

**Humboldt-Universität zu Berlin**

Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät  
Institut für Statistik und Ökonometrie  
Lehrstuhl Statistik

Bachelor Thesis „Generalized Linear Models“  
Wintersemester 2004/2005



---

## **Beeinflusst die Perzeption der Wirtschaftslage die Lebenszufriedenheit?**

Eine Anwendung des Logit-Modells mittels SOEP-Daten

Eingereicht von:	Annalena Dunkelberg
Eingereicht bei:	Prof. Dr. Bernd Rönz
MatrikelNr:	3777000
Studiengang:	Statistik
email:	annalenadunkelberg@web.de
letzte Version am:	8. November 2004



### **Selbstständigkeitserklärung**

Ich versichere: Ich habe die vorliegende Arbeit selbständig verfasst. Andere als die angegebenen Hilfsmittel und Quellen habe ich nicht benutzt.

Die Arbeit hat keiner anderen Prüfungsbehörde vorgelegen.

Mir ist bekannt: Bei Verwendung von Inhalten aus dem Internet habe ich diese zu kennzeichnen und einen Ausdruck davon mit Datum sowie der Internet-Adresse (URL) als Anhang der vorliegenden Arbeit beizufügen.

Berlin, den 8.11.2004

Unterschrift

## **Zusammenfassung**

Die Untersuchung der Lebenszufriedenheit hat schon seit Langem einen festen Platz in den Sozialwissenschaften und in der Psychologie.

Seit kurzem beschäftigt sich auch die Ökonomie mehr und mehr mit diesem Thema und versucht, den Zusammenhang zwischen ökonomischen Faktoren und dem Konstrukt Lebenszufriedenheit besser zu verstehen.

Diese Arbeit beschäftigt sich mit dem Einfluss verschiedener sozio-ökonomischer Indikatoren, mit besonderem Augenmerk auf die Einschätzung der Wirtschaftslage, auf die Lebenszufriedenheit in Deutschland.

Innerhalb dieser Untersuchung konnte nachgewiesen werden, dass die Einschätzung der Wirtschaftslage einen großen Einfluss auf die Lebenszufriedenheit hat. Auch wurden Zusammenhänge zwischen anderen in die Untersuchung aufgenommenen Variablen, wie zum Beispiel dem Erwerbsstatus, dem Familienstand und dem Erhebungsgebiet, und der Lebenszufriedenheit gefunden.

Eine weitere Fragestellung, mit der sich die vorliegende Untersuchung beschäftigt, ist, ob Daten, die aus unterschiedlichen Personenbefragungen stammen, bei der Berechnung gleicher Modelle auch gleiche Ergebnisse liefern. Dies wird hier an Hand des SOEP und des ALLBUS untersucht. Es wird gezeigt, dass diese beiden Datensätze durchaus vergleichbare Ergebnisse liefern.

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Theoretischer Hintergrund</b>	<b>4</b>
2.1	Lineares Wahrscheinlichkeitsmodell . . . . .	5
2.2	Formulierung des Logit Modells . . . . .	6
<b>3</b>	<b>Daten und Methode</b>	<b>9</b>
3.1	Der Datensatz . . . . .	9
3.2	Die abhängige Variable . . . . .	9
3.3	Die erklärenden Variablen . . . . .	11
3.4	Bivariate Analysen . . . . .	12
3.5	Das Modell . . . . .	14
<b>4</b>	<b>Ergebnisse</b>	<b>16</b>
4.1	Die Effekte der exogenen Variablen . . . . .	16
4.2	Die Güte der Anpassung . . . . .	20
<b>5</b>	<b>Vergleich mit der ALLBUS-Analyse</b>	<b>21</b>
<b>6</b>	<b>Zusammenfassung und Ausblick</b>	<b>24</b>
<b>7</b>	<b>Anhang</b>	<b>25</b>

# Tabellenverzeichnis

- 4.1 Odds Ratios des Logit-Modells . . . . . 16
- 7.1 Mittelwerte der verwendeten Variablen . . . . . 26
- 7.2 Bivariate Analysen 1 . . . . . 27
- 7.3 Bivariate Analysen 2 . . . . . 28
- 7.4 Bivariate Analysen 3 . . . . . 29
- 7.5 Koeffizienten des Logit-Modells . . . . . 30

# Abbildungsverzeichnis

3.1	Histogramm Lebenszufriedenheit . . . . .	10
3.2	Lebenszufriedenheit über Altersklassen . . . . .	12
3.3	Lebenszufriedenheit über Einkommensklassen (in 1000 Euro) . . . . .	13
3.4	Lebenszufriedenheit über Familienstand . . . . .	13
3.5	Lebenszufriedenheit über Sorgen hinsichtl. Wirtschaftslage . . . . .	14

# 1 Einleitung

Die hier vorliegende Arbeit ist Teil eines Gemeinschaftsprojektes, welches zum Ziel hat, anhand der Analyse der allgemeinen Lebenszufriedenheit die Vergleichbarkeit der Daten aus den Personenbefragungen SOEP<sup>1</sup> und ALLBUS<sup>2</sup> des Jahres 2002 zu untersuchen.

Die Berechnungen der hier vorliegenden Arbeit basieren auf den SOEP-Daten.

Das Beispiel der allgemeinen Lebenszufriedenheit wurde gewählt, da die Analyse derselben in den letzten Jahren in der Sozial- und Ökonomieforschung vermehrt an Bedeutung gewonnen hat<sup>3</sup>. In dem hier untersuchten Kontext interessiert besonders, welche sozio-ökonomischen Indikatoren zusätzlich zu individuellen Merkmalen das Wohlergehen eines Menschen beeinflussen und somit als Determinanten anzusehen sind.

Als mögliche Determinanten werden in diesem Rahmen folgende soziodemographischen Indikatoren untersucht, über die zum Teil aus der Literatur bekannt ist, dass sie in Zusammenhang mit der Lebenszufriedenheit stehen, und die in beiden Datensätzen erfasst werden: Alter<sup>4</sup> und Geschlecht<sup>5</sup>, Haushaltseinkommen<sup>6</sup>, Informationen über die Wohnregion, Erwerbsstatus, Bildung und den familiären Kontext<sup>7</sup>.

---

<sup>1</sup> Sozio-oekonomisches Panel, angesiedelt am DIW Berlin.

<sup>2</sup> Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften, angesiedelt am ZUMA Mannheim.

<sup>3</sup> Vgl. u.a.: Frey, B.S. und Stutzer, A. (2001): Happiness and Economics. How the Economy and Institutions affect Human Well-Being, Princeton University Press, Strack, F., Argyle, M. und Schwartz, N.(Hg.)(1991): Subjective well-being. An interdisciplinary perspective, Pergamon Press, London UK,

Veenhoven, Ruut: Die Rückkehr der Ungleichheit in die moderne Gesellschaft? Die Verteilung der Lebenszufriedenheit in den EU-Ländern von 1973 bis 1996, in: Wolfgang Glatzer, Roland Habich und Karl-Ulrich Maier(Hg.)(2002): Sozialer Wandel und Gesellschaftliche Dauerbeobachtung. Festschrift für Wolfgang Zapf, Leske+Bundrich, Opladen Deutschland, Seite 273-294.

<sup>4</sup> Vgl. Blanchflower, D.G. und Oswald, A.J. (1996): The Rising Well-Being of the Young, paper presented at an NBER Conference on Disadvantaged Youth, North Carolina.

<sup>5</sup> Vgl. Robinson, J. und Shaver, P.R. (1973): Measures of social psychological attitudes, MI: Institute for Social Research.

<sup>6</sup> Vgl. Frey, B.S. und Stutzer, A. (2001).

<sup>7</sup> Vgl. Oswald, A.J. (1997): Happiness and economic performance, The Economic Journal 107,

## 1 Einleitung

Außerdem wird im Hinblick auf die derzeitig kritische wirtschaftliche Lage in Deutschland die ebenfalls in beiden Datensätzen vorhandene Variable zur Perzeption der Wirtschaftslage mitaufgenommen. Im SOEP wird dieses Konstrukt über die Frage “Machen Sie sich Sorgen um die allgemeine wirtschaftliche Entwicklung?” mit den Kategorien “keine Sorgen”, “einige Sorgen” und “große Sorgen” erfasst, im ALLBUS über die Frage “Wie beurteilen Sie ihre persönliche Wirtschaftslage heute?” mit fünf Kategorien von “sehr gut” bis “sehr schlecht”. Hierbei interessiert, ob sich die Perzeption eines solchen makroökonomischen Indikators wie der konjunkturellen Situation eines Landes auf das individuelle Wohlergehen der Einwohner ausübt. Es muss jedoch angemerkt werden, dass es auch möglich ist, dass Personen, die weniger zufrieden sind mit ihrem Leben, eher dazu tendieren, die wirtschaftliche Lage als kritisch zu bewerten. Jedenfalls lautet die Hypothese, dass ein Zusammenhang zwischen wenigen Sorgen hinsichtlich der wirtschaftlichen Entwicklung und einer hohen Lebenszufriedenheit besteht.

Hinsichtlich der weiteren in das Modell aufgenommenen sozio-demographischen Indikatoren wird erwartet, dass sich ein positiver, wenn auch geringer Effekt der Höhe des Einkommens auf die Lebenszufriedenheit findet<sup>8</sup>. Auch das Verheiratetsein steht bekanntlich in einem positiven Zusammenhang mit dem individuellen Wohlergehen<sup>9</sup>, wobei hier insbesondere erwartet wird, dass getrennt lebende und geschiedene Personen niedrigere Werte hinsichtlich ihres individuellen Wohlergehens aufweisen. Außerdem wird erwartet, dass aufgrund des höheren Lebensstandards in Westdeutschland lebende Menschen höhere Werte hinsichtlich ihres individuellen Wohlergehens aufweisen.

Auch wird ein starker negativer Effekt einer derzeitigen Arbeitslosigkeit auf die Lebenszufriedenheit erwartet<sup>10</sup>.

Die zu untersuchende allgemeine Lebenszufriedenheit ist eine latente Variable ( $Z^*$ ), was heißt, dass dieses Merkmal nicht direkt beobachtbar ist. Es kann jedoch von den beobachteten Antworten auf die Frage zur Lebenszufriedenheit ( $Z$ ) auf das wahre zugrunde liegende Merkmal “Lebenszufriedenheit” ( $Z^*$ ) geschlossen werden.

---

Seite 1815-1831.

<sup>8</sup> Vgl. Di Tella et al. (1999): How Do Macroeconomics Fluctuations Affect Happiness, Mimeo. Harvard Business School.

<sup>9</sup> Vgl. Fernandez, R.M. und Kulik, J.C. (1981): A multilevel model of life satisfaction. Effects of individual characteristics and neighborhood composition, *American Sociological Review*, 46 (6:), Seite 840-850.

<sup>10</sup> Vgl. Winkelmann, L. und Winkelmann, R. (1998): Why Are the Unemployed So Unhappy? Evidence from Panel Data, *Economica*, 65, Seite 1-15.



## 1 Einleitung

Im SOEP sind dies die Antworten auf die Frage ‘Wie zufrieden sind Sie gegenwärtig, alles in allem, mit Ihrem Leben?’, erfasst auf einer 11-stufigen Skala (0-10). Im ALLBUS sind dies die Antworten auf die Frage ‘Wie glücklich sind Sie alles in allem im Leben?’, erfasst auf einer 7-stufigen Skala.

Zwar intendieren beide Fragen, dasselbe zugrunde liegende Konzept ‘subjektives Wohlbefinden’ zu messen, doch unterscheiden sie sich hinsichtlich der gewählten Skalierung und Operationalisierung. Um die beiden Datensätze hinsichtlich der Lebenszufriedenheit optimal vergleichen zu können, werden die Ursprungsvariablen über einen Median-Split in dichotome Variablen überführt. Dieses Vorgehen nutzt die vorhandene Information zwar nicht effizient, hat aber den bedeutenden Vorteil, dass die resultierende dichotome Variable (Y) nicht von der Skalierung und Verteilung der Originalvariable abhängig ist und sich somit zum Vergleich eignet. Diese Variable Y wird ‘Hohe Lebenszufriedenheit’ genannt, da sie dann den Wert 1 annimmt, wenn die Person einen hohen, das heißt oberhalb des Medians liegenden Wert auf der Skala angegeben hat.

Aufgrund des dichotomen Charakters der zu untersuchenden Variablen wird ein Logit-Modell gerechnet, welches zur Klasse der verallgemeinerten linearen Modellen zählt<sup>11</sup>.

Die Heranführung an diese Modellklasse ist das Thema des anschließenden Kapitels.

Eine genaue Beschreibung der verwendeten Daten und Variablen enthält Kapitel drei.

Im vierten Kapitel werden schließlich die Ergebnisse der Berechnungen vorgestellt, und abschließend werden diese Ergebnisse mit denen des ALLBUS verglichen und hinsichtlich einer Vergleichbarkeit der Datensätze diskutiert.

---

<sup>11</sup> Vgl. Rönz, B. (2001): Generalisierte Lineare Modelle.

## 2 Theoretischer Hintergrund

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wird als abhängige Variable ein latentes Konstrukt untersucht. Es wird angenommen, dass dieses Merkmal ( $Y^*$ ) metrisches Skalenniveau aufweist, jedoch nicht direkt beobachtbar ist. In Abhängigkeit von dem nicht bekannten Wert einer Person hinsichtlich des latenten Merkmals  $Y^*$  kann eine dichotome Variable  $Y$  beobachtet werden, die dann den Wert 1 annimmt, wenn der Wert der latenten kontinuierlichen Variable  $Y^*$  größer ist als 0:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{falls } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{falls } y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2.1)$$

Zur Erklärung der latenten Variable durch exogene Größen  $X$  kann ein lineares Modell der Form

$$y_i^* = X_i^T \beta + u_i^* \quad (2.2)$$

aufgestellt werden.

In einem Modell zur Erklärung der beobachtbaren dichotomen Variable  $Y$  soll im folgenden für jede Beobachtung die Wahrscheinlichkeit  $\pi_i$  modelliert werden, dass diese Variable den Wert 1 annimmt. Es ist also:

$$\begin{aligned} \pi_i &= P(Y_i = 1) = P(Y_i^* > 0) = P(u_i^* > -X_i^T \beta) = 1 - P(u_i^* \leq -X_i^T \beta) \\ &= 1 - F(-X_i^T \beta) = F(X_i^T \beta) \end{aligned} \quad (2.3)$$

Ein Logit-Modell ist dann spezifiziert, wenn als Funktion  $F$  die logistische Verteilungsfunktion gewählt wird.

Im folgenden Abschnitt soll gezeigt werden, warum das einfachere lineare Modell zur Modellierung der Wahrscheinlichkeit  $\pi_i$  nicht angemessen ist.

## 2.1 Lineares Wahrscheinlichkeitsmodell

Die einfachste Herangehensweise an dieses Problem ist, analog zu der Untersuchung einer metrischen abhängigen Variablen ein lineares Modell aufzustellen<sup>1</sup>:

$$y_i = X_i^T \beta + u_i \quad (2.4)$$

Die grundlegenden Annahmen des OLS-Modells sind jedoch eine lineare Beziehung zwischen den unabhängigen und der abhängigen Variablen und normalverteilte und homoskedastische Störterme. Dass diese Annahmen im Fall einer dichotomen response-Variablen nicht erfüllt werden, soll hier kurz gezeigt werden:

1. Die als abhängige Variable modellierte Wahrscheinlichkeit  $\pi_i$  dafür, dass ein bestimmtes Ereignis eingetreten ist ( $Y_i = 1$ ), ist zwar kontinuierlich, jedoch nur zwischen 0 und 1. Im OLS-Modell liegen die über die Linearkombination

$$E(y_i/X_i) = X_i^T \hat{\beta} \quad (2.5)$$

geschätzten Werte, die den auf  $X_i$  bedingten Erwartungswerten entsprechen, auf einer Geraden, können also theoretisch Werte zwischen  $-\infty$  und  $+\infty$  annehmen.

Da Werte außerhalb des  $[0,1]$ -Intervalls jedoch nicht als Wahrscheinlichkeit interpretiert werden können, ist eine solche Verknüpfung zwischen den unabhängigen und der abhängigen Variablen nicht sinnvoll.

2. Die Störterme nehmen in Abhängigkeit von  $Y_i$  folgende Werte an:

$$\epsilon_i = \begin{cases} y_i - \pi_i = 1 - \pi_i & \text{mit Wahrscheinlichkeit } \pi_i, & \text{wenn } y_i = 1 \\ y_i - \pi_i = -\pi_i & \text{mit Wahrscheinlichkeit } 1 - \pi_i, & \text{wenn } y_i = 0 \end{cases} \quad (2.6)$$

Ist also die abhängige Variable  $Y_i$  Bernoulli-verteilt<sup>2</sup>, so sind es auch die Störterme  $\epsilon_i$ . Somit ist die zentrale Annahme der normalverteilten Störterme des OLS-Modells verletzt.

3. Zwar ist der Erwartungswert des dichotomen Fehlerterms  $\epsilon_i$  0, doch ist die

<sup>1</sup> Vgl. Greene, William (2003): Economic Analysis, Prentice-Hall, Seite. 665 ff.

<sup>2</sup> Verteilung einer dichotomen Zufallsvariable, die mit der Wahrscheinlichkeit des Parameters  $p$  den Wert 1 annimmt.

Varianz heteroskedastisch:

$$\begin{aligned}
 E(\epsilon_i) &= \sum_{i=1}^N \epsilon_i \cdot p(\epsilon_i) \\
 &= (1 - \pi_i) \cdot \pi_i + (-\pi_i) \cdot (1 - \pi_i) \\
 &= 0
 \end{aligned} \tag{2.7}$$

$$\begin{aligned}
 V(\epsilon_i) &= \sum_{i=1}^N (\epsilon_i - E(\epsilon_i))^2 \cdot p(\epsilon_i) \\
 &= (1 - \pi_i)^2 \cdot \pi_i + (-\pi_i)^2 \cdot (1 - \pi_i) \\
 &= \pi_i \cdot (1 - \pi_i)
 \end{aligned} \tag{2.8}$$

Es ist also auch die Annahme der homoskedastischen Störterme verletzt.

Aufgrund der hier aufgeführten Charakteristika ist es nicht angemessen, bei einer dichotomen response-Variablen ein lineares Modell zu rechnen, so dass in diesem Fall die geschätzten Werte der bedingten Wahrscheinlichkeit  $\hat{\pi}_i$  nicht wie im klassischen Regressionsmodell über die Linearkombination  $X_i^T \hat{\beta}$  berechnet werden können.

Dies leitet über zur Konzeption des Logit-Modells, welches zur Klasse der verallgemeinerten linearen Modelle zählt.

## 2.2 Formulierung des Logit Modells

Da die als abhängige Variable modellierte bedingte Wahrscheinlichkeit  $\pi_i$  per Definition nur Werte im  $[0,1]$ -Intervall annehmen darf, die Linearkombination  $X_i^T \beta$  jedoch theoretisch Werte zwischen  $-\infty$  und  $+\infty$  annehmen kann, ist es naheliegend, diese Linearkombination einer Transformation zu unterziehen. Die Transformationsfunktion sollte die folgenden Eigenschaften aufweisen:

$$\begin{aligned}
 F(-\infty) &= 0 \quad \text{und} \quad F(\infty) = 1, \\
 f(x) &= F'(x) > 0.
 \end{aligned} \tag{2.9}$$

Diese Eigenschaften sind bei Verteilungsfunktionen von Wahrscheinlichkeitsdichten gegeben.

Im Falle des Logit-Modells wird als Transformationsfunktion die logistische Ver-

teilungsfunktion herangezogen:

$$F(\eta_i) = \frac{e^{\eta_i}}{1 + e^{\eta_i}} \quad (2.10)$$

so dass

$$F(\eta_i) = F(X_i^T \beta) = \frac{e^{X_i^T \beta}}{1 + e^{X_i^T \beta}} = \pi_i. \quad (2.11)$$

resultiert. Somit sind die bedingten zu schätzenden Wahrscheinlichkeiten  $\pi_i$  eine nichtlineare Funktion der erklärenden Variablen, deren Werte aufgrund der Eigenschaften der logistischen Verteilungsfunktion immer in dem  $[0,1]$ -Intervall liegen. Löst man obige Gleichung 2.11 nach  $X_i^T \beta$  auf, ergibt sich:

$$X_i^T \beta = \log\left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}\right) = g(\pi_i). \quad (2.12)$$

Diese Funktion  $\log\left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}\right)$  ist die Inverse der logistischen Verteilungsfunktion und wird auch Linkfunktion genannt, da sie die Linearkombination  $X_i^T \beta$  mit den zu schätzenden Werten der bedingten Wahrscheinlichkeit  $\pi_i$  verknüpft. Sie wird auch als Logit-Funktion bezeichnet, wobei die Logits die logarithmierten Chancen<sup>3</sup> sind.

Die Modellierung des Erwartungswertes der response-Variable unter Zuhilfenahme einer Linkfunktion ist eine Komponente der verallgemeinerten linearen Modelle.

Ein weiterer Aspekt dieser Modellklasse ist, dass die response-Variable eine Verteilung aufweist, die zur Familie der exponentiellen Verteilungen zählt. Dies ist im Fall einer Bernoulli-Verteilung gegeben.

Da die resultierenden Gleichungssysteme für die  $\hat{\beta}_k$  nichtlinear sind, werden sie mit Maximum-Likelihood-Verfahren iterativ gelöst.

Aufgrund des nichtlinearen Zusammenhangs zwischen der geschätzten bedingten Wahrscheinlichkeit  $\pi_i$  und  $X_i^T \beta$  (siehe Gleichung 2.11) sind die geschätzten Koeffizienten  $\hat{\beta}_i$  nicht so einfach wie im linearen Regressionsmodell zu interpretieren.

Im Logit-Modell gibt der Koeffizient  $\hat{\beta}_i$  an, wie sich die Logits verändern (siehe Gleichung 2.12), wenn sich die exogene Variable um eine Einheit erhöht, bzw. eine andere Kategorie als die Referenzkategorie annimmt. In Hinsicht auf die Erfolgswahrscheinlichkeit  $\pi_i$  können die Koeffizienten  $\hat{\beta}_k$  nur bezüglich der Richtung (Vorzeichen) interpretiert werden, in die die exogene Variable die Erfolgswahrscheinlichkeit beeinflusst, nicht aber hinsichtlich der Stärke des Zusammenhangs.

Diesbezüglich können jedoch die Odds Ratios (Verhältnis zweier Chancen) inter-

<sup>3</sup> Verhältnis der Erfolgswahrscheinlichkeit  $\pi_i$  zur Nichterfolgswahrscheinlichkeit  $1 - \pi_i$ .

## 2 Theoretischer Hintergrund

pretiert werden, welche gleichbedeutend mit dem Wert  $e^{\hat{\beta}_k}$  sind. Der Wert  $e^{\hat{\beta}_k}$  gibt den Faktor an, um welchen sich die Chance erhöht bzw. verringert, wenn die erklärende Variable um eine Einheit steigt, beziehungsweise eine andere Kategorie als die Referenzkategorie annimmt.

# 3 Daten und Methode

## 3.1 Der Datensatz

Der dieser Arbeit zugrunde liegende Datensatz ist das am DIW Berlin angesiedelte Sozio-oekonomische Panel (SOEP)<sup>1</sup>. Diese seit 1984 jährlich durchgeführte Wiederholungsbefragung ist repräsentativ für die deutsche Wohnbevölkerung und enthält vielfältige Informationen sowohl auf Personen- als auch auf Haushaltsebene. Im Rahmen dieser Arbeit wird die Welle 2002 untersucht. Es gehen alle Personen ab dem Alter von 16 Jahren in die Analyse ein, für die ein gültiges Personeninterview für das Jahr 2002 vorliegt, deren verfügbares Haushaltseinkommen positiv ist und die die Frage zur Lebenszufriedenheit beantwortet haben. Es resultiert ein Stichprobenumfang von  $N = 21\,099$ .

## 3.2 Die abhängige Variable

Die interessierende latente Variable “allgemeine Lebenszufriedenheit” wird mit der Frage “Wie zufrieden sind Sie gegenwärtig, alles in allem, mit Ihrem Leben?” auf einer 11-stufigen Skala (0-10) erfasst. Der Zusammenhang zwischen dem latenten Konstrukt “Lebenszufriedenheit” ( $Z^*$ ) und den Ausprägungen der beobachtbaren Antworten auf die gestellte Frage ( $Z$ ) lässt sich wie folgt formalisieren:

$$z_i = \begin{cases} 0 & \text{,wenn } -\infty \leq z_i^* < \tau_1 \\ \vdots & \\ 5 & \text{,wenn } \tau_5 \leq z_i^* < \tau_6 \\ \vdots & \\ 10 & \text{,wenn } \tau_{10} \leq z_i^* < +\infty \end{cases} \quad (3.1)$$

<sup>1</sup> Vgl. SOEP Group: The German Socio-Economic Panel (GSOEP) after more than 15 years - Overview. In: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Heft 1/2001 oder [www.diw.de/soep](http://www.diw.de/soep) (Stand: 7.11.04).

Hierbei sind die  $\tau_m$  als Schwellenwerte der zugrunde liegenden kontinuierlichen latenten Variable anzusehen. Beispielsweise entscheidet sich eine Person für die Antwortkategorie 9, wenn ihre Zufriedenheit größer gleich dem Schwellenwert  $\tau_9$  und kleiner als dem Schwellenwert  $\tau_{10}$  ist.

Die Verteilung der beobachtbaren Variable Z zeigt die folgende Abbildung:

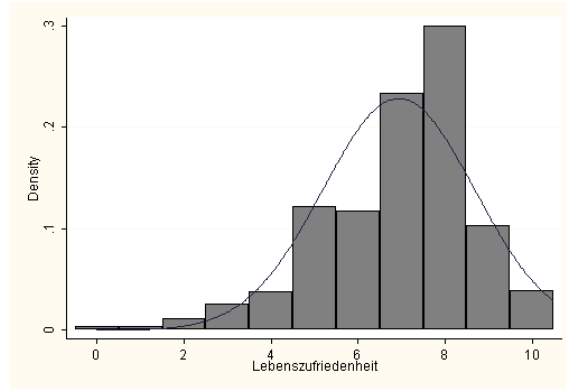


Abbildung 3.1: Histogramm Lebenszufriedenheit

Wie man sieht, weist diese ordinal skalierte Variable eine stark rechtsgipflige Verteilung auf, weswegen die Annahme der Normalverteilung unangemessen scheint.

Da die entsprechende Variable im ALLBUS zum einen anders operationalisiert wird (“Wie glücklich sind Sie alles in allem im Leben?”) und zum anderen auf einer nur 7-stufigen Skala erfasst wird, sind diese Variablen in ihrer Originalform schlecht direkt vergleichbar.

Um die den hier vorliegenden Berechnungen zugrunde liegende Variable Z dennoch möglichst angemessen mit der ALLBUS-Variablen vergleichen zu können, werden beide Variablen mittels eines Median-Split in dichotome Variablen Y rekodiert. Der damit einhergehende Informationsverlust wird zugunsten der Vergleichbarkeit in Kauf genommen.

Der Median, der die Verteilung in zwei Teile zu 50 % teilt, ist ein robuster Lage-Parameter, das heißt er misst den “mittleren Wert”, anders als zum Beispiel der Mittelwert, unbeeinflusst von etwaigen Ausreißern und scheint somit hier am angemessensten.

Konkret erhalten alle Personen auf der neu generierten response-Variablen Y (“Hohe Lebenszufriedenheit”) den Wert 1, wenn sie auf der ursprünglichen Skala einen



Wert angegeben haben, der oberhalb des Medians liegt:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{,wenn } z_i > z_{0.5} \quad \text{,d.h. } z_i \in [8, 10] \\ 0 & \text{,wenn } z_i \leq z_{0.5} \quad \text{,d.h. } z_i \in [0, 7] \end{cases} \quad (3.2)$$

Da der Median hier bei 7 liegt, sind dies alle Personen, die auf der originalen Lebenszufriedenheitsskala die Werte 8, 9 oder 10 gewählt haben. Allen anderen Personen wird der Wert 0 zugeordnet. Somit resultiert die dichotome response-Variable “Hohe Lebenszufriedenheit”, auf der 44,27 Prozent der Personen der Wert 1 zugeordnet wird.

### 3.3 Die erklärenden Variablen

Als erklärende Variablen werden zusätzlich zu Geschlecht und Alter weitere soziodemographische Indikatoren zu Bildung, Einkommen, Erwerbsstatus, Wohnregion, Staatsangehörigkeit und Familienstand mitaufgenommen. Dies sind:

- das verfügbare Jahreshaushaltseinkommen<sup>2</sup> in 1000 Euro,
- der Erwerbsstatus mit den Kategorien Vollzeit (Referenzkategorie), Teilzeit, in Ausbildung, andere geringfügige Erwerbstätigkeit und nicht erwerbstätig,
- ein Indikator für eine derzeitige Arbeitslosigkeit,
- ein Indikator für das Vorhandensein eines Berufsabschlusses,
- ein Indikator für das Vorhandensein eines Hochschulabschlusses,
- das Erhebungsgebiet aufgeteilt in Ost- und Westdeutschland,
- der Regionstyp der Wohnregion mit den Kategorien Verdichtungsraum (Referenzkategorie), Verdichtungsansatz und ländlich,
- die Nationalität, aufgeteilt in deutsch (Referenzkategorie), EU-Bürger und sonstige Nationalität,
- das Vorhandensein von Kindern unter 21 Jahren im Haushalt und

---

<sup>2</sup> Gewichtet nach der neuen OECD-Skala, d.h. die erste Person im Haushalt erhält ein Gewicht von 1 und alle weiteren ein Gewicht von 0,5. Kinder erhalten ein Gewicht von 0,3.

- der Familienstand mit den Kategorien verheiratet zusammenlebend (Referenzkategorie), getrennt lebend oder geschieden, ledig und verwitwet.

Außerdem interessiert insbesondere der Einfluss der Variablen zur Perzeption der allgemeinen wirtschaftlichen Lage:

- Sorgen hinsichtlich der wirtschaftlichen Entwicklung mit den Kategorien keine, einige und große Sorgen (Referenzkategorie).

Deskriptive Statistiken aller verwendeten Variablen enthält die Tabelle 7.1 des Anhangs.

### 3.4 Bivariate Analysen

Einige ausgewählte bivariate Zusammenhänge werden hier mittels Balkendiagrammen graphisch dargestellt. Hierfür wurden die nicht diskret vorliegenden Variablen Haushaltseinkommen und Alter klassiert. Das Alter wurde in 6 Kategorien aufgeteilt und das Haushaltseinkommen in Einkommensquintile rekodiert. Die folgenden Balkendiagramme zeigen die Verteilung der Zielvariablen “Hohe Lebenszufriedenheit” in Abhängigkeit von den erklärenden Variablen Alter (klassiert), Einkommen (in Quintilen), Familienstand und der Perzeption der Wirtschaftslage:

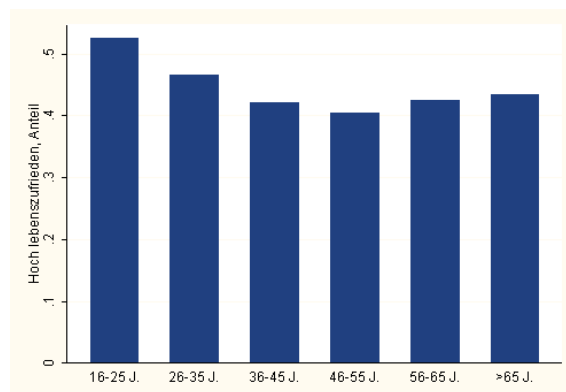


Abbildung 3.2: Lebenszufriedenheit über Altersklassen

Wie Abbildung 3.2 zeigt, scheint es einen Zusammenhang zwischen dem Alter und der Lebenszufriedenheit dahingehend zu geben, dass Personen bis zu einem Alter von etwa 50 Jahren mit steigendem Alter seltener angeben, hoch lebenszufrieden zu sein. Personen im Alter von 16 bis 25 Jahre geben am häufigsten an, hoch lebenszufrieden zu sein. Es scheint aber auch einen Trend dahingehend zu geben, dass die Lebenszufriedenheit ab einem Alter von 50 Jahren wieder etwas ansteigt.

### 3 Daten und Methode

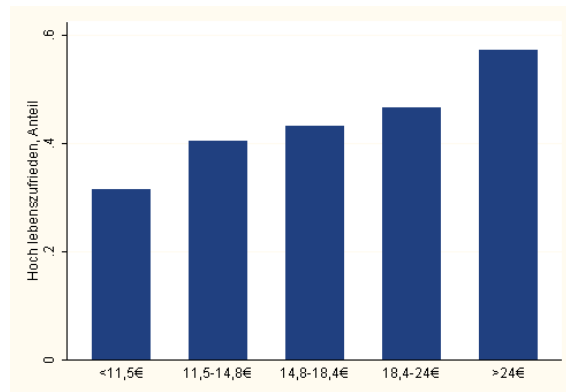


Abbildung 3.3: Lebenszufriedenheit über Einkommensklassen (in 1000 Euro)

Auch scheint die Lebenszufriedenheit mit steigendem Einkommen höher zu sein, wie auf Abbildung 3.3 zu sehen ist. Insbesondere Personen mit einem Einkommen im höchsten Quintil geben häufig an, sehr zufrieden mit ihrem Leben zu sein.

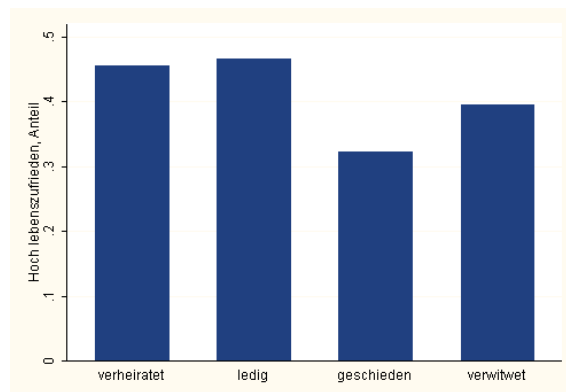


Abbildung 3.4: Lebenszufriedenheit über Familienstand

Hinsichtlich des Familienstandes deutet das Balkendiagramm 3.4 darauf hin, dass verheiratete und ledige Personen am zufriedensten sind, während geschiedene Personen am unzufriedensten sind.

Das Schaubild 3.5 zur Perzeption der Wirtschaftslage zeigt, dass Personen umso zufriedener sind, je weniger Sorgen sie sich hinsichtlich der wirtschaftlichen Entwicklung machen.

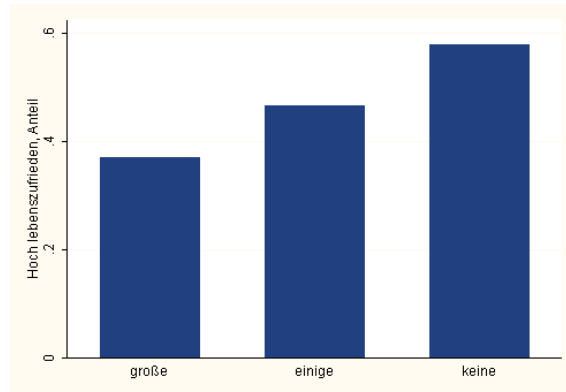


Abbildung 3.5: Lebenszufriedenheit über Sorgen hinsichtl. Wirtschaftslage

Für eine statistische bivariate Zusammenhangsanalyse zwischen der response-Variable und allen erklärenden Variablen wurde der  $\chi^2$ -Unabhängigkeitstests durchgeführt. Da der Stichprobenumfang sehr groß ist, wird keine der Approximationsbedingungen dieses Tests<sup>3</sup> verletzt. Für alle erklärenden Variablen außer dem Geschlecht wird die Nullhypothese auf Unabhängigkeit auf dem 0,05-Signifikanzniveau verworfen (vgl. Anhang: Tabellen 7.2, 7.3 und 7.4).

### 3.5 Das Modell

Da für alle Variablen außer dem Geschlecht die Überschreitungswahrscheinlichkeit des  $\chi^2$ -Unabhängigkeitstests kleiner als 0,01 ist, was für einen Zusammenhang mit der Lebenszufriedenheit spricht, scheint die Aufnahme dieser Variablen in das Modell sinnvoll.

Auch das Geschlecht wird als grundlegende Variable, die zudem die Effekte anderer erklärender Variablen auf die Lebenszufriedenheit beeinflussen könnte<sup>4</sup>, nicht eliminiert.

Es resultiert also folgendes zu schätzende Modell

$$P(z_i > z_{0.5}) = P(y_i = 1) = F(x_i^T \beta) = \frac{e^{x_i^T \beta}}{1 + e^{x_i^T \beta}} = \pi_i, \quad (3.3)$$

<sup>3</sup> Zum einen muss die erwartete Häufigkeit jeder Zelle der Kontingenztabelle größer als Null sein und zum anderen dürfen nicht mehr als 20% der Zellen eine erwartete Häufigkeit von kleiner als 5 aufweisen.

<sup>4</sup> Vgl. Campbell, A., Converse, P.E. und Rodgers, W.L. (1976): The Quality of American Life, New York, Russell Sage Foundation, Seite 841.

### 3 Daten und Methode

wobei  $z_i$  für den Wert einer Person auf der originalen Lebenszufriedenheitsskala und  $z_{0.5}$  für den Median dieser Skala steht,  $y_i$  für den Wert der dichotomen Variable zur Lebenszufriedenheit steht und der Vektor  $x_i^T$  für jede Beobachtung die Werte aller oben genannten exogenen Variablen enthält.

Ob sich die gefundenen bivariaten Zusammenhänge auch in dem multivariaten Modell wiederfinden, zeigt das nächste Kapitel.

# 4 Ergebnisse

## 4.1 Die Effekte der exogenen Variablen

Alle hier erwähnten Odds Ratios sind folgender Tabelle 4.1 zu entnehmen. Die Koeffizienten der erklärenden Variablen sind der Tabelle 7.5 des Anhangs zu entnehmen.

Tabelle 4.1: Odds Ratios des Logit-Modells

Variable	OR	Std. Err.	z	P >  z
Geschlecht	1,0112	0,0325	0,35	0,7300
Alter	0,9888	0,0015	-7,51	0,0000
HH-Einkommen (in 1000)	1,0262	0,0017	15,20	0,0000
Kinder im HH	0,9916	0,0374	-0,22	0,8230
ledig	0,8693	0,0427	-2,85	0,0040
getrennt	0,6126	0,0354	-8,49	0,0000
verwitwet	0,9689	0,0636	-0,48	0,6300
Westdt.	1,7366	0,0638	15,03	0,0000
Verd.ansatz	0,9634	0,0309	-1,16	0,2450
ländlich	1,0250	0,0470	0,54	0,5910
Berufsabschluss	1,1374	0,0451	3,25	0,0010
Hochschulabschluss	1,1505	0,0484	3,33	0,0010
EU-Bürger	1,1024	0,0906	1,19	0,2350
sonst. Nationalität	0,6162	0,0429	-6,95	0,0000
teilzeit erw.	1,1604	0,0645	2,68	0,0070
in Ausbildung	1,2334	0,1131	2,29	0,0220
geringfügig erw.	1,0634	0,0785	0,83	0,4050
nicht erw.	1,2585	0,0522	5,54	0,0000
arbeitslos	0,3565	0,0276	-13,32	0,0000
einige Sorgen	1,3349	0,0431	8,95	0,0000
keine Sorgen	2,1654	0,1201	13,93	0,0000

## 4 Ergebnisse

Wie aufgrund der bivariaten Analyse zu erwarten war, unterscheiden sich Männer und Frauen nicht hinsichtlich ihrer Lebenszufriedenheit<sup>1</sup>.

Bezüglich des Alters findet sich ein hochsignifikanter ( $p < 0.001$ ) wenn auch geringer Effekt dahingehend, dass Personen mit steigendem Alter seltener hoch lebenszufrieden sind<sup>2</sup>. Das könnte daran liegen, dass dies Personen sind, die öfter gesundheitlich beeinträchtigt sind, oder aber auch daran, dass die Lebensqualität für ältere Menschen in Deutschland nicht so hoch ist. Jedenfalls sinkt die Chance, überdurchschnittlich lebenszufrieden zu sein, laut Modell pro Jahr um den Faktor 0,99.

Das Haushaltseinkommen hat wie erwartet einen hochsignifikanten positiven Effekt auf das individuelle Wohlbefinden ( $p < 0.001$ ). Pro zusätzliche 1000 Euro erhöht sich die Wahrscheinlichkeit hoch lebenszufrieden zu sein im Vergleich dazu, nicht hoch lebenszufrieden zu sein um den Faktor 1,03. Wie man sieht, ist der Effekt von Einkommen auf die Lebenszufriedenheit dennoch recht gering<sup>3</sup>. Geld allein macht wohl wirklich nicht glücklich<sup>4</sup>.

Auch hinsichtlich des Familienstandes finden sich die erwarteten Effekte: Im Vergleich zur Referenzkategorie der verheiratet Zusammenlebenden sind sowohl ledige Personen ( $p < 0.01$ ) als auch insbesondere geschiedene oder getrennt lebende Personen signifikant weniger lebenszufrieden ( $p < 0.001$ ). Für letztere Personengruppe sinkt die Chance überdurchschnittlich zufrieden mit dem Leben zu sein im Vergleich zu der Gruppe der Verheirateten (Referenzkategorie) um den Faktor 0,61. Das heißt, dass die Getrenntlebenden nur ungefähr halb so oft hoch zufrieden sind wie Verheiratete. Bei den ledigen Personen ist die Chance, überdurchschnittlich lebenszufrieden zu sein immer noch 0,87 mal geringer als bei verheirateten Personen. Hier ist anzumerken, dass ledige Personen in den bivariaten Analysen die zufriedenssten sind. Unter der Kontrolle weiterer Variablen wie Alter und Erwerbsstatus zeigt sich jedoch, dass diese Personen, die häufig jung sind und sich noch in Ausbildung befinden, was sich beides positiv auf die Lebenszufriedenheit auswirkt, im Vergleich zu Verheirateten seltener hoch lebenszufrieden sind. Verwitwete unterscheiden sich laut diesem Modell dagegen nicht von den Verheirateten.

---

<sup>1</sup> Vgl. Robinson, J. und Shaver, P.R. (1973).

<sup>2</sup> Vgl. Blanchflower, D.G. und Oswald, A.J. (1996).

<sup>3</sup> Vgl. Diener, E. und Seligman, M.E.P. (2004).

<sup>4</sup> Vgl. Easterlin, Richard A. (1974): Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence, in Paul A. David and Melvin W. Reder (hg.): Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz, Academic Press, New York und London, Seite 89-125.

## 4 Ergebnisse

Die Tatsache, ob sich Kinder im Haushalt befinden, hat in diesem Modell keinen Effekt auf das individuelle Wohlbefinden.

Einen großen Effekt auf die Lebenszufriedenheit weist das Erhebungsgebiet auf: Menschen, die in Westdeutschland leben, haben im Vergleich zu den in Ostdeutschland lebenden Personen eine 1,74-fach höhere Chance hoch lebenszufrieden zu sein ( $p < 0.001$ ). Dies könnte an schlechteren Lebensbedingungen in den neuen Bundesländern liegen. Hierzu muss angemerkt werden, dass in dem Modell zwar für derzeitige Arbeitslosigkeit kontrolliert wird, dennoch kann sich eine hohe Arbeitslosenquote wie in den neuen Bundesländern zusätzlich dahingehend negativ auf die Lebenszufriedenheit auswirken, dass sie zu erhöhter Unsicherheit und Zukunftsängsten führt.

Für die Variablen zur Wohnregion kann hier kein Effekt gefunden werden. Es scheint sich also nicht in Unterschieden in der Lebenszufriedenheit niederzuschlagen, ob Menschen in der Stadt leben, im Verdichtungsansatz oder in einer ländlichen Region.

Hinsichtlich des Bildungsniveaus wird erfasst, ob Personen keinen Abschluss aufweisen (Referenzkategorie), einen Berufsabschluss haben oder sogar ein Hochschulstudium abgeschlossen haben. Beide Ausprägungen weisen im Vergleich zur Referenzkategorie einen positiven Effekt auf das allgemeine Wohlbefinden auf: So haben hier Personen mit einem Berufsabschluss eine um das 1,14-fache erhöhte Chance überdurchschnittlich lebenszufrieden zu sein im Vergleich zu Personen ohne Abschluss ( $p < 0.01$ ). Personen, die einen Hochschulabschluss haben, haben eine 1,15 mal höhere Chance, einen hohen Wert auf der Lebenszufriedenheitsskala anzugeben, als Personen ohne Abschluss ( $p < 0.01$ ). Diese Ergebnisse könnten darauf hinweisen, dass ein Berufsabschluss in unserer heutigen Gesellschaft viele wichtige Schlüsselfunktionen innehält, beispielsweise was den sozialen Status betrifft, und sich dahingehend auf das individuelle Wohlbefinden auswirkt. Interessant ist, dass sich hohe Bildung (Vorhandensein eines Hochschulabschlusses) nicht auf ein weiteres Ansteigen der Lebenszufriedenheit auswirkt.

Auch hinsichtlich der Nationalität zeigen sich interessante Effekte: Zwischen Deutschen und in Deutschland lebenden EU-Bürgern scheint es keinen Unterschied in der Lebenszufriedenheit zu geben. Andere in Deutschland lebende Ausländer haben dagegen eine um das 0,62-fache geringere Chance, mit ihrem Leben sehr zufrieden zu sein, als Deutsche ( $p < 0.001$ ). Die Erklärung hierfür könnte sein, dass Ausländer aus nicht-europäischen Ländern häufig den niedrigeren sozialen Schichten angehören,



## 4 Ergebnisse

was aber für in Deutschland lebende EU-Bürger nicht der Fall ist.

Für die verschiedenen Kategorien des Erwerbsstatus finden sich im Vergleich zur Referenzkategorie der Vollzeitbeschäftigten teilweise signifikante Effekte: Personen, die eine Teilzeit-Stelle innehaben, haben in diesem Modell eine um das 1,16-fache höhere Chance, sehr zufrieden zu sein, als Vollzeitbeschäftigte ( $p < 0.01$ ). Auch sich noch in Ausbildung befindende Personen sind zufriedener, und zwar erhöht sich hier die Chance um das 1,23-fache ( $p < 0.05$ ). Für geringfügig Erwerbstätige zeigt sich kein Effekt, aber Nicht-Erwerbstätige haben hier eine um das 1,26-fache höhere Chance sehr zufrieden zu sein im Vergleich zu den Vollzeitbeschäftigten ( $p < 0.001$ ). Diese Ergebnisse zeigen, dass nicht erwerbstätige Personen und sich noch in Ausbildung befindende Personen am zufriedensten sind, gefolgt von den Teilzeiterwerbstätigen. Weniger zufrieden sind dagegen sowohl Vollzeiterwerbstätige als auch nur geringfügig Beschäftigte.

Den größten Effekt auf die Lebenszufriedenheit hat in diesem Modell die Arbeitslosigkeit: Arbeitslose Personen haben eine um das 0,36-fache geringere Chance sehr zufrieden zu sein im Vergleich zu nicht arbeitslosen Personen<sup>5</sup>.

Die insbesondere interessierende Variable zur Perzeption der wirtschaftlichen Lage weist sehr große Effekte auf die Lebenszufriedenheit auf: So haben Personen, die sich nur einige Sorgen über die gesamtwirtschaftliche Entwicklung machen im Vergleich zu denen, die sich diesbezüglich große Sorgen machen, eine um das 1,36-fache höhere Chance, sehr zufrieden mit ihrem Leben zu sein ( $p < 0.001$ ). Personen, die sich überhaupt keine Sorgen machen, haben sogar eine um das 2,23-fache höhere Chance hoch zufrieden zu sein als Personen, die sich große Sorgen über die wirtschaftliche Entwicklung machen ( $p < 0.001$ ). Die hier vorgefundenen Ergebnisse weisen darauf hin, wie stark sich die subjektive Wahrnehmung der wirtschaftlichen Lage der Bürger auf das Wohlbefinden dieser Personen auswirkt. Es kann jedoch auch der Fall sein, dass Personen, die aufgrund individueller Eigenschaften und einer eher pessimistischen Einstellung sowohl eher dazu neigen, sich Sorgen zu machen als auch weniger zufrieden mit ihrem Leben sind. Dennoch sprechen die Ergebnisse für einen Zusammenhang zwischen der Perzeption der konjunkturellen Lage in Deutschland und dem subjektiven Wohlbefinden der Bürger.

---

<sup>5</sup> Vgl. Winkelmann, L. und Winkelmann, R. (1998).

## 4.2 Die Güte der Anpassung

Um zu überprüfen, ob sich das Modell hinreichend gut an die Daten anpasst, wird ein Hosmer-Lemeshow Goodness-of-fit Test<sup>6</sup> durchgeführt. Hierfür werden die nach den durch das Modell hervorgesagten Wahrscheinlichkeiten geordneten Daten in etwa gleich große Gruppen aufgeteilt. Für diese Gruppen werden die Abweichungen zwischen den vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten und den tatsächlich beobachteten Erfolgen berechnet. Der resultierende Wert ist  $\chi^2$ -verteilt. Die Nullhypothese auf eine gute Anpassung des Modells an die Daten wird für zu hohe Testwerte, was für große Abweichungen zwischen beobachteten und geschätzten Werten spricht, verworfen<sup>7</sup>.

Mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von 0,6707 wird die Nullhypothese beibehalten, was bedeutet, dass das Modell die tatsächlich beobachteten Ausprägungen der abhängigen Variable hinreichend gut erklärt.

---

<sup>6</sup> Vgl. Hosmer, D.W. und Lemeshow, S. (1989): Applied Logistic Regression, Wiley, New York 1998.

<sup>7</sup> Vgl. Kohler, U. und Kreuter, F.: Datenanalyse mit Stata, Oldenbourg, München/Wien 1998, S.276.

## 5 Vergleich mit der ALLBUS-Analyse

Ein weiteres Ziel dieser Arbeit war es, herauszufinden, ob eine Analyse der selben Fragestellung anhand unterschiedlicher Datensätze vergleichbare Ergebnisse liefert. Dies wurde an Hand der Fragestellung nach dem Zusammenhang zwischen der Einschätzung der Wirtschaftslage und weiteren sozio-ökonomischer Indikatoren und der Lebenszufriedenheit mittels Daten aus dem ALLBUS und dem SOEP untersucht.

Schon in der Operationalisierung ergaben sich einige Probleme, da sich bei einigen Variablen die Art der Fragestellung und die Skalierung in den beiden Datensätzen voneinander unterscheiden. Damit es möglich ist, nach den einzelnen Analysen einen Vergleich der Ergebnisse vorzunehmen, wurde versucht, die Variablen mittels geeigneter Methoden weitgehend vergleichbar zu machen:

Die response-Variable wurde mittels eines Mediansplits in eine dichotome Variable übergeführt und die abhängigen Variablen wurden so gewählt und kodiert, dass sie eine größtmögliche Ähnlichkeit aufweisen.

Unterschiede gibt es noch in der Variable zur Einschätzung der Wirtschaftslage, die sich im ALLBUS auf die persönliche Wirtschaftslage bezieht, im SOEP-Modell jedoch auf die allgemeine Wirtschaftslage.

Unterschiedlich erfasst wurde auch die Variable zum Vorhandensein von Kindern: Im SOEP-Modell misst diese Variable, ob Kinder unter 21 Jahren im Haushalt vorhanden sind, im ALLBUS-Modell misst diese Variable das Vorhandensein von Kindern im Allgemeinen.

Im SOEP-Modell geht zusätzlich zum Vorhandensein eines Hochschulabschlusses auch die Information über das Vorhandensein eines Berufsabschlusses ein: Diese Kategorie fehlt jedoch im ALLBUS-Modell.

Trotz der genannten Unterschiede zeigen die vorliegenden Untersuchungen, dass die beiden Analysen zu sehr ähnlichen Ergebnissen führen:

Die Einschätzung der Wirtschaftslage hat in beiden Fällen hohe signifikante Effekte auf die Lebenszufriedenheit, wobei nicht nur die Richtung, sondern auch die

Größe der Effekte so gut wie gleich ist.

Auch beim Alter gibt es in beiden Modellen signifikante Effekte auf die Lebenszufriedenheit, die sich in Richtung und Größe entsprechen.

Selbiges gilt auch für den Effekt der Arbeitslosigkeit auf die Lebenszufriedenheit.

Bei der Untersuchung des Einflusses des Familienstandes zeigen sich in beiden Modellen Effekte, die jedoch zum Teil unterschiedlich sind: In beiden Modellen sind getrennt lebende oder geschiedene Personen weniger lebenszufrieden als verheiratete. Im ALLBUS-Modell kann man denselben Effekt auch bei verwitweten Menschen beobachten, welcher sich aber nicht im SOEP-Modell findet. Hier aber ist der Effekt zu beobachten, dass ledige Personen signifikant weniger zufrieden sind als verheiratete, was im ALLBUS-Modell wiederum nicht gefunden wird. Es ist jedoch zu erwähnen, dass alle Effekte, die in den Kategorien der Variable zum Familienstand gefunden wurden, ob signifikant oder nicht, zumindest in der Richtung übereinstimmen.

In beiden Modellen hat die Wohnregion und das Vorhandensein von Kindern keinen Einfluss auf die Lebenszufriedenheit.

Unterschiede zwischen den beiden Modellen gibt es auch beim Erhebungsgebiet, der Hochschulbildung und beim Einkommen: Hier konnten im SOEP-Modell signifikante Effekte gefunden werden, die sich im ALLBUS-Modell nicht zeigten.

Die Unterschiede bei der Variable zur Hochschulbildung kann man durch die unterschiedliche Bauweise der Variablen in den Modellen erklären: Im SOEP-Modell gehen in die eine Kategorie Personen mit Hochschulabschluss ein, in die Referenzkategorie Personen ohne jeglichen Bildungsabschluss. Im ALLBUS-Modell jedoch befinden sich in der Referenzkategorie die Personen, die keinen Hochschulabschluss haben, also auch solche mit Berufsabschluss.

Signifikante Effekte hatten im SOEP-Modell auch die Variablen, die in das ALLBUS-Modell nicht aufgenommen wurden: Die Nationalität, der Berufsabschluss und der Erwerbsstatus.

Auffallend beim Vergleich der beiden Modelle ist, dass das Modell mit der größeren Grundgesamtheit weitaus mehr signifikante Effekte aufweist als das kleinere Modell. Hier liegt es nahe zu vermuten, dass einige Effekte im kleineren Modell deswegen nicht aufgedeckt werden, da der Stichprobenumfang für das gerechnete Modell zu gering ist. Dies führt dazu, dass die Varianzen überschätzt werden und somit eigentlich signifikante Effekte nicht als solche erkannt werden. Außerdem ist es möglich, dass aufgrund geringer Zellbesetzungen bestimmter Ausprägungskombinationen die Effekte durch Ausreißer stärker beeinflusst und möglicherweise verzerrt werden.

## 5 Vergleich mit der ALLBUS-Analyse

Für eine Fragestellung mit relativ vielen Einflussgrößen wie der hier untersuchten scheint somit der SOEP der geeigneteren Datensatz zu sein, da hier aufgrund der grossen Fallzahl die beim ALLBUS auftretenden Probleme keine Rolle spielen.

Grundsätzlich jedoch liefern die beiden Personenbefragungen ähnliche Ergebnisse, weswegen die Frage, ob mit beiden Datensätzen eigentlich dasselbe gemessen wird, im Großen und Ganzen mit einem ja zu beantworten ist.

## 6 Zusammenfassung und Ausblick

Abschließend ist zu sagen, dass die hier vorgestellten Analysen dahingehend interessante Ergebnisse geliefert haben, dass zum Einen viele Effekte auf die Lebenszufriedenheit gefunden werden konnten. Zum Anderen zeigen sich die meisten dieser Effekte sowohl im SOEP- als auch im ALLBUS-Modell, was dafür spricht, dass sie als durchaus robust einzustufen sind. Diese Ergebnisse zeigen auch, dass beide Datensätze Charakteristiken der deutschen Wohnbevölkerung homogen erfassen, was für die Repräsentativität der Stichproben spricht.

Kritisch ist anzumerken, dass bei der Untersuchung bestimmter Einflussfaktoren auf die allgemeine Lebenszufriedenheit immer die Richtung der gefundenen Zusammenhänge fraglich ist. Die Kausalität könnte durchaus in der umgekehrten Richtung verlaufen, so dass beispielsweise sehr zufriedene Menschen höhere Einkommen erhalten<sup>1</sup> oder unzufriedene Menschen eher arbeitslos werden. Dieser Einwand gilt auch, wie schon erwähnt, beim Zusammenhang zwischen der Einschätzung der Wirtschaftslage und der allgemeinen Lebenszufriedenheit. Es soll aber dennoch noch einmal auf den sehr großen Zusammenhang zwischen diesen beiden Indikatoren in den vorgestellten Modellen hingewiesen werden.

Um die Frage der Kausalität hinsichtlich der Effekte zu beantworten, sollten die Zusammenhänge im Längsschnitt untersucht werden.

Es war Ziel dieser Arbeit, sich auf eine überschaubare Anzahl erklärender Variablen zu beschränken, die, wenn möglich, in beiden Datensätzen, SOEP und ALLBUS, vorhanden sind. Deswegen sind aber die hier aufgenommenen Indikatoren nur eine Auswahl von mit der Lebenszufriedenheit in Verbindung gebrachten Variablen. So könnte das Modell unter anderem mit Variablen zum Gesundheitsstatus oder sozialen Netzwerken erweitert werden. Hier könnten sich zusätzliche signifikante Effekte finden.

---

<sup>1</sup> Vgl. Diener, E. und Seligman, M.E.P. (2004).

# 7 Anhang

## 7 Anhang

Tabelle 7.1: Mittelwerte der verwendeten Variablen

Variable	Mittelwert / Anteil
hoch lebenszuf.	0,4427
niedrig lebenszuf.	0,5573
Männer	0,4797
Frauen	0,5203
Alter	46,5746
HH-Einkommen	19135,07
Kinder im HH	0,4406
keine Kinder im HH	0,5594
verheiratet	0,6094
ledig	0,2405
getrennt	0,0839
verwitwet	0,0662
Westdeutschland	0,7526
Ostdeutschland	0,2474
Verdichtungsraum	0,5143
Verdichtungsansatz	0,3544
ländlich	0,1313
kein Bildungsabschluss	0,0897
Berufsabschluss	0,7474
Hochschulabschluss	0,1629
deutsch	0,9132
EU-Bürger	0,0323
sonst. Nationalität	0,0545
vollzeit	0,4021
teilzeit	0,0950
Ausbildung	0,0308
geringfügig	0,0442
nicht erw.tätig	0,4279
grosse Sorgen	0,3359
einige Sorgen	0,5722
keine Sorgen	0,0919



Tabelle 7.2: Bivariate Analysen 1

Variable	Lebenszuf.=0	Lebenszuf.=1	gesamt
Einkommensquintile:			
1. Quintil	2.599	1.192	3.791
2. Quintil	2.422	1.640	4.062
3. Quintil	2.374	1.797	4.171
4. Quintil	2.330	2.027	4.357
5. Quintil	1.992	2.666	4.658
Total	11.717	9.322	21.039
Pearson chi2(4):	606,38	Pr = 0,000	
Geschlecht:			
Frau	6.120	4.858	10.978
Mann	5.638	4.483	10.121
Total	11.758	9.341	21.099
Pearson chi2(1):	0,0037	Pr = 0,951	
Alter, klassiert:			
16 bis 25 Jahre	1.307	1.452	2.759
25 bis 35 Jahre	1.871	1.634	3.505
35 bis 45 Jahre	2.651	1.931	4.582
45 bis 55 Jahre	2.080	1.417	3.497
55 bis 65 Jahre	1.895	1.401	3.296
älter als 65 Jahre	1.954	1.506	3.460
Total	11.758	9.341	21.099
Pearson chi2(5):	119,2147	Pr = 0,000	
Familienstand:			
verheiratet	6.999	5.857	12.856
3	2.714	2.360	5.074
4	1.199	571	1.770
5	846	551	1.397
Total	11.758	9.339	21.097
Pearson chi2(3):	135,6708	Pr = 0,000	

Tabelle 7.3: Bivariate Analysen 2

<b>Variable</b>	<b>Lebenszuf.=0</b>	<b>Lebenszuf.=1</b>	<b>gesamt</b>
Kinder im HH.			
nein	6.675	5.095	11.770
ja	5.042	4.227	9.269
Total	11.717	9.322	21.039
Pearson chi2(1):	11,2678	Pr = 0,001	
Erhebungsgebiet:			
Ostdt.	3.569	1.650	5.219
Westdt.	8.189	7.691	15.880
Total	11.758	9.341	21.099
Pearson chi2(1):	450,2527	Pr = 0,000	
Wohnregion:			
Verdichtungsraum	5.883	4.967	10.850
Verdichtungsansatz	4.263	3.215	7.478
ländlich	1.612	1.159	2.771
Total	11.758	9.341	21.099
Pearson chi2(2):	21,6640	Pr = 0,000	
Bildungsabschluss:			
kein Abschluss	3.010	2.240	5.250
Berufsabschluss	6.872	5.278	12.150
Hochschulabschluss	1.700	1.686	3.386
Total	11.582	9.204	20.786
Pearson chi2(2): 50,7249	Pr = 0,000		
Nationalität:			
deutsch	10.684	8.583	19.267
EU-Bürger	338	344	682
sonst. Nationalität	736	414	1.150
Total	11.758	9.341	21.099
Pearson chi2(2):	43,0040	Pr = 0,000	

Tabelle 7.4: Bivariate Analysen 3

Variable	Lebenszuf.=0	Lebenszuf.=1	gesamt
Erwerbsstatus:			
vollzeit	4.593	3.891	8.484
teilzeit	1.018	987	2.005
in Ausbildung	331	318	649
geringfügig	501	432	933
nicht erw.	5.315	3.713	9.028
Total	11.758	9.341	21.099
Pearson chi2(4):	72,2690	Pr = 0,000	
arbeitslos:			
nein	10.717	9.071	19.788
ja	1.041	269	1.310
Total	11.758	9.340	21.098
Pearson chi2(1):	318,9337	Pr = 0,000	
wirtschaftl. Lage:			
Grosse Sorgen	4.455	2.598	7.053
Einige Sorgen	6.430	5.585	12.015
Keine Sorgen	813	1.117	1.930
Total	11.698	9.300	20.998
Pearson chi2(2):	326,6507	Pr = 0,000	

Tabelle 7.5: Koeffizienten des Logit-Modells

<b>Variable</b>	<b>Coef.</b>	<b>Std. Err.</b>	<b>z</b>	<b>P &gt;  z </b>
Geschlecht	0,0111	0,0321	0,35	0,7300
Alter	-0,0113	0,0015	-7,51	0,0000
HH-Einkommen (in 1000)	0,0259	0,0017	15,20	0,0000
Kinder im HH	-0,0084	0,0378	-0,22	0,8230
ledig	-0,1401	0,0491	-2,85	0,0040
getrennt	-0,4900	0,0577	-8,49	0,0000
verwitwet	-0,0316	0,0656	-0,48	0,6300
Westdt.	0,5520	0,0367	15,03	0,0000
Verd.ansatz	-0,0372	0,0321	-1,16	0,2450
ländlich	0,0247	0,0459	0,54	0,5910
Berufsabschluss	0,1287	0,0396	3,25	0,0010
Hochschulabschluss	0,1402	0,0421	3,33	0,0010
EU-Bürger	0,0975	0,0821	1,19	0,2350
sonst. Nationalität	-0,4841	0,0696	-6,95	0,0000
teilzeit erw.	0,1488	0,0556	2,68	0,0070
in Ausbildung	0,2098	0,0917	2,29	0,0220
geringfügig erw.	0,0614	0,0739	0,83	0,4050
nicht erw.	0,2299	0,0415	5,54	0,0000
arbeitslos	-1,0314	0,0774	-13,32	0,0000
einige Sorgen	0,2888	0,0323	8,95	0,0000
keine Sorgen	0,7726	0,0554	13,93	0,0000
Konstante	-0,9406	0,1058	-8,89	0,0000

# Literaturverzeichnis

- [1] Blanchflower, D.G. and Oswald, A.J.: *The Rising Well-Being of the Young* paper presented at an NBER Conference on Disadvantaged Youth, North Carolina, December 1996.
- [2] Campbell, A., Converse, P.E. und Rodgers, W.L.: *The Quality of American Life* Russell Sage Foundation, New York 1976.
- [3] David, Paul A. und Reeder, Melvin W.(Hg.): *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz.* Academic Press, New York und London 1974.
- [4] Diener, Ed und Suh, Eunkokk M.(Hg.): *Culture and Subjective Well-being* The MIT Press, London 2003.
- [5] Diener, Ed und Seligman, Martin E.P: *Beyond Money. Toward an Economy of Well-Being* American Psychological Society Journal, Volume 5 Number 1 2004.
- [6] Di Tella, Rafael, MacCulloch, Robert J. und Andrew J. Oswald: *How Do Macroeconomic Fluctuations Affect Happiness?* Mimeo, Harvard Business School, 1999.
- [7] Easterlin, Richard A.(Hg.): *Happiness in Economics* Edward Elgar Publishing, Cheltenham 2002.
- [8] Fernandez, R.M. und Kulik, J.C.: *A multilevel model of life satisfaction: Effects of individual characteristics and neighborhood composition* American Sociological Review, 46 (6), 1981.

- [9] Frey, Bernd S. und Stutzer, Alois: *Happiness and Economics. How the Economy and Institutions affect Human Well-Being*  
Princeton University Press, Princeton 2001.
- [10] Glatzer, Wolfgang und Zapf, Wolfgang (Hg.): *Lebensqualität in der Bundesrepublik. Objektive Lebensbedingungen und subjektives Wohlbefinden*  
Campus Verlag, Frankfurt/New York 1984.
- [11] Glatzer, Wolfgang, Habich, Roland und Klarl-Ulrich Maier(Hg.): *Sozialer Wandel und Gesellschaftliche Dauerbeobachtung. Festschrift für Wolfgang Zapf*  
Leske+Bundrich, Opladen Deutschland 2002.
- [12] Greene,William H.: *Econometric Analysis*  
Prentice-Hall, New Jersey 2003.
- [13] Horowitz, Joel L. und Savin, N. Eugene: *Binary response models: Logits, Probits and Semiparametrics*  
Journal of Economic Perspectives 15(4), 2001.
- [14] Hosmer, D.W. und Lemeshow, S.: *Applied Logistic Regression*  
Wiley, New York 1998.
- [15] Kohler, Ulrich und Kreuter, Frauke: *Datenanalyse mit STATA*  
Oldenbourg, München/Wien 1998.
- [16] Nussbaum, Martha und Sen, Amartya(Hg.): *The Quality of life*  
Clarendon Press, Oxford UK 1993.
- [17] Oswald, A.J.: *Happiness and economic performance*  
The Economic Journal 107, 1997.
- [18] Rönz, Bernd : *Generalisierte lineare Modelle*  
Berlin, 2001.
- [19] Robinson, J. P. und Shaver, P. R. (Hg.): *Measures of social psychological attitudes*  
Ann Arbor: Institute for Social Research, University of Michigan 1973.
- [20] Ronning, Gerd: *Mikroökonomie*  
Springer, Berlin 1991.

## Literaturverzeichnis

- [21] SOEP Group: *The German Socio-Economic Panel (GSOEP) after more than 15 years - Overview*  
Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Heft 1/2001.
- [22] Strack, Fritz, Argyle, Michael und Norbert Schwarz: *Subjective Well-being: An interdisciplinary perspective*  
Pergamon Press, New York USA 1991.
- [23] Winkelmann, L. and R. Winkelmann: *Why Are the Unemployed So Unhappy? Evidence from Panel Data*  
*Economica*, 65 (257), 1-15, 1998.