 |
|                           | Dummy ob Befr. verheiratet ist   | ,533                        | ,068       | ,147                      | 7,853  | ,000 |
|                           | stadt                            | ,011                        | ,065       | ,003                      | ,177   | ,860 |
|                           | jung                             | ,460                        | ,085       | ,104                      | 5,413  | ,000 |
|                           | alt                              | ,519                        | ,089       | ,127                      | 5,807  | ,000 |

Tabelle 20 – Das Endmodell ohne die Gewichtung nach Ost-West; hier ergibt sich für die zentrale Unabhängige ein stärker Effekt.

Beschäftigungsverhältnis und Lebenszufriedenheit bivariat:

| Coefficients <sup>a</sup> |                                  |                             |            |                           |         |      |
|---------------------------|----------------------------------|-----------------------------|------------|---------------------------|---------|------|
|                           |                                  | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t       | Sig. |
|                           |                                  | B                           | Std. Error | Beta                      |         |      |
| 1                         | (Constant)                       | 7,699                       | ,043       |                           | 178,865 | ,000 |
|                           | Dummy ob Befr. vollzeit arbeitet | ,201                        | ,065       | ,056                      | 3,102   | ,002 |

Tabelle 21 – Der bivariate Effekt des Beschäftigungsverhältnisses auf die Lebenszufriedenheit ist signifikant; allerdings wird er durch weitere Kovariaten leicht beeinflusst.

Alter Lebenszufriedenheit bivariat:

| Coefficients <sup>a</sup> |            |                             |            |                           |      |
|---------------------------|------------|-----------------------------|------------|---------------------------|------|
| Model                     |            | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | Sig. |
|                           |            | B                           | Std. Error | Beta                      |      |
| 1                         | (Constant) | 7,685                       | ,044       |                           | ,000 |
|                           | jung       | ,212                        | ,082       | ,049                      | ,010 |
|                           | alt        | ,225                        | ,078       | ,055                      | ,004 |

Tabelle 22 – Der Alterseffekt in einem bivariaten Setting ist nicht so groß wie der im Endmodell.

Interaktion zwischen Kindern und Einkommen:

| Coefficients <sup>a</sup> |             |                             |            |                           |      |
|---------------------------|-------------|-----------------------------|------------|---------------------------|------|
| Model                     |             | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | Sig. |
|                           |             | B                           | Std. Error | Beta                      |      |
| 1                         | (Constant)  | 7,747                       | ,038       |                           | ,000 |
|                           | kinderhh    | ,151                        | ,073       | ,037                      | ,037 |
| 2                         | (Constant)  | 1,214                       | ,420       |                           | ,004 |
|                           | kinderhh    | ,256                        | ,070       | ,063                      | ,000 |
|                           | loginc      | ,879                        | ,056       | ,272                      | ,000 |
| 3                         | (Constant)  | 1,088                       | ,480       |                           | ,024 |
|                           | kinderhh    | ,780                        | ,973       | ,193                      | ,422 |
|                           | loginc      | ,896                        | ,064       | ,277                      | ,000 |
|                           | IEkinderinc | -,072                       | ,132       | -,130                     | ,589 |

Tabelle 23 – Interaktionseffekt nicht signifikant; aber starke Veränderung des Effekts der zentralen Unabhängigen

Interaktion zwischen Kindern und Familienstand:

| Coefficients <sup>a</sup> |                                |                             |            |                           |      |
|---------------------------|--------------------------------|-----------------------------|------------|---------------------------|------|
| Model                     |                                | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | Sig. |
|                           |                                | B                           | Std. Error | Beta                      |      |
| 1                         | (Constant)                     | 7,758                       | ,036       |                           | ,000 |
|                           | kinderhh                       | ,141                        | ,069       | ,035                      | ,041 |
| 2                         | (Constant)                     | 7,502                       | ,047       |                           | ,000 |
|                           | kinderhh                       | ,051                        | ,069       | ,013                      | ,462 |
|                           | Dummy ob Befr. verheiratet ist | ,503                        | ,062       | ,140                      | ,000 |
| 3                         | (Constant)                     | 7,475                       | ,050       |                           | ,000 |
|                           | kinderhh                       | ,198                        | ,116       | ,049                      | ,089 |
|                           | Dummy ob Befr. verheiratet ist | ,557                        | ,071       | ,155                      | ,000 |
|                           | IEkinderverh                   | -,228                       | ,145       | -,049                     | ,116 |

Tabelle 24 – Interaktionseffekt nicht signifikant, aber starke Verringerung des Effekts der zentralen Unabhängigen

Überprüfung der Ergebnisse mit dem Logit Regression:

| Variables in the Equation |                  |        |      |        |    |      |
|---------------------------|------------------|--------|------|--------|----|------|
|                           |                  | B      | S.E. | Wald   | df | Sig. |
| Step 1 <sup>a</sup>       | kinderhh(1)      | ,302   | ,129 | 5,507  | 1  | ,019 |
|                           | loginc           | ,953   | ,108 | 78,263 | 1  | ,000 |
|                           | ohneabschluss(1) | -,696  | ,387 | 3,244  | 1  | ,072 |
|                           | haupt(1)         | -,847  | ,139 | 37,283 | 1  | ,000 |
|                           | real(1)          | -,538  | ,133 | 16,408 | 1  | ,000 |
|                           | weiblich(1)      | ,326   | ,105 | 9,685  | 1  | ,002 |
|                           | ost(1)           | -,262  | ,125 | 4,381  | 1  | ,036 |
|                           | vollzeit(1)      | ,361   | ,130 | 7,701  | 1  | ,006 |
|                           | verheiratet(1)   | ,757   | ,109 | 48,284 | 1  | ,000 |
|                           | stadt(1)         | -,079  | ,107 | ,549   | 1  | ,459 |
|                           | jung(1)          | ,629   | ,145 | 18,769 | 1  | ,000 |
|                           | alt(1)           | ,552   | ,140 | 15,534 | 1  | ,000 |
|                           | Constant         | -5,928 | ,804 | 54,425 | 1  | ,000 |
|                           | Exp(B)           |        |      |        |    | ,003 |

Tabelle 25 – Ergebnisse der Analyse im Logit Modell

Kompletter Output der finalen Auswertung:

**Model Summary**

| Model | R                 | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate |
|-------|-------------------|----------|-------------------|----------------------------|
| 1     | ,036 <sup>a</sup> | ,001     | ,001              | 1,786                      |
| 2     | ,275 <sup>b</sup> | ,076     | ,075              | 1,718                      |
| 3     | ,283 <sup>c</sup> | ,080     | ,078              | 1,715                      |
| 4     | ,294 <sup>d</sup> | ,086     | ,085              | 1,709                      |
| 5     | ,301 <sup>e</sup> | ,091     | ,089              | 1,706                      |
| 6     | ,302 <sup>f</sup> | ,091     | ,089              | 1,705                      |
| 7     | ,328 <sup>g</sup> | ,107     | ,105              | 1,690                      |
| 8     | ,328 <sup>h</sup> | ,107     | ,104              | 1,691                      |
| 9     | ,352 <sup>i</sup> | ,124     | ,120              | 1,676                      |

*Tabelle 26 – Die Modellanpassung des Endmodells*

**Coefficients<sup>a</sup>**

| Model |               | Unstandardized Coefficients |            | Standardized Coefficients | t       | Sig. |
|-------|---------------|-----------------------------|------------|---------------------------|---------|------|
|       |               | B                           | Std. Error | Beta                      |         |      |
| 1     | (Constant)    | 7,749                       | ,038       |                           | 205,909 | ,000 |
|       | kinderhh      | ,146                        | ,073       | ,036                      | 2,010   | ,045 |
| 2     | (Constant)    | 1,058                       | ,427       |                           | 2,478   | ,013 |
|       | kinderhh      | ,256                        | ,070       | ,064                      | 3,643   | ,000 |
|       | loginc        | ,900                        | ,057       | ,274                      | 15,717  | ,000 |
| 3     | (Constant)    | 1,753                       | ,469       |                           | 3,737   | ,000 |
|       | kinderhh      | ,213                        | ,071       | ,053                      | 2,980   | ,003 |
|       | loginc        | ,828                        | ,061       | ,252                      | 13,579  | ,000 |
|       | ohneabschluss | -,107                       | ,294       | -,006                     | -,364   | ,716 |
|       | haupt         | -,296                       | ,082       | -,073                     | -3,594  | ,000 |
|       | real          | -,202                       | ,075       | -,053                     | -2,695  | ,007 |
| 4     | (Constant)    | 1,429                       | ,473       |                           | 3,023   | ,003 |
|       | kinderhh      | ,197                        | ,071       | ,049                      | 2,772   | ,006 |
|       | loginc        | ,852                        | ,061       | ,260                      | 13,981  | ,000 |
|       | ohneabschluss | -,092                       | ,293       | -,006                     | -,315   | ,753 |
|       | haupt         | -,282                       | ,082       | -,070                     | -3,434  | ,001 |
|       | real          | -,207                       | ,075       | -,054                     | -2,773  | ,006 |
|       | Frauen-Dummy  | ,288                        | ,062       | ,081                      | 4,646   | ,000 |
| 5     | (Constant)    | 1,745                       | ,479       |                           | 3,643   | ,000 |
|       | kinderhh      | ,173                        | ,071       | ,043                      | 2,422   | ,015 |
|       | loginc        | ,818                        | ,062       | ,249                      | 13,300  | ,000 |
|       | ohneabschluss | -,108                       | ,292       | -,006                     | -,369   | ,712 |
|       | haupt         | -,306                       | ,082       | -,076                     | -3,728  | ,000 |

|   |                                       |       |      |       |        |      |
|---|---------------------------------------|-------|------|-------|--------|------|
|   | real                                  | -,175 | ,075 | -,046 | -2,337 | ,019 |
|   | Frauen-Dummy                          | ,283  | ,062 | ,079  | 4,569  | ,000 |
|   | Ost-Dummy                             | -,313 | ,083 | -,067 | -3,797 | ,000 |
| 6 | (Constant)                            | 1,560 | ,492 |       | 3,167  | ,002 |
|   | kinderhh                              | ,194  | ,073 | ,048  | 2,677  | ,007 |
|   | loginc                                | ,851  | ,065 | ,259  | 13,143 | ,000 |
|   | ohneabschluss                         | -,114 | ,292 | -,007 | -,389  | ,697 |
|   | haupt                                 | -,314 | ,082 | -,078 | -3,819 | ,000 |
|   | real                                  | -,171 | ,075 | -,045 | -2,289 | ,022 |
|   | Frauen-Dummy                          | ,257  | ,064 | ,072  | 4,006  | ,000 |
|   | Ost-Dummy                             | -,309 | ,083 | -,066 | -3,736 | ,000 |
|   | Dummy ob Befr. vollzeit ar-<br>beitet | -,112 | ,069 | -,031 | -1,619 | ,106 |
| 7 | (Constant)                            | 2,184 | ,495 |       | 4,408  | ,000 |
|   | kinderhh                              | ,068  | ,074 | ,017  | ,927   | ,354 |
|   | loginc                                | ,733  | ,066 | ,223  | 11,082 | ,000 |
|   | ohneabschluss                         | -,142 | ,290 | -,009 | -,491  | ,623 |
|   | haupt                                 | -,387 | ,082 | -,096 | -4,711 | ,000 |
|   | real                                  | -,245 | ,075 | -,064 | -3,276 | ,001 |
|   | Frauen-Dummy                          | ,298  | ,064 | ,083  | 4,674  | ,000 |
|   | Ost-Dummy                             | -,323 | ,082 | -,069 | -3,942 | ,000 |
|   | Dummy ob Befr. vollzeit ar-<br>beitet | -,023 | ,070 | -,006 | -,324  | ,746 |
|   | Dummy ob Befr. verheiratet<br>ist     | ,479  | ,065 | ,133  | 7,379  | ,000 |
| 8 | (Constant)                            | 2,210 | ,500 |       | 4,419  | ,000 |
|   | kinderhh                              | ,067  | ,074 | ,017  | ,908   | ,364 |
|   | loginc                                | ,732  | ,066 | ,223  | 11,064 | ,000 |
|   | ohneabschluss                         | -,143 | ,290 | -,009 | -,492  | ,623 |
|   | haupt                                 | -,391 | ,083 | -,097 | -4,723 | ,000 |
|   | real                                  | -,249 | ,075 | -,065 | -3,298 | ,001 |
|   | Frauen-Dummy                          | ,298  | ,064 | ,083  | 4,666  | ,000 |
|   | Ost-Dummy                             | -,321 | ,082 | -,069 | -3,918 | ,000 |
|   | Dummy ob Befr. vollzeit ar-<br>beitet | -,024 | ,070 | -,007 | -,339  | ,734 |
|   | Dummy ob Befr. verheiratet<br>ist     | ,477  | ,065 | ,132  | 7,314  | ,000 |
|   | stadt                                 | -,025 | ,065 | -,007 | -,387  | ,699 |
| 9 | (Constant)                            | 1,825 | ,506 |       | 3,610  | ,000 |
|   | kinderhh                              | ,164  | ,076 | ,041  | 2,146  | ,032 |
|   | loginc                                | ,729  | ,067 | ,222  | 10,954 | ,000 |
|   | ohneabschluss                         | -,133 | ,287 | -,008 | -,462  | ,644 |

|                                       |       |      |       |        |      |
|---------------------------------------|-------|------|-------|--------|------|
| haupt                                 | -,383 | ,086 | -,095 | -4,483 | ,000 |
| real                                  | -,209 | ,075 | -,055 | -2,768 | ,006 |
| Frauen-Dummy                          | ,354  | ,064 | ,099  | 5,546  | ,000 |
| Ost-Dummy                             | -,337 | ,082 | -,072 | -4,115 | ,000 |
| Dummy ob Befr. vollzeit ar-<br>beitet | ,161  | ,079 | ,045  | 2,055  | ,040 |
| Dummy ob Befr. verheiratet<br>ist     | ,550  | ,068 | ,153  | 8,077  | ,000 |
| stadt                                 | -,047 | ,065 | -,012 | -,721  | ,471 |
| jung                                  | ,453  | ,084 | ,105  | 5,422  | ,000 |
| alt                                   | ,551  | ,090 | ,134  | 6,149  | ,000 |

*Tabelle 27 – Die Koeffizienten des Endmodells*

## 11 Literaturverzeichnis

- McLanahan, Sara and Julia Adams. 1987. "Parenthood and Psychological Well-Being." S. 237-257 in *Annual Review of Sociology* (Vol. 13), Palo Alto, CA: Annual Reviews.
- Glass, Jennifer, Robin W. Simon, and Matthew A Andersson. "Parenthood and Happiness: Effects of Work-Family Reconciliation Policies in 22 OECD Countries." *AJS; American journal of sociology* 122.3 (2016): S. 886–929. PMC. Web. 24 Mar. 2018.
- Pollmann-Schult, Matthias (2013): „Elternschaft und Lebenszufriedenheit in Deutschland“ *Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, Jg. 38, 1 (2013): S. 59-84.
- Schmidt, Bernd. (2015): "Das Glück bei Aristoteles", <http://www.schmidt-bernd.eu/veranstaltungen/glueck/das-Glueck-bei-aristoteles.pdf> (Fassung vom 25.6.2015, abgerufen am 24.03.2018).
- Bellebaum, Alfred. Robert Hettlage (Hg.). (2010): „Glück hat viele Gesichter. Glück - Erscheinungsvielfalt und Bedeutungsreichtum“. Wiesbaden: Springer Verlag.
- Salzburger, Veronika. (2015): „Die Geburt des ersten Enkelkinds. Zur Adaption von Generationenbeziehungen.“. Wiesbaden: Springer Verlag.
- Brickman, P., & Campbell, D. T. (1971). „Hedonic relativism and planning the good society“. In M. H. Appley (Hg.) *Adaptation-level theory*: S.287-305. New York: Academic Press.
- Headey, B. W., & Wearing, A. J. (1989). „Personality, Life Events and Subjective Well-Being: Towards a Dynamic Equilibrium Model“. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57. S. 731-739.
- Clark, Andrew E., Paul Frijters, and Michael A. Shields. (2008): "Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles." *Journal of Economic Literature*, 46 (1). S. 95-144.
- Kenrick DT, Griskevicius V, Neuberg SL, Schaller M. (2015): „Renovating the Pyramid of Needs: Contemporary Extensions Built Upon Ancient Foundations“. *Perspectives on psychological science : a journal of the Association for Psychological Science*. 2015 5(3). S. 292-314.
- Nomaguchi, Kei M.; Milkie, Melissa A. (2003): „Costs and rewards of children: the effects of becoming a parent on adult's lives.“ In: *Journal of Marriage and the Family* 65,2: S.356-374.
- Evenson, Ranae J.; Simon, Robin W. (2005): „Clarifying the relationship between parenthood and depression.“ In: *Journal of Health and Social Behavior* 46,4: S. 341-358.
- Liefbroer, Aart C. (2005). "The Impact of Perceived Costs and Rewards of Childbearing on Entry into Parenthood: Evidence from a Panel Study." *European Journal of Population* 21: S. 367–91.
- Woo, Hyeyoung, and R. Kelly Raley. (2005). "A Small Extension to 'Costs and Rewards of Children: The Effects of Becoming a Parent on Adults' Lives.'" *Journal of Marriage and Family* 67: S. 216–21.
- Begall, Katia, and Melinda Mills. (2011). "The Impact of Perceived Work Control, Job Strain and Work-Family Conflict on Fertility Intentions: A European Comparison." *European Journal of Population* 27 (4): S. 433–56.



- Balbo, Nicoletta, Francesco C. Billari, and Melinda Mills. (2012). "Fertility in Advanced Societies: A Review of Research." *European Journal of Population* 29: S. 1–38.
- Russell, C. S. (1974). Transition to parenthood: Problems and gratifications. *Journal of Marriage and Family*, 36, S. 294–302.
- Umberson, D., & Gove, W. R. (1989). Parenthood and psychological well-being: Theory, measurement, and stage in the family life course. *Journal of Family Issues*, 10, S. 440–462.
- White, M. P., & Dolan, P. (2009). „Accounting for the richness of daily activities.“In: *Psychological Science*, 20, S. 1000–1008.
- Pearlin, Leonard I. (1989). "The Sociological Study of Stress." *Journal of Health and Social Behavior* 30: S. 241–56.
- Avison, William, R.; Ali, Jennifer; Walters, David. (2007) „Family Structure, Stress, and Psychological Distress: A Demonstration of the Impact of Differential Exposure“. In: *Journal of Health and Social Behavior* 48(3): S. 301-17.
- Nomaguchi, Kei, Melissa Milke, and Suzanne Bianchi. (2005). "Time Strains and Psychological Well-Being: Do Dual Earner Mothers and Fathers Differ?" *Journal of Family Issues* 26: S. 756–92.
- Mirowsky, John, and Catherine Ross. (2003). „Social Causes of Psychological Distress.“ New York: Aldine.
- Kravdal, Øystein. (1996). "How the Local Supply of Day-Care Centers Influences Fertility in Norway: A Parity-Specific Approach." *PopResearch and Policy Review* 15: S. 201–18.
- Warren, Elizabeth, and Amelia Warren Tyagi. (2003). „The Two-Income Trap: Why Middle-Class Parents Are Going Broke.“ New York: Basic.
- McCrane, Elaine. (2002). "Working Mothers in a Double Bind." Briefing paper 124. Washington: Economic Policy Institute.
- Katherine Nelson, Kostadin Kushlev, Tammy English, Elizabeth Dunn, Sonja Lyubomirsky. (2015). „In Defense of Parenthood: Children Are Associated With More Joy Than Misery“. In: *Psychological Science* 25: S. 3-10.
- Kohler, Hans-Peter; Behrman, Jere R.; Skytthe, Alex (2005): Partner + children=happiness? The effects of partnerships and fertility on well-being. In: *Population and Development Review* 31,3: S. 407-445.
- Myrskylä, Mikko; Margolis, Rachel. ( 2012): Happiness: Before and after the kids. MPIDR Working Paper WP2012-013. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research.
- Koropeckyj-Cox, Tanya. (2002). "Beyond Parental Status: Psychological Well-Being in Middle and Older Age." *Journal of Marriage and Family* 64: S. 957–71.
- Milke, Melissa A., Alex Bierman, and Scott Schieman. (2008). "How Adult Children Influence Older Parents' Mental Health: Integrating Stress-Process and Life-Course Perspectives." *Social Psychology Quarterly* 71: S. 86–105.

- Pudrovska, Tetyana. (2008). "Psychological Implications of Motherhood and Fatherhood in Mid Life: Evidence from Siblings Models." *Journal of Marriage and the Family* 70: S. 168–81.
- Byers AL, Levy BR, Allore HG, Bruce ML, Kasl SV. (2008): „When parents matter to their adult children: Filial reliance associated with parents' depressive symptoms.“ *Journals of Gerontology: Series B: Psychological Sciences and Social Sciences* 63: S. 33–P40.
- Silverstein M, Conroy S, Wang H, Gairrusso R, Bengtson VL. (2002): „Reciprocity in parent-child relations over the adult life course.“ *Journals of Gerontology: Series B: Psychological Sciences and Social Sciences* 57: S. 3–13.
- Hansen, Thomas (2012): „Parenthood and happiness: a review of folk theories versus empirical evidence.“ In: *Social Indicators Research* 108,1 S. 26-64.
- Thornton, Arland, and Linda Young DeMarco. (2001). "Decades of Trends in Attitudes toward Family Issues in the United States: The 1960's through the 1990's." *Journal of Marriage and Family* 63:1009–37.
- Koropecj-Cox, Tanya, and Gretchen Pendell. (2007). "The Gender Gap in Attitudes about Childlessness in the United States." *Journal of Marriage and Family* 69: S. 899–915.
- Friedman, Stewart. (2013). *Baby Bust: New Choices for Men and Women in Work and Family*. Philadelphia: Wharton School of the University of Pennsylvania.
- Savolainen, Jukka, Eero Lahelma, Karri Silventonen, Anne Hélène Gauthier, and Karri Silventonen. (2001). "Parenthood and Psychological Well-Being in Finland: Does Public Policy Make a Difference?" *Journal of Comparative Family Studies* 32: S. 61–74.
- Ono, Hiroshi, and Kristen Schultz Lee. (2013). "Welfare States and the Redistribution of Happiness." *Social Forces* 92: S. 789–814.
- Blohm, M. (2013): „Ausschöpfungsquoten und Stichprobenqualität Erkenntnisse aus dem ALLBUS“. Wiesbaden: GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften.
- Staudinger, U.M. (2000): „Viele Gründe sprechen dagegen und trotzdem geht es vielen Menschen gut: Das Paradox des subjektiven Wohlbefindens.“ In *Psychologische Rundschau* 51 (4). Göttingen: Hogrefe-Verlag. S. 185-197.
- Lucas, Richard E., Donnellan, M. Brent (2012): "Estimating the reliability of single-item life satisfaction measures: Results from four national panel studies." In: *Social Indicators Research* 105,3: S. 323-331.
- Porst R (1984): „Haushalte und Familien 1982: zur Erfassung und Beschreibung von Haushalts- und Familienstrukturen mit Hilfe repräsentativer Bevölkerungsumfragen.“ In: *Zeitschrift für Soziologie* 13(2): 165-175.
- Urban D, Mayerl J (2011): „Regressionsanalyse: Theorie, Technik und Anwendung“. Wiesbaden: Springer Fachmedien. S.275.

Melin R, Fugl-Meyer KS, Fugl-Meyer AR (2003): "Life satisfaction in 18- to 64-year-old Swedes: In relation to education, employment situation, health and physical activity." *J Rehabil Med*; 35: S. 84 – 90.

Diener, E., & Diener, M. (1995): "Cross-cultural correlates of life satisfaction and self-esteem." *Journal of Personality and Social Psychology*, 68(4), S. 653-663.

## **Erklärung zur ordnungsgemäßen Abfassung der vorliegenden Arbeit**

Hiermit versichern wir, dass wir die vorliegende Arbeit selbständig und ohne unerlaubte Hilfe verfasst haben.

Wir haben keine anderen als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel benutzt und alle wörtlich oder dem Sinn nach aus anderen Texten entnommenen Stellen als solche kenntlich gemacht.

Dies gilt für gedruckte Texte ebenso wie für Texte aus dem Internet. Die Arbeit wurde in keiner anderen Lehrveranstaltung (weder an der FAU noch an einer anderen Hochschule) in der vorliegenden oder in einer modifizierten Form vorgelegt.

Uns ist bewusst, dass jeder Verstoß gegen diese Erklärung zu einer Benotung der Arbeit mit „nicht ausreichend“ führt.

Erlangen, 31.03.2018

Ort, Datum

L. Hain 

Unterschriften