

# **Potsdamer Beiträge zur Sozialforschung**

**Nr. 19, Oktober 2003**

## **Die Dunkelziffer der Armut – Eine Analyse der Nichtinanspruchnahme von Sozialhilfe in Deutschland**

Lena Jacobi

Herausgeber: Prof. Dr. Dieter Holtmann

Lehrstuhl für Methoden der empirischen Sozialforschung

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

Universität Potsdam



# **Potsdamer Beiträge zur Sozialforschung**

**Nr. 19, Oktober 2003**

## **Die Dunkelziffer der Armut – Eine Analyse der Nicht- inanspruchnahme von Sozialhilfe in Deutschland**

**Lena Jacobi**

Herausgeber: Prof. Dr. Dieter Holtmann

Lehrstuhl für Methoden der empirischen Sozialforschung

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

Universität Potsdam

ISSN 1612-6602

## **Inhaltsverzeichnis**

I.	Einleitung.....	1
II.	Das Bundessozialhilfegesetz der Bundesrepublik.....	2
III.	Literaturüberblick: Nicht-Inanspruchnahme von Sozialhilfe in der Bundesrepublik .....	3
IV.	Hypothesen und Operationalisierung .....	6
V.	Daten und Sozialhilfeberechtigung .....	13
VI.	Das statistische Modell.....	20
VII.	Regressionsanalyse und Ergebnisse .....	21
VIII.	Zusammenfassung .....	37
	Literaturverzeichnis .....	40



## **I. Einleitung**

Die Sozialhilfe stellt in der Bundesrepublik Deutschland das letzte soziale Sicherungsnetz dar. Sie soll den Bürgern den im Grundgesetz verankerten Anspruch auf ein menschenwürdiges Leben materiell garantieren. Die Sozialhilfe ist wie auch andere Institutionen im deutschen Sozialstaat unter starken Reformdruck geraten. Für das Design erfolgreicher Reformen ist eine genaue Kenntnis darüber, wie Menschen mit denen vom Wohlfahrtsstaat gebotenen Leistungen umgehen, unerlässlich. Gegenstand dieser Arbeit ist der Umgang armer Menschen mit ihrem Anspruch auf Sozialhilfe. Ausgangspunkt ist das überraschende Ergebnis verschiedener Studien wonach die Mehrzahl aller Privathaushalte, die aufgrund ihrer materiellen Notlage über einen gesetzlichen Anspruch auf Sozialhilfe verfügen, darauf verzichten, diesen Anspruch geltend zu machen. Dies ist im Gegensatz zu der immer häufiger wiederkehrenden Thematik „Missbrauch von Sozialleistungen im Sozialstaat“ in Medien und Politik ein weitestgehend unbekanntes und unbeachtetes Phänomen. Es scheint auf den ersten Blick nicht begreiflich, warum Haushalte auf „geschenktes Geld“ verzichten. In der vorliegenden Arbeit soll Aufschluss über die Motivationen zum Verzicht auf Sozialhilfe gewonnen werden. Darüber hinaus soll der Wissensstand über Ausmaß und demographischen Struktur der Armut durch Nichtinanspruchnahme aktualisiert werden. Die Analyse basiert auf Daten aus dem Jahr 2001 des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung.

Die Arbeit ist wie folgt gegliedert. Das zweite Kapitel fasst die wichtigsten Merkmale des deutschen Bundessozialhilfegesetzes zusammen. Darauf folgt im dritten Kapitel ein kurzer Literaturüberblick zu Studien der Nichtinanspruchnahme in Deutschland und dem aktuellen Forschungsstand. Die Forschungshypothesen und deren Operationalisierung anhand der Daten des SOEP werden im vierten Kapitel vorgestellt. Das fünfte Kapitel beschreibt den verwendeten Datensatz. Das statistische Modell für die Regressionsanalyse wird im sechsten Kapitel vorgestellt. Im siebten Kapitel wird die Modellschätzung und deren Güte beschrieben und eine Interpretation der Ergebnisse in Hinblick auf die Motive der Nichtinanspruchnahme vorgenommen. Im letzten Kapitel werden die Ergebnisse zusammengefasst und der weitere Forschungsbedarf benannt.

## **II. Das Bundessozialhilfegesetz der Bundesrepublik**

Die Armenfürsorge erfüllt im deutschen Sozialstaat eine residuale Funktion. Sie gilt als allgemeines und universales Auffangnetz für all diejenigen, die durch die Maschen des Sozialversicherungsnetzes fallen. Der Großteil aller Sozialleistungen wird über die beitragsfinanzierten Sozialversicherungssysteme verteilt. Ansprüche an die Sozialversicherungskassen sind meist an Erwerbstätigkeit gekoppelt und zielen auf den Stuserhalt der Anspruchsberechtigten ab. Dem entgegen ist die Armenfürsorge steuerfinanziert und gewährt Ansprüche auf Basis von Bedürftigkeitsprüfungen. Ihre wesentliche Komponente ist das Bundessozialhilfegesetz (BSHG). Im Folgenden wird ein Überblick über die wichtigsten Merkmale und Inhalte des BSHG gegeben.

Mit dem BSHG sollte das oberste verfassungsrechtliche Prinzip, der Schutz der Menschenwürde und der individuellen Freiheit (Art. 1 Abs. 1, 2 Abs. 1 GG), materiell gewährleistet werden: Die Ermöglichung einer menschenwürdigen Lebensgestaltung wird im BSHG als dessen zentrales Anliegen formuliert (§ 1 Abs. 2 S. 1 BSHG). Das BSHG legt einen allgemeinen Rechtsanspruch auf fürsorgische Leistungen fest<sup>1</sup>.

Die Leistungen der Sozialhilfe untergliedern sich in die zwei Hilfearten „Hilfe zum Lebensunterhalt“ und „Hilfe in besonderen Lebenslagen“. Da sich die vorliegende Arbeit nur mit der Hilfe zum Lebensunterhalt befasst, soll Hilfe zum Lebensunterhalt im folgenden kurz mit dem Begriff „Sozialhilfe“ angesprochen werden. Mit der Sozialhilfe (Hilfe zum Lebensunterhalt) soll das Einkommen aller anspruchsberechtigten Haushalte auf das Niveau eines gesetzlich festgelegten Existenzminimum angehoben werden. Dieses Minimum stellt die so genannte „Bedarfsschwelle“ des Haushalts dar. Sie setzt sich aus den sogenannten laufenden Leistungen und einmaligen Leistungen zusammen. Die laufenden Leistungen berechnen sich aus Regelsätzen, Mehrbedarfzuschlägen und Leistungen zur Abdeckung der Kosten von Unterkunft und Heizung. Die Regelsätze sind je Bundesland einheitlich geregelt. Der Bedarf einer erwachsenen Person entspricht der vollständigen Höhe des Regelsatzes, der Bedarf weiterer Haushaltsangehöriger ist in Prozentsätzen dieses Regelsatzes festgelegt. Mehrbedarfzuschläge werden Personen gewährt, für die ein höherer Bedarf aufgrund bestimmter Merkmale angenommen wird (z. B. Alter, Schwangerschaft, Behinderung, etc.)

Für den Bezug von Sozialhilfe ist es grundsätzlich erforderlich, einen Antrag zu stellen. Im Gegensatz zu Sozialversicherungsleistungen, die schematisch nach der Vorlage gesetzlich geregelter Tatbestände gewährleistet werden, erfolgen Sozialhilfeleistungen erst nach der Bedürftigkeitsprüfung des Einzelfalls (§ 3 Abs. 1 BSHG). Gemäß dem Subsidiaritätsprinzip (§ 2 I BSHG) soll die Sozialhilfe nur dann gewährt werden, wenn der Unterhalt einer Person auf keine andere Art und Weise bestritten werden kann. Vorrangig müssen private Mittel, wie der Einsatz von Arbeitskraft, Ein-

kommen und Vermögen eingesetzt werden, bzw. müssen bestehende Ansprüche an Unterhaltspflichtige oder öffentliche Sozialhilfeleistungen eingelöst werden. Es besteht jedoch eine so genannte Vorleistungspflicht der Sozialhilfe, d. h. dass Sozialhilfe geleistet werden soll, wenn andere Ansprüche ausstehen, aber noch nicht realisiert wurden.

Im Rahmen der Bedürftigkeitsprüfung durch das Sozialamt muss das Individuum seine finanzielle Situation und Lebensverhältnisse vollständig offen legen. Für die Festsetzung des Bedarfs ist beispielsweise festzustellen, inwieweit die Haushaltsgemeinschaft gleichzeitig Bedarfsgemeinschaft darstellt, d. h. ob gemeinsam gewirtschaftet wird. Das Sozialamt ist dazu berechtigt, entsprechende Angaben durch Hausbesuche zu kontrollieren. Das BSHG legt dem Hilfeempfänger allgemeine Arbeitspflicht auf (§ 18 Abs. 1), bei fehlender Arbeitsbereitschaft verfällt der gesetzliche Anspruch auf Hilfe (§ 25 Abs. 1).

### **III. Literaturüberblick: Nicht-Inanspruchnahme von Sozialhilfe in der Bundesrepublik**

In diesem Kapitel werden Ergebnisse zum Ausmaß der Nicht-Inanspruchnahme, der Bevölkerungsstruktur der Nichtinanspruchnehmer sowie der Hintergründe der Nicht-Inanspruchnahme aus der Forschungsliteratur zusammenfassend vorgestellt. Zuvor werden jedoch einige wichtige Begriffe aus der Nichtinanspruchnahme-Literatur geklärt.

Nicht-Inanspruchnahme von Sozialhilfe meint die ausbleibende Inanspruchnahme von Sozialhilfe durch Personen, welche die Anspruchsvoraussetzung für den Sozialhilfebezug nach den gesetzlichen Bestimmungen des BSHG erfüllen. Alle Personen, die auf Grundlage des BSHG als berechtigt für den Bezug von Sozialhilfe identifiziert werden können, werden im Folgenden als Sozialhilfeberechtigte bezeichnet. Sozialhilfeberechtigte, welche die Hilfe zum Lebensunterhalt auch tatsächlich in Anspruch nehmen, werden als die Gruppe der Sozialhilfebezieher bezeichnet. Demgegenüber stellen sozialhilfeberechtigte Personen, welche die Hilfe zum Lebensunterhalt nicht nutzen, die Nichtinanspruchnehmer dar. Der Anteil der Nichtinanspruchnehmer an der Gruppe der Sozialhilfeberechtigten ist die Rate der Nicht-Inanspruchnahme. Für Personen, die mit einem Einkommen unterhalb der Sozialhilfegrenze leben, hat sich der Begriff der „verdeckten Armut“ eingebürgert. Die Quote der verdeckten Armut gibt den Anteil der Personen in verdeckter Armut an der gesamten Bevölkerung an. In absoluten Zahlen wird dieser Wert als die „Dunkelziffer der Armut“ bezeichnet. Die Nicht-Inanspruchnahme wurde in der Bundesrepublik zunächst nur im Rahmen quantitativer Armutsforschung behandelt und entwickelte sich erst spät zu einem eigenständigen Forschungsge-

---

<sup>1</sup> Jedoch sind seit der Einführung des Asylbewerberleistungsgesetzes im Jahr 1994 Asylbewerber aus dem Personenkreis der Sozialhilfeberechtigten ausgeschlossen.

genstand. Die Studien zur Nicht-Inanspruchnahme der vergangenen Jahrzehnte und ihre Ergebnisse werden im Folgenden in chronologischer Reihenfolge dargestellt. Tabelle 1 gibt hierzu einen Überblick<sup>2</sup>. Da es bisher keine standardisierte Berechnungsmethode für die Dunkelziffer der Armut gibt, und daher Unterschiede zwischen den verwendeten Methoden bestehen, sind die vorgestellten Zahlen jedoch nicht uneingeschränkt miteinander vergleichbar.

*Tabelle 1: Ergebnisse der Studien zur Nicht-Inanspruchnahme in der Bundesrepublik*

<b>Autor</b>	<b>Datenquelle</b>	<b>Bezugs-jahr</b>	<b>Anzahl der sozialhilfeberechtigten Haushalte</b>	<b>QVA</b>	<b>DZA</b>	<b>RNI</b>
Kortmann 1978	IMDAF	1969	k. A.	0,7 %	k. A.	k. A.
Klanberg 1979	EVS	1969	237 000	1,1 %	k. A.	k. A.
		1973	343 000	1,6 %	k. A.	k. A.
Transfer-Enquête-Kommission 1981	EVS	1973	350 000	1,6 %	116 667	33 %
Hauser et al. 1981	EVS	1963	1 160 000	3,6 %	709 000	61 %
		1969	778 000	1,7 %	352 000	45 %
		1973	962 000	2,2 %	457 000	48 %
Hartmann 1985	Eigene repräsentativer Haushaltsstichprobe (n = 25 000)	1979	1 144 000	5,0 %	550 000	48 %
Hau-ser/Semrau 1990	EVS	1983	k. A.	k. A.	k. A.	30 %
Neu-mann/Hertz 1998	SOEP	1991	k. A. <sup>1)</sup>	k. A. <sup>1)</sup>	k. A. <sup>1)</sup>	58,7%
		1995	k. A. <sup>1)</sup>	k. A. <sup>1)</sup>	k. A. <sup>1)</sup>	52,3 %
Riphahn 2001	EVS	1993	(Anteil an der Gesamtbevölke-rung: 3,25%)	2,04 %	700 000	62,7 %
Kayser/Frick 2001	SOEP	1996	2 420 000	4,1 %	1 528 000	63,1 %
Engels 2002	NIEP	1998/1999	1 985 000	k. A.	887 00	44,7 %
		1999/2000	1 497 000	k. A.	635 000	42,4 %

*QVA: Quote der verdeckten Armut (Anteil der Nichtinanspruchnehmer an der Gesamtbevölkerung)*

*DZA: Dunkelziffer der Armut (Nichtinanspruchnehmer in absoluten Zahlen)*

*RNI: Rate der Nichtinanspruchnehmer (Anteil der Nichtinanspruchnehmer an allen Sozialhilfeberechtigten)*

<sup>1)</sup>Neumann und Hertz beziehen die Analyseinheit auf Personen und nicht auf Haushalte

Die Forschungsliteratur zeigt, dass das Phänomen der Nicht-Inanspruchnahme von Sozialhilfe über die vergangenen Jahrzehnte hinweg permanent vorhanden ist. Unter dem Vorbehalt der Vergleich-

<sup>2</sup> Die Tabelle wurde in leicht abgewandelter Form von Riphahn (2001) übernommen.



barkeit der Ergebnisse verschiedener Studien kann ein Anstieg der Nicht-Inanspruchnahme seit Beginn der sechziger Jahre und ein darauf folgender Rückgang zu Beginn der achtziger Jahre festgestellt werden (Kortmann 1978, Klanberg 1979, Hauser et al. 1981, Hartmann 1985, Hauser/Semrau 1990). In den neunziger Jahren befindet sich die Rate der Nicht-Inanspruchnahme bei gesamtdeutscher Betrachtung auf relativ stabilem Niveau. In diesem Zeitraum haben bundesweit rund zwei Drittel aller sozialhilfeberechtigten Haushalte ihre Ansprüche nicht geltend gemacht (Neumann/Hertz 1998, Riphahn 2001, Kayser/Frick 2001). Gegen Ende des Jahrzehnts sinkt die Rate. Seit der deutschen Vereinigung hat sich die Nicht-Inanspruchnahme in Ostdeutschland allmählich westdeutschen Raten angenähert (Engels 2002).

Die Rate der Nicht-Inanspruchnahme weist daraufhin, dass die Institution Sozialhilfe an einem großen Teil der Armutspopulation vorbeizieht. Die Gruppe der Sozialhilfebezieher stellt nur einen Teil der Armen dar. Mindestens ebenso viele Haushalte wirtschaften ohne Sozialhilfe zu beanspruchen mit einem Einkommen, das unterhalb des ohnehin schon geringen Sozialhilfeniveaus liegt<sup>3</sup>. Von verdeckter Armut sind vor allem ältere Personen, Alleinstehende und Haushalte ohne Kinder betroffen. In den neunziger Jahren treten auch ostdeutsche Haushalte als besondere Risikogruppe in Erscheinung (Neumann/Hertz 1998, Kayser/Frick 2001).

Neben der quantitativen Bestimmung des Ausmaßes der Nicht-Inanspruchnahme haben sich seit Ende der siebziger Jahre mehrere Studien darüber hinaus auch mit einer Analyse der Hintergründe der Nicht-Inanspruchnahme befasst. Es wurden hierzu drei soziologisch orientierte Studien auf Basis eigener Erhebungen durchgeführt (Bujard/Lange 1978; Hartmann 1981; Hauser/Hübinger 1993). Zwei weitere eher wirtschaftswissenschaftlich orientierte Studien basieren auf Sekundäranalysen bereits vorhandener Datensätze (Riphahn 2001; Kayser/Frick 2001).

Bezüglich der Gründe der Nicht-Inanspruchnahme wird von allen Autoren Angst vor Stigmatisierung angesprochen. Einige Autoren sehen die Nicht-Inanspruchnahme in Zusammenhang mit einer starken Verzichtshaltung und geringen Ansprüchen gegenüber dem Sozialstaat vor allem älterer Menschen (Bujard/Lange 1978). Darüber hinaus wird der geringere objektive und subjektive Problemdruck der Nichtinanspruchnehmer im Vergleich zu den Inanspruchnehmern von Sozialhilfe als ein wichtiger Erklärungsfaktor genannt (Hartmann 1981). Die Studien von Riphahn (2001) und Kayser und Frick (2001) stützen sich auf Verhaltensmodelle der angelsächsischen wirtschaftswissenschaftlichen Forschung zur Nicht-Inanspruchnahme. Hier wird die Entscheidung zur Inanspruchnahme als ein Abwägen der Kosten und des Nutzens des Sozialhilfebezugs modelliert.

---

<sup>3</sup> Das Sozialhilfeniveau entspricht in der Regel etwa 40 % des durchschnittlichen bedarfsgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommens (arithmetisches Mittel) in der Bundesrepublik Deutschland (vgl. Semrau 1990, S. 119). Ab der 40-Prozent-Armutslinie konventionsgemäß von „strenger Einkommensarmut“ gesprochen (Eurostat 1995).

Die Analyse der Nichtinanspruchnahme in der vorliegenden Arbeit orientiert sich methodologisch an den Studien von Riphon (2001) und Kayser und Frick (2001). Mit Hilfe einer Regressionsanalyse der Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) aus dem Jahre 2001 sollen die Determinanten der Inanspruchnahme von Sozialhilfe herausgearbeitet werden. Im Gegensatz zum Kosten-Nutzen-Modell in den beiden Studien sollen hier jedoch auch stärker soziologisch motivierte Forschungshypothesen überprüft werden. Das folgende Kapitel stellt die Hypothesen vor und beschreibt deren Operationalisierung mit den Daten des SOEP 2001.

#### **IV. Hypothesen und Operationalisierung**

Die Tatsache, dass eine Vielzahl sozialhilfeberechtigter Haushalte freiwillig auf den Bezug von Sozialhilfe verzichten, legt den zunächst ganz allgemeinen Schluss nahe, dass Sozialhilfebezug nicht nur hilft und Not lindert sondern auch mit Nachteilen verbunden ist, die von manchen Personen als so stark eingeschätzt werden, dass sie auf den Sozialhilfebezug lieber verzichten.

Der Vorteil des Sozialhilfebezugs ist zunächst relativ eindeutig einzuschätzen: Der Haushalt kann seine Einkommenssituation verbessern. Wie stark dieser Vorteil gewertet wird, hängt von dem individuellen Ausmaß der Armut eines Haushaltes und dessen Selbsthilfefähigkeit ab. Armutsgrad und Selbsthilfefähigkeit sind vor allem durch den Erwerbsstatus, die familiäre Situation und den Gesundheitszustand einer Person geprägt. Es kann folglich vermutet werden, dass sozialhilfeberechtigte Personen umso eher Sozialhilfe beantragen, je hilfsbedürftiger sie sind und je stärker ihr (objektiver und subjektiver) Problemdruck ausgeprägt ist (Hartmann 1981).

Im Gegensatz zu den Vorteilen werden die Nachteile des Sozialhilfebezugs in der Forschungsliteratur sehr unterschiedlich besprochen. Einigkeit besteht darüber, dass Sozialhilfebezug für viele Individuen eine Form sozialer Diskreditierung bedeutet. Die diskreditierende Wirkung des Sozialhilfebezugs wird jedoch sehr unterschiedlich begründet. Sie wird als Normenverstoß, Statusverlust, Deklassierung oder Stigmatisierung beschrieben. Über die Umstände unter denen Individuen durch Sozialhilfe sozialer Diskreditierung stärker oder weniger stark ausgesetzt sind, soll im Folgenden operationalisierbare Hypothesen aufgestellt werden.

Allgemein scheinen hierfür die folgenden Aspekte relevant zu sein: Es ist anzunehmen, dass sich Personen in ihrem Inanspruchnahmeverhalten an im Laufe der Sozialisation internalisierten sozialen Normen orientieren. Dabei kann der Sozialhilfebezug als ein Verstoß gegen die Reziprozitätsnorm erfahren werden, da Sozialhilfe zu beziehen bedeutet, Geld zu erhalten, ohne hierfür eine direkte Gegenleistung zu erbringen (Gouldner 1960, Jacobs 1994). Menschen haben Schwierigkeiten damit, um Hilfe zu bitten und Hilfe anzunehmen. Sie wollen nicht „auf Kosten der Allgemeinheit“

leben. Personen können sich durch ihr soziales Umfeld stigmatisiert fühlen und negativen Vorurteilen ausgesetzt werden.

Ob und wie stark der Sozialhilfebezug als ein Normenverstoß dieser Art erfahren wird hängt einerseits von der Sozialisation der Person ab. Andererseits kann auch die soziale Rolle einer Person von Bedeutung sein. Bestimmte soziale Rollen erfahren höhere soziale Akzeptanz des Sozialhilfebezugs als andere. Solche Rollen können durch die familiäre Situation bestimmt sein, wie beispielsweise die Rolle der alleinerziehenden Mutter oder durch einen schlechten Gesundheitszustand. Drittens ist zu erwarten, dass soziale Kontrolle auf die Entscheidung für oder gegen den Sozialhilfebezug einwirkt. Personen, die durch ihre Lebensumstände stärkerer sozialer Kontrolle ausgesetzt sind als andere, ist Sozialhilfebezug mit einer größeren Gefahr der Stigmatisierung durch das soziale Umfeld verbunden als für Personen, die weitestgehend „anonym“ leben.

Die relevanten Gesichtspunkte können unter folgenden Stichpunkten zusammengefasst werden: a) materieller Bedarf, b) familiäre Situation, c) Gesundheitszustand, d) Erwerbsstatus, e) soziale Kontrolle, f) Sozialisation. Die Operationalisierung dieser Faktoren ist mit einer Schwierigkeit verbunden: Sowohl für die Berechtigung als auch für den Bezug von Sozialhilfe stellt der Haushalt die relevante Bedarfs- und Handlungseinheit dar. Der Haushalt ist jedoch nur eine abstrakte Einheit. Die Entscheidung zur Inanspruchnahme wird von Personen getroffen und durch deren persönliche Merkmale bestimmt. Mit den hier verwendeten Daten steht keine Information darüber zur Verfügung, wie ein Entscheidungsprozess innerhalb des Haushaltes abläuft und welches Mitglied hierbei maßgeblich ist. Zur Vereinfachung wird in der Analyse jeweils der Hauptverdiener des Haushaltes als Haushaltsvorstand (HV) und stellvertretendes Mitglied für den Haushalt ausgewählt

#### **a) materieller Bedarf**

Es wird die Hypothese formuliert, dass die derzeitige ökonomische Situation eines Haushaltes den aktuellen materiellen Bedarf der Haushaltsmitglieder determiniert und dass Sozialhilfe umso eher in Anspruch genommen wird, je höher der aktuelle materielle Bedarf des Haushaltes ist. Eine wichtige Determinante der ökonomischen Situation eines Haushaltes ist das aktuelle Einkommen. Es wird angenommen, dass die Neigung zur Inanspruchnahme stark davon abhängt, wie weit das Haushaltseinkommen unter die Sozialhilfeschwelle fällt. Neben der aktuellen Einkommenssituation spielt auch die ökonomische Situation der Vergangenheit eine Rolle, da zu erwarten ist, dass ehemals besser gestellte Haushalte auch aktuell einen geringeren aktuellen Bedarf aufweisen. Denn sie verfügen über mehr Ressourcen vor allem in Form langlebiger Konsumgüter und sind somit in der kurzen Frist weniger bedürftig sind als Haushalte, die schon immer oder schon länger arm sind. Die materielle Dimension der Bedarfslage wird mit Hilfe dreier Variablen operationalisiert.

- **ARMUTSGRAD:** Der Armutsgrad stellt den Anteil des zustehenden Sozialhilfebetrags an der Bedarfsschwelle des Haushalts dar (vgl. Riphahn 2001). Er stellt eine relative Maßzahl da, die angibt, auf einen wie großen Anteil seines gesetzlich festgelegten Mindestbedarfs der Haushalt im hypothetischen Falle der Nicht-Inanspruchnahme verzichtet. Es wird ein positiver Einfluss dieser Variable auf die Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme erwartet.
- **WOHNEIGENTUM:** Als Indikator für Wohlstand in der Vergangenheit wird Wohneigentum des Haushalts herangezogen, der als Dummyvariable mit dem Wert eins für Wohneigentümer operationalisiert wird. Es wird ein negativer Einfluss dieser Variable auf die Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme erwartet.
- **SOZIALHILFEBERECHTIGT IM VORJAHR:** Zudem soll mit einem Dummyset die Information herangezogen werden, ob der Haushalt auch schon im letzten Jahr sozialhilfeberechtigt war<sup>4</sup>. Da Haushalte ihre Ressourcen in Form langlebiger Konsumgüter erst mit der Zeit aufbrauchen, wird erwartet, dass Haushalte, die schon längere Zeit unterhalb ihrer Bedarfsschwelle leben, bedürftiger sind als solche, die erst seit kurzem sozialhilfeberechtigt sind, und daher eher Sozialhilfe in Anspruch nehmen.

#### **b) familiäre Situation**

Es wird vermutet, dass die Fähigkeit einer sozialhilfeberechtigten Person, sich selbst aus der Armutssituation zu befreien, einen negativen Einfluss auf die Neigung zur Inanspruchnahme von Sozialhilfe ausübt. Für die Selbsthilfefähigkeit einer Person ist der Zugang zum Arbeitsmarkt von zentraler Bedeutung. Die familiäre Situation kann die Zugangsmöglichkeiten zum Arbeitsmarkt beschränken.

Darüber hinaus stellen bestimmte familiäre Situationen soziale Rollen zur Verfügung, welche die Annahme von Hilfeleistungen wie die Sozialhilfe normativ erwartbar machen und somit erleichtern.

- **ANZAHL DER KINDER IM HAUSHALT:** Kinderreiche Familien können mit einer höheren sozialen Akzeptanz ihres Sozialhilfebezugs rechnen. Zudem stellt die Notwendigkeit der Kinderbetreuung einen längerfristigen Hemmfaktor zur Erwerbstätigkeit der Haushaltsmitglieder dar. Vor allem Kinder, die noch nicht im schulpflichtigen Alter sind, hemmen die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit. Da einerseits von der Anzahl der Kinder im Haushalt als auch von der Altersgruppe der Kinder Effekte erwartet werden, soll die Anzahl der Kinder nach Altersgruppen (0-6 Jahre, 7-15 Jahre) differenziert werden. Von beiden Variablen ist ein positiver Effekt auf die Inanspruchnahme zu erwarten. Dies gilt insbesondere für die Anzahl der Kinder bis sechs Jahren, da nicht schulpflichtige Kinder in besonderem Maße Hemmfaktoren der Erwerbstätig-

---

<sup>4</sup> Die Variablen werden auf Basis der Daten des SOEP 2000 in der selben Weise generiert, wie in Abschnitt 1.4.2 für das Jahr 2001 beschrieben.

keit der Haushaltsmitglieder darstellen. Durch die Aufteilung der Kinder nach Altersgruppen kann dieser altersspezifische Effekt abgebildet werden.

- **ALLEINERZIEHENDEN HAUSHALT:** Die Aufnahme von Erwerbstätigkeit gestaltet sich vor allem für Alleinerziehende als schwierig. Darüber hinaus wird eine höhere soziale Akzeptanz des Sozialhilfebezugs für Alleinerziehende vermutet. Aus beiden Gründen wird ein positiver Einfluss dieser Dummyvariable auf die Entscheidung zur Inanspruchnahme erwartet.
- **PFLEGEBEDÜRFTIGE PERSON IM HAUSHALT:** Auch die Existenz einer pflegebedürftigen Person im Haushalt kann zum einen die Erwerbstätigkeit der Haushaltsmitglieder behindern und zum anderen zu einer höheren sozialen Akzeptanz des Sozialhilfebezugs führen. Somit ist ein positiver Einfluss dieses Haushaltsmerkmals auf die Inanspruchnahme zu erwarten.

### c) **Gesundheitszustand**

Ähnliche Effekte sind durch den Gesundheitszustand und die Erwerbsfähigkeit des Haushaltsvorstandes zu erwarten. Ein schlechter Gesundheitszustand erschwert die Erwerbstätigkeit und rechtfertigt normativ den Hilfebezug. Gleiches gilt für erwerbsunfähige Haushaltsvorstände.

- **HAUSHALTSVORSTAND IN SCHLECHTEM GESUNDHEITZUSTAND:** Es wird eine Dummyvariable für Haushalte gebildet, deren Haushaltsvorstände angeben, durch ihren Gesundheitszustand stark bei der Erfüllung alltäglicher Aufgaben, z. B. Haushalt, Beruf oder Ausbildung behindert zu sein. Es wird ein positiver Einfluss erwartet.
- **HAUSHALTSVORSTAND IST ERWERBSGEMINDERT/SCHWERBEHINDERT:** Diese Variable Haushaltsvorständen zugewiesen, die angeben, nach amtlicher Feststellung erwerbsgemindert oder schwerbehindert zu sein.

### d) **Erwerbsstatus**

Einkommen wird primär über Erwerbstätigkeit mobilisiert. Der Erwerbsstatus einer Person gibt daher Aufschluss über das Ausmaß der objektiv und subjektiv erfahrenen Hilfsbedürftigkeit der Person. Der Erwerbsstatus determiniert einerseits die *objektive* Selbsthilfefähigkeit einer Person. In den Arbeitsmarkt integrierte Personen ist es eher möglich, zusätzliche Ressourcen, etwa durch die Ausweitung der Arbeitszeit, zu mobilisieren. Diese Möglichkeit haben vom Arbeitsmarkt ausgeschlossene Personen, wie Rentner oder Erwerbsunfähige, nicht.

Die Beziehung einer Person zum Arbeitsmarkt kann jedoch auch in der *subjektiven* Einschätzung der Armutphase eine Rolle spielen. Arbeitssuchende Arbeitslose oder arbeitssuchende Nichterwerbstätige werden eher ein baldiges Ende ihrer Armut erwarten als Personen, die sich derzeit nicht

um einen Einstieg in den Arbeitsmarkt bemühen. Arbeitssuchende werden vermutlich erst nach langer erfolgloser Suche den Sozialhilfebezug in Erwägung ziehen.

Es ist wichtig an dieser Stelle darauf hinzuweisen, dass mit der so formulierten Hypothese die Annahme getroffen werden muss, dass die Variable Erwerbsstatus exogen ist. Dies ist jedoch nicht unbedingt plausibel. Es ist möglich, dass Personen den Erwerbsstatus und den Sozialhilfebezug simultan entscheiden. Sie arbeiten gerade *weil* sie nicht Sozialhilfe in Anspruch nehmen wollen, bzw. sie arbeiten nicht, weil der Sozialhilfebezug für sie unproblematisch ist. Dann müsste der Erwerbsstatus als endogene Variable betrachtet werden und das Modell müsste als simultane Gleichung oder als Multiple Choice Modell geschätzt werden. In dieser Arbeit wird auf Grund des begrenzten Rahmens jedoch die vereinfachende Annahme des exogenen Erwerbsstatus getroffen. Die Ergebnisse gelten somit nur unter diesem Vorbehalt.

- **ERWERBSSTATUS:** Um subjektive Erwartungen, die mit dem Erwerbsstatus verbunden sind, abbilden zu können, wird der Erwerbsstatus des Haushaltsvorstandes durch ein Dummyvariablen set operationalisiert, in dem nicht nur der formale Erwerbsstatus abgebildet wird. Neben den Kategorien Vollzeit-, Teilzeiterwerbstätigkeit und Rentner, werden Nicht-Erwerbstätige und Arbeitslose auch danach differenziert, ob sie auf Stellensuche sind oder angeben, möglichst sofort eine Erwerbstätigkeit aufnehmen zu wollen. Damit wird versucht, die subjektive Einschätzung der Länge der Armutsphase abzubilden.

#### e) **Soziale Kontrolle**

Es wird erwartet, dass durch soziale Kontrolle die Entscheidung für den Sozialhilfebezug erschwert wird. Als Indikatoren für das Maß an sozialer Kontrolle, dem eine Person ausgesetzt ist, soll einerseits die Präsenz und das Engagement der Person in der Öffentlichkeit dienen. Personen, die in Vereinen, Verbänden, Parteien oder in einer religiösen Gemeinde eingebunden sind, stehen stärker unter sozialer Kontrolle, als andere Personen. Andererseits kann auch die Wohnortsgröße als Indikator für das Ausmaß sozialer Kontrolle herangezogen werden. Es wird erwartet, dass die soziale Kontrolle in kleinen Wohnorten vergleichsweise hoch ist.

- **HAUSHALTSVORSTAND IST EHRENAMTLICH IN VEREINEN O.Ä. TÄTIG:** Ehrenamtlicher Tätigkeit wird als Indikator für eine starke soziale Integration und soziale Kontrolle herangezogen. Diese Dummyvariable markiert Personen die angeben, sich ehrenamtlich in Vereinen, Verbänden oder sozialen Diensten zu betätigen<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup> Im Fragebogen wird erfragt, wie oft diese Tätigkeiten ausgeführt werden und gibt die Antwortmöglichkeiten „jede Woche“, „jeden Monat“, „seltener“ und „nie“ vor. Die Variablen erhalten den Wert eins wenn die Antwort „jede Woche“, „jeden Monat“ oder „seltener“ gegeben wurde. Vgl. Infratest Burke Sozialforschung (2001): Anlagenband zum Methodenbericht im Befragungsjahr 2001 des Sozio-ökonomischen Panels, München.

Es wird ein negativer Einfluss auf die Inanspruchnahme erwartet.

- HAUSHALTSVORSTAND BESUCHT DIE KIRCHE O.Ä.: Gleiches gilt für Personen, die die Kirche oder andere religiöse Veranstaltungen besuchen.
- HAUSHALTSVORSTAND IST IN BÜRGERINITIATIVE ODER POLITIK TÄTIG: Personen, die sich politisch engagieren, agieren in der Öffentlichkeit. Auch hiermit geht stärkere soziale Kontrolle einher, und es wird somit ein negativer Einfluss erwartet. Diese Dummyvariable ist Indikator für Personen, die angeben, sich in Bürgerinitiativen, Parteien oder der Kommunalpolitik zu beteiligen.
- HAUSHALTSVORSTAND NEIGT SEHR STARK EINER PARTEI ZU: Ein weiterer Indikator für politisches Engagement ist diese Variable, die angibt ob der Haushaltsvorstand sehr stark einer bestimmten Partei zuneigt<sup>6</sup>.
- DERZEITIGER WOHNORT: Auch der Wohnort kann als Indikator für soziale Kontrolle dienen. Es wird angenommen, dass ein ländliches Milieu höhere soziale Kontrolle als die „anonyme Großstadt“ bewirkt. Somit wird von einem Wohnort auf dem Land ein negativer Einfluss auf die Entscheidung der Inanspruchnahme erwartet. Das Gegenteil gilt für den Wohnort in einer Großstadt. Das Dummyvariablenset bildet die Größe des aktuellen Wohnorts in drei Kategorien ab, wobei 20 000 und 500 000 Einwohner die jeweiligen Schwellen darstellen.

#### f) **Sozialisation**

Im Prozess der Sozialisation werden je individuelle Normen- und Wertvorstellungen erworben, die zu unterschiedlichen Bewertung des Sozialhilfebezugs führen können. Eine Reihe von Faktoren wirken auf den Prozess der Sozialisation ein. An erster Stelle sind Charakteristika der Herkunftsfamilie und des Herkunftsmilieus zu nennen. Werteinstellungen zum Sozialhilfebezug können beispielsweise dadurch beeinflusst sein, ob eine Person schon während der Kindheit mit Armut konfrontiert war. In ärmlichen Milieus wird der Sozialhilfebezug eher als Normalität erlebt und bereitet somit auch im Erwachsenenalter weniger Hemmungen. Unter der Annahme, dass ländliche Milieus in der Regel konservativer sind als städtische, wird auch vom Wohnort der Kindheit ein Effekt auf die Neigung zur Inanspruchnahme erwartet. Es wird ein negativer Effekt der Sozialisation auf dem Land auf die Neigung zur Inanspruchnahme erwartet. Auch politische Institutionen können die Werteinstellung gegenüber der Sozialhilfe beeinflussen. Neumann und Hertz (1998) äußern die

---

<sup>6</sup> Im Fragebogen wird zunächst in einer Filterfrage erfragt, ob die Person einer bestimmten Partei zuneigt. Daraufhin wird der Name der Partei erfragt und die Frage angeschlossen, wie stark die Person dieser Partei zuneigt. Mögliche Antwortkategorien sind „sehr stark“, „ziemlich stark“, „mäßig“, „ziemlich schwach“ und „sehr schwach“. Infratest Burke Sozialforschung (2001): Anlagenband zum Methodenbericht im Befragungsjahr 2001 des Sozio-ökonomischen Panels, München.

Vermutung, dass aufgrund des negativen Images der Sozialfürsorge in der DDR ostdeutsche Normen- und Wertvorstellungen sich hemmend auf die Inanspruchnahme auswirken. Die hohe Nicht-Inanspruchnahme zu Beginn der neunziger Jahre könnte jedoch auch auf anfängliche Fehlinformation und administrative Schwierigkeiten im Transformationsprozess zurückzuführen sein. Da in den Studien der Nicht-Inanspruchnahme der neunziger Jahre signifikante Unterschiede zwischen dem Inanspruchnahmeverhalten in den alten und den neuen Bundesländern festgestellt wurden, soll auch in dieser Arbeit für West-Ost-Unterschiede kontrolliert werden.

Als letzter Punkt sind Unterschiede in der Sozialisation der Generationen zu nennen. Das Problem sozialisationsbedingter negativer Werteinstellungen alter Menschen gegenüber der Sozialhilfe wird vor allem von Bujard und Lange (1978) betont. Da die Autoren sich in ihrer Studie jedoch auf die Altengeneration der siebziger Jahre in Westdeutschland beziehen, bleibt offen, ob dies auch für die heutige Altengeneration zutrifft.

- **WOHNORT DER KINDHEIT DES HAUSHALTSVORSTANDES:** Es wird angenommen, dass die Sozialisation auf dem Lande im Gegensatz zur Großstadt zu unterschiedlichen Werteinstellungen gegenüber der Sozialhilfe führt. Mit dem Dummyset wird abgebildet, ob der Haushaltsvorstand auf dem Lande, in einer mittleren Stadt bzw. Kleinstadt oder in der Großstadt aufgewachsen ist. Es wird ein negativer Effekt der Sozialisation auf dem Lande und ein positiver Effekt der Sozialisation in der Großstadt vermutet.
- **VATER DES HAUSHALTSVORSTANDES OHNE BILDUNGSABSCHLUSS:** Auf Basis der Annahme, dass das Bildungsniveau erheblichen Einfluss auf das Haushaltseinkommen ausübt, soll eine Dummyvariable für Personen dessen Vater keinen Schulabschluss oder keine Berufsausbildung hat als Indikator für eine kindliche Sozialisation in Armut dienen. Es wird angenommen, dass für diese Personen der Sozialhilfebezug nichts ungewöhnlich darstellt und dass sie folglich vergleichsweise geringere Hemmungen haben, Sozialhilfe in Anspruch zu nehmen.
- **NEUE BUNDESLÄNDER:** Wie oben dargelegt, ist die Hypothese, dass die in anderen Studien beobachteten Effekte der neuen Bundesländer auf Sozialisationsbedingungen zurückgeführt werden können, nicht unbestritten. In jedem Fall soll mit diesem Dummy für Effekte der neuen Bundesländer kontrolliert werden.
- **ALTER DES HAUSHALTSVORSTANDES:** Mit dieser Variable soll die Hypothese überprüft werden, ob sich alte Menschen der Sozialhilfe gegenüber anders verhalten als junge. Um auch nichtlineare Effekte von Alter auf die Neigung der Inanspruchnahme zuzulassen, wird neben der Altersvariable eine Variable gebildet, die mit dem Quadrat des Alters besetzt wird. Durch die Quadrierung wird hohen Alterswerten überproportional stärkeres Gewicht verliehen als niedrigen.



## V. Daten und Sozialhilfeberechtigung

Das Untersuchungssample soll aus allen sozialhilfeberechtigten Haushalten bestehen. Die zu erklärende Variable ist die Entscheidung der Haushaltsmitglieder, Sozialhilfe in Anspruch zu nehmen oder nicht. Die Information, ob ein Haushalt sozialhilfeberechtigt ist oder nicht, steht in keinem Datensatz zur Verfügung. Jedoch bietet das SOEP 2001 ausreichende Information aus der die Anspruchsberechtigung abgeleitet werden. Zur Feststellung der Sozialhilfeberechtigung (*SHB*) muss für jeden Haushalt das gesetzlich festgelegte Existenzminimum (*EXM*), die so genannte Bedarfsschwelle, mit dem laut BSHG anzurechnenden monatlichen Haushaltseinkommen (*AHE*) abgeglichen werden. Für die Sozialhilfeberechtigung *SHB* gilt

$$\begin{aligned} SHB &= 0 \text{ wenn } AHE \geq EXM && \text{und} \\ SHB &= 1 \text{ wenn } AHE < EXM. \end{aligned}$$

Die Sozialhilfe stockt das Einkommen eines Haushalts bis zu dessen Existenzminimum auf, der zustehende Sozialhilfebetrag (*ZSB*) entspricht folglich der Differenz zwischen Bedarfsschwelle und anrechenbarem Einkommen. Da Sozialhilfebezieher auch so genannte einmalige Leistungen (Winterkleidung, Haushaltsgeräte etc.) beantragen können, ist jedoch davon auszugehen, dass der tatsächlich zu erhaltende Sozialhilfebetrag über der Differenz zwischen Bedarfsschwelle und anrechenbarem Einkommen liegt. Die einmaligen Leistungen sollen mit einem Aufschlag von 10 % berücksichtigt werden, da die Ausgaben der Sozialämter für einmalige Leistungen in etwa 10 % der Ausgaben für die laufende Hilfe zum Lebensunterhalt entsprechen (vgl. Statistisches Jahrbuch 2002, S. 472).

Daher gilt:

$$ZSB = (EXM - AHE) * (1 + 0,1)$$

Bedarf und Einkommen stellen somit die zentrale Größen für die Bestimmung der Sozialhilfeberechtigung und somit auch für die Auswahl des Untersuchungssamples dar.

Den weitaus differenziertesten Algorithmus zur Operationalisierung der Bedarfsschwelle (*EXM*) und des anrechenbaren Haushaltseinkommen (*AHE*) laut BSHG auf Basis des SOEP bietet die Studie von Kayser/Frick (2001). Der dort verwendete Algorithmus bezieht sich auf das Jahr 1996. Die Berechnung erfolgte mit Hilfe der Statistikprogramme SIR und SPSS. Die Syntax wurde für die hier vorgenommenen Untersuchung leicht verändert übernommen und auf das Jahr 2001 übertragen.

Die gesetzliche Bedarfsschwelle bzw. das Existenzminimum (*EXM*) eines jeden Haushalts wird im Einklang mit den Regeln des BSHG nach der folgenden Formel berechnet:

$$EXM_i = \sum_{j \in H}^n (IGW_{ij} + MBZ_{ij}) * ECK + WK_i,$$

- $EXM_i$  = Existenzminimum bzw. Bedarfsschwelle des Haushalts  $i$  nach BSHG,  
 $n$  = Anzahl der Haushaltsmitglieder,  
 $IGW_{ij}$  = individuelles Gewicht des Haushaltsmitglieds  $j$ ,  
 $MBZ_{ij}$  = Mehrbedarfzuschlag des Haushaltsmitglieds  $j$ ,  
 $ECK$  = Eckregelsatz des jeweiligen Bundeslandes für das Jahr 2001,  
 $WK_i$  = Wohn- und Heizkosten des Haushalts<sup>7</sup>.

Der Eckregelsatz wird für den ersten Juli eines jeden Jahres festgelegt und variiert nach Bundesland. Da die Befragung des SOEP bis auf wenige Ausnahmen in der ersten Hälfte eines Jahres stattfindet, wurden die Eckregelsätze des Jahres 2000 verwendet. Sie lagen zwischen 525 DM in Thüringen, Sachsen und Mecklenburg-Vorpommern und 551 DM in Baden-Württemberg und Hessen (NDV 7/2000, S. 193).

Die individuellen Gewichte bestehen aus einer Alters- und einer Mehrbedarfzuschlagskomponente. Die Alterskomponente ( $IGW_{ij}$ ) gewichtet ein erwachsenes Haushaltsmitglied (über 18 Jahre) mit dem Betrag 1, jedes zusätzliche erwachsene Haushaltsmitglied erhält ein Gewicht von 0,8. Kinder bis sieben Jahre erhalten ein Gewicht von 0,5, Kinder zwischen acht und 14 Jahren ein Gewicht von 0,65 und Jugendliche zwischen 15 und 18 Jahren erhalten ein Gewicht von 0,9.

Mehrbedarfzuschläge ( $MBZ_{ij}$ ) nach § 23 BSHG werden mit dem Gewicht von 0,5 gewährt für Personen über 64, für Schwerbehinderte unter 65 sowie für Schwangere. Mehrbedarfzuschläge mit dem Gewicht von 0,4 werden gewährt für Alleinerziehende mit einem Kind unter sieben Jahren bzw. zwei oder drei Kindern unter 16 Jahren, sowie für behinderte Personen ab 15 Jahren, die Eingliederungshilfe zur Schul-, Aus- oder Fortbildung erhalten. Alleinerziehende mit mehr als drei Kindern erhalten einen Mehrbedarfzuschlag mit dem Gewicht 0,6. Auch Personen, die einer kostenaufwendigen Ernährung bedürfen, können Mehrbedarfe in angemessener Höhe zugesprochen werden. In der Analyse konnten letztere aufgrund der Datenlage leider nicht beachtet werden.

Die Berechnung des Bedarfs eines Haushalts nach BSHG, wie sie in der folgenden Analyse vorgenommen wird, wird in Tabelle 2 anhand des Beispiels eines Haushalts in Thüringen bestehend aus einem 35-jährigen Mann, einer 32-jährigen schwangeren Frau und einem 4-jährigen Kind verdeutlicht:

Tabelle 2: Beispiel zur Berechnung der Bedarfsschwelle eines Haushalts

Haushaltsmitglied	Individuelles Gewicht	* Eckregelsatz	
35-jähriger Mann	1	* 525 DM =	525 DM
32-jährige schwangere Frau	(0,8 + 0,5)	* 525 DM =	682,5 DM
4-jähriges Kind	0,5	* 525 DM =	262,5 DM
Wohn- und Heizkosten	z. B. 550 DM		550 DM
Summe			= 2020 DM

Angenommen, eines der Haushaltsmitglieder würde Arbeitslosengeld in Höhe von 500 DM erhalten, dann würde sich der zustehende Sozialhilfebetrag aus der Differenz von Bedarfsschwelle (2020 DM) und Arbeitslosengeld (500 DM) errechnen. Der Haushalt würde somit 1520 DM erhalten.

Das Sample für die folgende Analyse besteht aus allen sozialhilfeberechtigten Haushalten, es werden folglich alle Haushalte mit SHB = 1 ausgewählt. Von den ursprünglich 11 831 Haushalten des Datensatzes kann die Anspruchsberechtigung *SHB* für 522 Haushalte aufgrund fehlender Einkommensangaben nicht festgestellt werden, weitere 12 Haushalte geben den Bezug von Sozialhilfe an, obwohl die Sozialhilfeberechtigung anhand der vorliegenden Daten nicht nachvollzogen werden kann. Diese Haushalte werden aus dem Untersuchungssample ausgeschlossen. Von den verbleibenden 11 297 Haushalten werden 512 Haushalte als sozialhilfeberechtigt identifiziert.

Tabelle 3 gibt einen Überblick über die Charakteristika der Haushalte des Untersuchungssamples im Vergleich zur gesamten Stichprobe.

<sup>7</sup> Wohnkosten werden lediglich bis zu einem bestimmten Maximalbetrag angerechnet. Als maximaler Deckelungsbetrag werden nach Gemeindegrößenklassen und Ost- Westdeutschland differenzierte Mittelwerte der Wohnkosten verwendet.

Tabelle 3: Charakteristika der gesamten Stichprobe und des Untersuchungssamples

	gesamte Stichprobe	Untersuchungssample (sozialhilfeberechtigte Haushalte)
<b>Sozialhilfeberechtigte in %</b>	<b>5,1</b>	<b>100</b>
Inanspruchnehmer	2,1	40,5
Nicht-Inanspruchnehmer	3,0	59,5
<b>ökonomische Situation des Haushalts</b>		
monatliches Haushaltseinkommen in DM	4142	1678
Äquivalenzeinkommen in DM	2426	994
Bedarfsschwelle in DM	1794	1822
<b>Mieterstatus</b>		
Eigentümerhaushalt in %	39,3	5,5
Mieterhaushalt in %	60,7	94,5
<b>soziodemographische Merkmale</b>		
<b>Haushaltsgröße</b>		
1-Pers.-Haushalt in %	38,9	43,4
2-Pers.-Haushalt in %	33,3	22,1
3-Pers.-Haushalt in %	13,6	19,3
4-Pers.-Haushalt in %	10,5	7,6
5-u.m.-Pers.-Haushalt in %	3,8	7,5
<b>Haushaltstypen</b>		
Singlehaushalt in %	38,9	43,4
Paarhaushalt ohne Kind in %	28,9	9,7
Paarhaushalt mit Kind(ern) in %	24,7	17,8
Alleinerziehenden-Haushalt in %	5,6	27,3
Mehrgenerationen-Haushalt in %	0,8	0,9
sonstige in %	1,2	0,8
Anzahl der Kinder im Haushalt	0,33	0,68
Alter des Haushaltsvorstand	49,5	45,3
Haushaltsvorstand mit ausl. Nationalität in %	5,9	16,3
<b>Wohnort</b>		
Westdeutschland in %	82,5	86,1
Ostdeutschland in %	17,5	13,9
<b>Gemeindegrößenklassen</b>		
unter 2.000 Einw. in %	7,5	5,8
2.000 bis 20.000 in %	28,6	24
20.000 bis 100.000 in %	25,3	21,5
100.000 bis 500.000 in %	20	21,5
über 500.000 Einw. in %	18,7	27,2
<b>Erwerbsstatus des Haushaltvorstandes</b>		
voll erwerbstätig in %	40,6	10,3
in Teilzeitbeschäftigung in %	8,9	13,5
nicht erwerbstätig in %	6,5	26,1
arbeitslos in %	8,7	24,4
in Altersrente in %	35,1	25,6
<b>Anzahl der Analyseeinheiten</b>	<b>11 297</b>	<b>512</b>

Datenbasis: SOEP 2001 gewichtet, eigene Berechnungen

Das Untersuchungssample der sozialhilfeberechtigten Haushalte stellt 5,1 % der gesamten Stichprobe dar. Von allen Haushalten der Stichprobe beziehen 2,1 % Sozialhilfe wohingegen 3,0 % keine Sozialhilfe beziehen, obwohl sie die Voraussetzungen der Sozialhilfeberechtigung erfüllen. Im Untersuchungssample haben diese Haushalte einen Anteil von 59,5 %, diese Kennzahl stellt die Rate der Nicht-Inanspruchnahme dar. Im Vergleich zu Studien zum Inanspruchnahmeverhalten der neunziger Jahre zeigt sich also, dass die Rate der Nicht-Inanspruchnahme weitestgehend stabil geblieben ist<sup>8</sup>.

Wie zu erwarten, liegt das monatliche Haushaltseinkommen der sozialhilfeberechtigten Haushalte mit 1678 DM im Durchschnitt deutlich unter dem monatlichen Haushaltseinkommen der gesamten Stichprobe, das 4142 DM beträgt<sup>9</sup>. Gleichzeitig liegt das errechnete haushaltsspezifische Existenzminimum bzw. die Bedarfsschwelle nach BSHG der sozialhilfeberechtigten Haushalte leicht über dem der gesamten Stichprobe.

Um unterschiedliche Haushaltsgrößen beim Einkommensvergleich berücksichtigen zu können, wird ein äquivalenzgewichtetes Haushaltseinkommen betrachtet<sup>10</sup>. Das äquivalenzgewichtete Haushaltseinkommen beträgt bei den sozialhilfeberechtigten Haushalten im Durchschnitt 994 DM. Dies entspricht ca. 41 % des äquivalenzgewichteten Haushaltseinkommens der gesamten Stichprobe, das 2426 DM beträgt. In der Armutforschung wird konventionell ab einer Grenze von 50 % von Armut gesprochen, die 40 % - Linie markiert so genannte „strenge Armut“ (vgl. Eurostat 1995).

Weiteren Aufschluss über die ungleiche finanzielle Situation der Haushalte gibt die Quote der Wohneigentümer des Untersuchungssamples. Unter den sozialhilfeberechtigten Haushalten verfügen nur 5,5 % über Wohneigentum gegenüber 39,3 % in der gesamten Stichprobe.

In der Armutforschung wird immer wieder darauf hingewiesen, dass Kinderreiche, Alleinerziehende, Ausländer und Arbeitslose die im besonderen Maße von Armut betroffenen Gruppen darstellen (z. B. Hanesch/Krause/Bäcker 2000, S. 20f.). Dieses Bild kann an dieser Stelle bestätigt werden:

Sozialhilfeberechtigte Haushalte haben im Durchschnitt mehr als doppelt so viele Kinder wie die Gesamtbevölkerung. Mehr als ein Viertel der sozialhilfeberechtigten Haushalte sind Haushalte von Alleinerziehenden, während der Anteil der Alleinerziehenden-Haushalte in der gesamten Stichprobe

---

<sup>8</sup> Vgl. Tabelle 1 auf Seite 4.

<sup>9</sup> Mit „im Durchschnitt“ oder „durchschnittlich“ ist im Folgenden das arithmetische Mittel einer Verteilung gemeint. Das hier angesprochene Haushaltseinkommen ist als allgemeines Haushaltseinkommen zu verstehen und umfasst somit alle Einkünfte des Haushalts, im Fall von Sozialhilfebezug auch den entsprechenden Betrag der Sozialhilfe.

<sup>10</sup> Hierzu wurde das monatliche Haushaltseinkommen dividiert durch die Summe der individuellen Gewichte, die für die Berechnung des Bedarfs nach BSHG verwendet wurden. Es ist somit ähnlich einem Pro-Kopf-Einkommen, bei dem die Haushaltsmitglieder jedoch unterschiedlich gewichtet werden. Hintergrund ist die Überlegung, dass ein Haushalt mit einer bestimmten Anzahl von Personen günstiger wirtschaften kann als dieselbe Zahl von Einpersonenhaushalten („Economies of Scale“). Durch die unterschiedliche Gewichtung je nach Personenmerkmalen werden unterschiedliche Bedarfskonstellationen je nach Haushaltszusammensetzung berücksichtigt. In der Literatur werden i. d. R. die von der OECD normierten Äquivalenzskalen verwendet (vgl. z. B. Hanesch/Krause/Bäcker 2000), deren Gewichtungsfaktoren

bei nur 5,6 % liegt. Der Anteil an Ausländern ist fast dreimal so hoch wie in der gesamten Stichprobe. Von den sozialhilfeberechtigten Haushalten haben rund 24,4 % einen arbeitslosen Haushaltsvorstand im Gegensatz zu 8,7 % in der gesamten Stichprobe.

Auch Haushalte mit teilzeitbeschäftigtem oder nicht erwerbstätigem Haushaltsvorstand sind in der Gruppe der sozialhilfeberechtigten Haushalte überrepräsentiert. Rentner und Pensionäre sind dem entgegen nur unterdurchschnittlich vertreten. Die Einkommen jüngere Haushalte scheinen also eher unter das Existenzminimum zu fallen. Das Durchschnittsalter der Haushaltsvorstände der sozialhilfeberechtigten Haushalte liegt um 4,2 Jahre unter dem gesamten Durchschnitt.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass das hier verwendete Sample eine für Deutschland typische Armenpopulation abbildet (vgl. Hanesch/Krause/Bäcker 2000). Auf Basis der Mittelwerte der äquivalenzgewichteten Haushaltseinkommen kann davon ausgegangen werden, dass die darin enthaltenen Haushalte in der Regel in „strenger Armut“ leben.

Die folgende Tabelle 5 gibt einen Überblick zu den erklärenden Variablen des Modells.

---

von denen des BSHG abweichen. Durch die Verwendung der BSHG-Gewichtung an dieser Stelle wird der Einschätzung der Economies of Scale der jeweiligen Haushaltszusammensetzung durch den Gesetzgeber entsprochen.

Tabelle 5: Überblick zu den erklärenden Variablen des Modells

VARIABLE	LABEL	Gesamt		Inanspruchnehmer		Nicht-Inanspruchnehmer	
		Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.	Mittelwert	Std.-Abw.
ARMUTSGRAD	Anteil Sozialhilfeanspruch an Bedarfsschwelle	0,329	0,243	0,480	0,262	0,225	0,163
HAUSBESITZ	Wohneigentümer	0,080	0,272	0,014	0,120	0,125	0,331
SHB01JA	sozialhilfeberechtigt im Vorjahr: ja	0,541	0,499	0,683	0,467	0,444	0,498
SHB01NT	sozialhilfeberechtigt im Vorjahr: nein	0,424	0,495	0,279	0,450	0,523	0,500
SHB01MS	im Vorjahr nicht beobachtet	0,035	0,184	0,038	0,193	0,033	0,179
KIDSBIS6	Anzahl der Kinder bis 6 Jahren im Haushalt	0,328	0,571	0,505	0,652	0,207	0,474
KIDSAB7	Anzahl der Kinder ab 7 Jahren im Haushalt	0,570	0,925	0,688	0,934	0,490	0,912
ALLEINERZ	Alleinerziehenden-Haushalt	0,254	0,436	0,404	0,492	0,151	0,359
PFLEGEPERSON	pflegebedürftige Person im Haushalt	0,055	0,228	0,087	0,282	0,033	0,179
ERWERBGEM	HV ist erwerbsgemindert oder schwerbehindert	0,140	0,348	0,130	0,337	0,148	0,356
KRANK	HV in schlechtem Gesundheitszustand	0,158	0,365	0,149	0,357	0,164	0,371
VOLLZEIT	HV ist voll erwerbstätig	0,121	0,327	0,048	0,214	0,171	0,377
TEILZEIT	HV ist in Teilzeitbeschäftigung	0,150	0,358	0,149	0,357	0,151	0,359
RENTE	HV ist in Altersrente	0,227	0,419	0,111	0,314	0,306	0,462
ABLOS_00	HV ist arbeitslos u. nicht auf Stellensuche	0,074	0,262	0,101	0,302	0,056	0,230
ABLOS_AS	HV ist arbeitslos u. auf Stellensuche	0,209	0,407	0,255	0,437	0,178	0,383
ENTERW_00	HV ist nicht erwerbstätig u. nicht auf Stellensuche	0,186	0,389	0,293	0,456	0,112	0,316
ENTERW_AS	HV ist nicht erwerbstätig u. auf Stellensuche	0,029	0,169	0,043	0,204	0,020	0,139
BUERGINI	HV ist in Bürgerinitiativen oder Politik tätig	0,039	0,194	0,029	0,168	0,460	0,210
EHRENAMT	HV ist ehrenamtlich in Vereinen o.ä. tätig	0,141	0,348	0,082	0,275	0,181	0,386
KIRCHG	HV besucht die Kirche oder sonst. relig. Veranstaltungen	0,344	0,475	0,250	0,434	0,408	0,492
STARKPART	HV neigt sehr stark einer Partei zu	0,023	0,151	0,038	0,193	0,013	0,114
LAND	derzeitiger Wohnort auf dem Land	0,348	0,477	0,284	0,452	0,391	0,489
MSTADT	derzeitiger Wohnort in mittlerer Stadt	0,449	0,498	0,457	0,499	0,444	0,498
GSTADT	derzeitiger Wohnort in der Großstadt	0,203	0,403	0,256	0,439	0,164	0,371
LANDKINDH	Kindheit auf dem Land	0,330	0,471	0,250	0,434	0,385	0,487
MSTADTKINDH	Kindheit in mittlerer Stadt bzw. Kleinstadt	0,377	0,485	0,341	0,475	0,401	0,491
GSTADTKINDH	Kindheit in der Großstadt	0,238	0,426	0,337	0,474	0,171	0,377
ARMKINDH	Vater ohne Bildungsabschluss	0,223	0,416	0,240	0,428	0,211	0,408
OST	neue Bundesländern	0,209	0,407	0,236	0,425	0,191	0,394
ALTER	Alter des HV	43,533	17,515	38,587	15,096	46,910	18,260
ALTER2	quadriertes Alter des HV	220,133	169,902	171,571	135,223	253,360	182,932

Datenbasis SOEP 2001, eigene Berechnungen

## VI. Das statistische Modell

Den Forschungshypothesen gemäß wird angenommen, dass die Entscheidung von Individuen, Sozialhilfe in Anspruch zu nehmen, auf individuelle Merkmale der Person und des Haushaltes zurückgeführt werden kann. Die Variable  $SH$  gibt die Inanspruchnahme des Individuums an. Es gilt  $SH = 1$  wenn Sozialhilfe in Anspruch genommen wird und  $SH = 0$ , wenn Sozialhilfe nicht in Anspruch genommen wird. Der Erwartungswert von  $SH$  entspricht der konditionalen Wahrscheinlichkeit  $SH = 1$  für gegebene Werte von  $\mathbf{z}_i$  zu beobachten:

$$E(SH = 1 | \mathbf{z}_i) = P(SH = 1 | \mathbf{z}_i) = F(\mathbf{z}_i)$$

wobei  $\mathbf{z}_i$  ein Vektor persönlicher Charakteristika von Individuum  $i$  und  $\varepsilon_i$  die Störgröße darstellt.

Es geht nun darum, die passende funktionale Form für  $F(\mathbf{z}_i)$  zu finden. Eine Möglichkeit stellt das lineare Wahrscheinlichkeitsmodell dar, das mit den üblichen Methoden der OLS geschätzt werden kann. Hierbei stellt  $F(\mathbf{z}_i)$  eine Linearkombination von  $\mathbf{z}_i$  plus Störgröße dar. Dies hat jedoch zur Folge, dass die Störgröße binär, und somit heteroskedastisch und nicht normal verteilt ist. Zudem kann das lineare Wahrscheinlichkeitsmodell zu Vorhersagen führen, die über den Bereich zwischen null und eins hinaus reichen.

Eine geeignetere Alternative stellt daher die logistische Regression dar. Die Verwendung der logistischen Regression kann theoretisch auf der Basis eines sogenannten „Latent Variable Modells“ gerechtfertigt werden (Long 1997, S. 40). Dabei wird der beobachtete Wert der binären Variable auf eine ihr zugrunde liegende unbeobachtete kontinuierliche Variable zurückgeführt. Diese latente Variable kann im vorliegenden Fall als die Neigung der Inanspruchnahme verstanden werden. Es wird dann nicht die Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme linear modelliert, sondern die der Inanspruchnahme latent zugrundeliegende Neigung:

$$y_i^* = \beta' \mathbf{z}_i + \varepsilon_i$$

Hierbei stellt  $y_i^*$  die Neigung zur Inanspruchnahme von Individuum  $i$  dar,  $\mathbf{z}_i$  ist ein Vektor persönlicher Charakteristika von Individuum  $i$  und  $\varepsilon_i$  die Störgröße.

Es wird angenommen, dass die kontinuierliche abhängige latente Variable des linearen Modells ab einem bestimmten Schwellenwert  $\pi$  die beobachtbare binäre Variable umschlagen lässt:

$$SHB_i = 1 \text{ wenn } y_i^* > \pi$$

$$SHB_i = 0 \text{ wenn } y_i^* \leq \pi$$

Die abhängige Variable der Gleichung

$$E(SH = 1 | \mathbf{z}_i) = P(SH = 1 | \mathbf{z}_i) = F(\mathbf{z}_i)$$

stellt dann die Wahrscheinlichkeit dar, mit der ein bestimmtes Individuum mit einem bestimmten Erwartungswert von  $y_i^*$ ,  $E(y_i^* | \mathbf{z}_i)$ , über dem Schwellenwert liegt, sprich, Sozialhilfe in Anspruch



nimmt. Der Schwellenwert wird null gesetzt. Unter der Annahme dass die Störgröße symmetrisch verteilt ist gilt

$$P(y = 1 | \mathbf{z}_i) = P(y^* > 0 | \mathbf{z}_i) = P(\varepsilon > -\beta' \mathbf{z}_i | \mathbf{z}_i) = P(\varepsilon < \beta' \mathbf{z}_i | \mathbf{z}_i) = F(\beta' \mathbf{z}_i).$$

Im logistischen Modell wird eine logistische Verteilung der Störgrößen angenommen

$$\lambda(\varepsilon_i) = \frac{\exp(\varepsilon_i)}{1 + \exp(\varepsilon_i)}.$$

Folglich entspricht die Wahrscheinlichkeit  $SH = 1$  für gegebene Werte  $\mathbf{z}_i$  zu beobachten, dem Wert der kumulativen Verteilungsfunktion  $\lambda$  am Wert  $\beta' \mathbf{z}_i$ .

$$P(SH = 1 | \mathbf{z}_i) = \frac{\exp(\beta' \mathbf{z}_i)}{1 + \exp(\beta' \mathbf{z}_i)} = F(\beta' \mathbf{z}_i)$$

Damit wird ein s-förmiger Einfluss der unabhängigen Variablen auf die abhängige Variable angenommen. Der marginale Effekt einer unabhängigen Variable ist somit nicht konstant sondern abhängig von ihrem jeweiligen Wert. Die Wahrscheinlichkeit wird mit Hilfe der Maximum Likelihood Methode geschätzt.

## VII. Regressionsanalyse und Ergebnisse

Das Modell soll in einer schrittweisen Erweiterung geschätzt werden. Dadurch kann einerseits für eventuelle wechselseitig bedingte Effekte zwischen den unabhängigen Variablen kontrollieren werden. Andererseits kann so auch die Erklärungskraft eines reduzierten Modells mit derjenigen des vollständigen Modells verglichen werden.

Es wird erwartet, dass die objektiven materiellen Verhältnisse eines Haushalts einen sehr bestimmenden Einfluss auf die Notwendigkeit der Inanspruchnahme von Sozialhilfe ausüben.

So soll daher zunächst in Modell 1 der alleinige Einfluss der derzeitigen ökonomischen Situation des Haushalts bestimmt werden.

Das Modell soll nun nach und nach um weitere Faktoren ergänzt werden: In Modell 2 werden über die Variablen der familiären Situation, des Gesundheitszustandes und des Erwerbsstatus des Haushaltsvorstandes auch Erwerbsfähigkeit und tatsächliche Erwerbstätigkeit mitberücksichtigt. Hiermit werden subjektive Erwartungen über die Dauer der Notsituation zur Erklärung herangezogen. Modell 3 erweitert die Schätzung um eine Gruppe von Variablen, welche die soziale Kontrolle durch das Umfeld einer Person abbilden sollen. Modell 4 nimmt unterschiedliche Sozialisationsbedingungen als erklärende Variablen hinzu.

Erst zum Schluss soll durch Modell 5 zusätzlich für Unterschiede zwischen alten und neuen Bundesländern kontrolliert werden und die Schätzung schließlich mit Modell 6 durch die Variablen des Alters komplettiert werden. Diese beiden Erweiterungen erfolgen als Letztes, da sie das Modell um

grundsätzliche soziodemographische Merkmale ergänzen, deren Wechselwirkung mit allen anderen Variablen des Modells beobachtet werden sollte.

Modell 6 stellt schließlich das vollständige Modell dar, das alle den Hypothesen nach als relevant erachteten Variablen enthält.

Die schrittweise Schätzung des Modells kann in der Tabelle 6 verfolgt werden. Die Tabelle 7 zeigt die Marginaleffekte des vollständigen Modells 6. Es soll in einem ersten Abschnitt zunächst die Güte des gesamten Modells beurteilt werden. In einem zweiten Abschnitt sollen die Wirkungsweisen der einzelnen unabhängigen Variablen dargestellt und interpretiert werden.

#### a) Güte des Modells

Für die logistische Regression existiert kein allgemein anerkanntes Gütemaß, das dem  $R^2$  der linearen Regression vergleichbar wäre. Daher sollen an dieser Stelle verschiedene Gütemaße betrachtet werden.

McFaddens Pseudo- $R^2$  beruht auf einer Gegenüberstellung der Likelihood-Werte des vollständigen Modells und denen des Null-Modells, bei dem die  $\beta$ -Werte der unabhängigen Variable alle Null gesetzt werden (Rese 2000, S. 116):

$$Pseudo - R^2 = 1 - \frac{LL_v}{LL_0}$$

Der Wert tendiert gegen Null wenn sich die Werte der beiden Modelle nicht unterscheiden, d.h. wenn die Hinzuziehung der unabhängigen Variablen keine Vergrößerung des Likelihood-Wertes ergibt. Je mehr sich die Werte unterscheiden, desto mehr nähert sich Pseudo- $R^2$  dem Wert eins, es gilt also „je höher desto besser“. Nach Urban (1993) kann bei Werten im Bereich von 0,2 bis 0,4 von einer guten Modell-Schätzung ausgegangen werden (S. 62). Das vollständige Modell 6 weist ein Pseudo- $R^2$  von 0,4143 auf. Auf Basis dieser Maßzahl kann also von einem sehr guten Modell-Schätzung gesprochen werden.

Modell 1 zeigt jedoch auch, dass nur auf Basis der Variablen, welche die derzeitige ökonomische Situation abbilden, bereits eine gute Modell-Schätzung erreicht wird. Denn der Wert des Pseudo- $R^2$  liegt bei Modell 1 immerhin schon bei 0,2648.

Eine weitere Möglichkeit der Beurteilung des Modells bieten so genannte Klassifikationstabellen, in denen die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten der Analyseeinheiten ihren tatsächlichen Werten gegenübergestellt werden. Dabei werden Haushalte mit einer vorhergesagten Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme von größer oder gleich 0,5 als Inanspruchnehmer und Haushalte mit geringeren Wahrscheinlichkeiten als Nichtinanspruchnehmer klassifiziert. Es kann nun untersucht werden,

wie viele Haushalte auf Basis der Schätzungen des vollständigen Modells fälschlich klassifiziert wurden. Tabelle 6 gibt hierzu einen Überblick.

Tabelle 6: Klassifikationstabelle Modell 6

Klassifikation	tatsächliche Werte						
		Inanspruchnehmer		Nichtinanspruchnehmer		Gesamt	
	Inanspruchnehmer	157	a	39	b	196	c
	Nichtinanspruchnehmer	51	d	265	e	316	f
	Gesamt	208	g	304	h	512	N

Die Tabelle 6 zeigt, dass für 39 Haushalte eine Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme von größer oder gleich 0,5 geschätzt wurde, obwohl diese Haushalte de facto keine Sozialhilfe in Anspruch nehmen. Ebenso erhielten 51 Haushalte Wahrscheinlichkeiten unter 0,5 zugewiesen, obwohl sie de facto Sozialhilfe beziehen. Der Anteil der richtig klassifizierten Haushalte an allen Haushalten ( $\frac{157+265}{512}$ ) beträgt 82,42%.

Jedoch könnten bereits nur auf Basis der Verteilung der abhängigen Variable schon 59,5 % der Haushalte richtig klassifiziert werden<sup>11</sup>. Eine Beurteilung der Güte des Modells auf Basis von Klassifikationstabellen sollte daher die Randverteilung der tatsächlichen Werte mit einbeziehen. Long (1997) schlägt hierfür den so genannten „adjusted count R<sup>2</sup>“ vor (S. 108<sup>12</sup>).

$$\begin{aligned}
 \text{Adjusted Count } R^2 &= \frac{\sum_j n_{jj} - \max_r(n_{r+})}{N - \max_r(n_{r+})} \\
 &= \frac{(157 + 265) - 304}{512 - 304} \\
 &= 0,5673
 \end{aligned}$$

Hierbei ist  $\sum_j n_{jj}$  die Anzahl aller richtigen Vorhersagen und  $\max_r(n_{r+})$  der höhere der beiden Werte der Reihenrandverteilung.

Daraus ergibt sich, dass unter Kenntnis der unabhängigen Variablen des Modells sich die Fehler bei der Vorhersage der Inanspruchnahme um 56,7 % verringern im Vergleich zur Vorhersage allein auf Basis der Randverteilung der abhängigen Variable.

Der Wert des adjusted count R<sup>2</sup> für Modell 1 beträgt bereits schon 44,7 %. Nur auf Basis der Kenntnisse der aktuellen finanziellen Situation der Haushalte kann deren Inanspruchnahme bereits in 77,54 % der Fälle richtig vorhergesagt werden. Eine Erweiterung der Schätzbasis von Modell 1

<sup>11</sup> Da die meisten Haushalte Nichtinanspruchnehmer sind, werden schlicht alle Haushalte als Nichtinanspruchnehmer klassifiziert womit man in 59,5 % aller Fälle richtig liegt.

<sup>12</sup> Zum besseren Verständnis wurde die Notierung der Formel etwas abgeändert. Die Kleinbuchstaben beziehen sich auf die Buchstaben in den Zellen der Klassifikationstabelle. Mit  $\max((a+e),(b+d))$  soll die Hauptdiagonale angesprochen sein.

um die im Modell 6 verwendeten Informationen reduziert die Fehler bei der Vorhersage im Vergleich zu Modell 1 noch um 21,74%.

Mit Hilfe der Klassifikationstabellen können außerdem differenzierte Aussagen darüber getroffen werden, wie gut die Modelle 1 und 6 der Vorhersage des Verhaltens der Inanspruchnehmer im Vergleich zur Vorhersage des Verhaltens der Nichtinanspruchnehmer dienen können.

Die Nicht-Inanspruchnahme wurde in Modell 1 schon bei 86,18 % aller tatsächlichen Nichtinanspruchnehmer richtig vorhergesagt<sup>13</sup>. Modell 6 zeigt im Vergleich dazu mit 87,17 % einen nur geringe Verbesserung der Vorhersage dieser Gruppe. Dem entgegen wurde die Inanspruchnahme in Modell 1 bei nur 64,9 % aller tatsächlichen Inanspruchnehmer richtig vorhergesagt<sup>14</sup>. Durch das erweiterte Modell 6 wird die Trefferwahrscheinlichkeit in dieser Gruppe auf 75,48 % erheblich verbessert, verbleibt jedoch unter derjenigen der Gruppe der Nichtinanspruchnehmer.

Das bedeutet zum einen, dass die hier betrachteten Modelle das Verhalten der Nichtinanspruchnehmer besser modellieren als das Verhalten der Inanspruchnehmer, denn in der Gruppe der Nichtinanspruchnehmer wird durch beide Modelle ein höherer Anteil richtig klassifiziert. Zum anderen zeigt sich auch, dass die Erweiterung des Modells vor allem die Vorhersagekraft der Inanspruchnahme verbessert. Bei einer Vorhersage nur auf Basis der Kenntnis der ökonomischen Situation der Haushalte würden noch relativ viele Inanspruchnehmer fälschlich als Nichtinanspruchnehmer klassifiziert. Gute Ergebnisse der Vorhersage des Verhaltens der Inanspruchnehmer werden erst durch die Hinzunahme aller Variablen des vollständigen Modells erzielt. Dem entgegen bringt allein die Kenntnis der aktuellen ökonomischen Situation der Haushalte schon relativ gute Ergebnisse zur Vorhersage des Verhaltens der Nichtinanspruchnehmer. Hieran ändert die Erweiterung des Modells nicht mehr viel.

Insgesamt können auf Grundlage der hier verwendeten Gütemaße alle Modelle als gut bis sehr gut bewertet werden. Die Determinanten der Inanspruchnahme scheinen komplexer und vielfältiger zu sein als die der Nichtinanspruchnahme. Nicht-Inanspruchnahme erscheint hingegen vor allem durch die finanzielle Bedarfssituation determiniert.

---

<sup>13</sup> Dieser Wert wird als die Spezifität eines Tests bezeichnet.

<sup>14</sup> Dieser Wert wird als die Sensitivität eines Tests bezeichnet.

Tabelle 6: Determinanten der Inanspruchnahme von Sozialhilfe, Modelle 1 bis 6

Variable (Referenzkategorie in Klammern)	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
<b>Armutsgrad</b>	0,0564*** (0,0061)	0,0502*** (0,00669)	0,0505*** (0,0068)	0,0525*** (0,0071)	0,0537*** (0,0072)	0,0538*** (0,0071)
<b>Wohneigentümer</b>	-2,0559*** (0,6404)	-1,9276*** (0,6861)	-1,8811*** (0,7214)	-2,0564*** (0,7457)	-1,9891*** (0,7412)	-1,9705*** (0,7494)
<b>sozialhilfeberechtigt i. Vorjahr (nein)</b>						
ja	0,7741*** (0,2296)	0,9033*** (0,2532)	0,8293*** (0,2622)	0,7169*** (0,2698)	0,7358*** (0,2726)	0,7483*** (0,2736)
nicht beobachtet	-0,0066 (0,5929)	-0,562 (0,6762)	-0,7249 (0,7124)	-0,8186 (0,72239)	-0,8168 (0,7204)	-0,821 (0,7227)
<b>Anzahl der Kinder bis 6 Jahren i. HH</b>		0,9338*** (0,223)	0,9767*** (0,2314)	1,0365*** (0,2416)	1,0790*** (0,2461)	1,0240*** (0,2528)
<b>Anzahl der Kinder ab 7 Jahren i. HH</b>		0,1656 (0,1388)	0,2558* (0,144)	0,3021** (0,1496)	0,3070** (0,1503)	0,2760* (0,1547)
<b>Alleinerziehenden-Haushalt</b>		0,8981*** (0,3037)	0,8117*** (0,3126)	0,7941** (0,321)	0,7790** (0,3236)	0,7502** (0,3238)
<b>pflegebedürftige Person i. Haushalt</b>		1,6427*** (0,5454)	1,5629*** (0,557)	1,4901*** (0,5618)	1,4845*** (0,5627)	1,5626*** (0,569)
<b>HV in schlechtem Gesundheitszustand</b>		0,0122 (0,411)	-0,0798 (0,4236)	-0,1194 (0,4229)	-0,1405 (0,4286)	-0,1066 (0,4303)
<b>HV ist erwerbsgemindert/schwerbeh.</b>		0,2011 (0,4049)	0,125 (0,413)	0,0654 (0,4163)	0,082 (0,4192)	-0,004 (0,4328)
<b>Erwerbsstatus d. HV (voll erwerbstätig)</b>						
in Teilzeitbeschäftigung		0,9370* (0,4996)	1,1191** (0,5181)	1,2053** (0,5354)	1,2970** (0,5412)	1,2828** (0,5436)
in Altersrente		0,3969 (0,5295)	0,5629 (0,5641)	0,8945 (0,5856)	1,0511* (0,5948)	1,5790** (0,7504)
arbeitslos u. nicht auf Stellensuche		1,6532*** (0,5689)	1,9272*** (0,6105)	2,0971*** (0,6358)	2,2251*** (0,6433)	2,3254*** (0,6508)
arbeitslos u. auf Stellensuche		1,1937*** (0,4622)	1,1900** (0,4873)	1,1985** (0,4976)	1,1815** (0,5023)	1,1938** (0,5032)
nicht erwerbstätig u. nicht auf Stellensuche		1,1228** (0,4954)	1,3513*** (0,523)	1,5621*** (0,5447)	1,6028*** (0,5503)	1,5811*** (0,5608)
nicht erwerbstätig u. auf Stellensuche		0,7753 (0,7549)	0,9915 (0,7854)	1,1527 (0,82599)	1,2083 (0,8446)	1,1781 (0,8466)
<b>HV ist ehrenamtlich in Vereinen o. ä. tätig</b>			-1,0241** (0,4541)	-0,9622** (0,4614)	-0,9440** (0,4618)	-0,9450** (0,4629)
<b>HV besucht die Kirche o. ä.</b>			-0,5441* (0,2784)	-0,6360** (0,2964)	-0,5327* (0,3011)	-0,5000* (0,3033)
<b>HV ist in Bürgerinitiative oder Politik tätig</b>			0,1064 (0,7634)	0,0465 (0,7934)	-0,0356 (0,805)	-0,1007 (0,8064)
<b>HV neigt sehr stark einer Partei zu</b>			1,4839* (0,8382)	1,5423* (0,8573)	1,6463* (0,8619)	1,6948* (0,8802)
<b>derzeitiger Wohnort (mittlere Stadt)</b>						
Großstadt			0,6055* (0,3236)	0,3939 (0,3378)	0,462 (0,3404)	0,4954 (0,342)
Land			-0,2139 (0,2884)	-0,0148 (0,3037)	0,0275 (0,3076)	0,0291 (0,3087)
<b>Wohnort d. Kindheit d. HV (mittlere Stadt)</b>						
Kindheit auf dem Land				-0,1471 (0,3064)	-0,1558 (0,307)	-0,142 (0,3082)
Kindheit in der Großstadt				0,9186*** (0,3359)	0,9544*** (0,3396)	0,9548*** (0,342)
<b>Vater d. HV ohne Bildungsabschluss</b>				0,6362* (0,3279)	0,6962** (0,3291)	0,7051** (0,3307)
<b>neue Bundesländer</b>					0,6094* (0,3255)	0,6059* (0,3262)
<b>Alter d. HV</b>						0,0224 (0,0495)
<b>Alter<sup>2</sup> d. HV</b>						-0,0004 (0,0006)
<b>Konstante</b>	-2,2333*** (0,2348)	-3,8047*** (0,4963)	-3,7296*** (0,5405)	-4,1926*** (0,5941)	-4,5289*** (0,6311)	-4,7289*** (1,2162)
<b>Pseude R<sup>2</sup> (McFadden)</b>	0,265	0,360	0,389	0,407	0,412	0,414

Irrtumswahrscheinlichkeit: \*\*\* < 0,01; \*\* < 0,05; \* < 0,1, Standardfehler in Klammern

Datenbasis SOEP 2001, eigene Berechnungen

Tabelle 7: Determinanten der Inanspruchnahme von Sozialhilfe, Modell 6

Variable (Referenzkategorie in Klammern)	$\beta$	Standardfehler	Einheits-Effekte
<b>Armutsgrad</b>	0,054***	0,007	-
<b>Wohneigentümer</b>	-1,971***	0,749	-30,5
<b>sozialhilfeberechtigt i. Vorjahr (nein)</b>			
Ja	0,748***	0,274	16,8
nicht beobachtet	-0,821	0,723	-13,0
<b>Anzahl der Kinder bis 6 Jahren i. Haushalt</b>	1,024***	0,253	-
<b>Anzahl der Kinder ab 7 Jahren i. Haushalt</b>	0,276*	0,155	-
<b>Alleinerziehenden-Haushalt</b>	0,750**	0,324	17,7
<b>pflegebedürftige Person i. Haushalt</b>	1,563***	0,569	37,2
<b>HV in schlechtem Gesundheitszustand</b>	-0,107	0,430	-2,4
<b>HV ist erwerbsgemindert o. schwerbehindert</b>	-0,004	0,433	0,0
<b>Erwerbsstatus d. HV (voll erwerbstätig)</b>			
in Teilzeitbeschäftigung	1,283**	0,544	21,8
in Altersrente	1,579**	0,750	28,7
arbeitslos u. nicht auf Stellensuche	2,325***	0,651	47,2
arbeitslos u. auf Stellensuche	1,194**	0,503	19,8
nicht erwerbstätig u. nicht auf Stellensuche	1,581***	0,561	28,8
nicht erwerbstätig u. auf Stellensuche	1,178	0,847	19,4
<b>HV ist ehrenamtlich in Vereinen o. ä. tätig</b>	-0,945**	0,463	-18,8
<b>HV besucht die Kirche o. ä.</b>	-0,500*	0,303	-11
<b>HV ist in Bürgerinitiative oder Politik tätig</b>	-0,101	0,806	-0,02
<b>HV neigt sehr stark einer Partei zu</b>	1,695*	0,880	39,7
<b>derzeitiger Wohnort (mittlere Stadt)</b>			
Großstadt	0,495	0,342	11,6
Land	0,029	0,309	0,6
<b>Wohnort der Kindheit d. HV (mittlere Stadt)</b>			
Kindheit auf dem Land	-0,142	0,308	-2,9
Kindheit in der Großstadt	0,955***	0,342	22,8
<b>Vater d. HV ohne Bildungsabschluss</b>	0,705**	0,331	16,7
<b>neue Bundesländer</b>	0,606*	0,326	14,3
<b>Alter d. HV</b>	0,022	0,050	-
<b>(Alter)<sup>2</sup> d. HV</b>	-0,0004	0,0006	-
<b>Konstante</b>	-4,729	1,216	
<hr/>			
LL <sub>0</sub>	-345,84		
LL <sub>v</sub>	-202,54		
Likelihood-Ratio- $\chi^2$ (28)	286,59		
Prob > $\chi^2$	0,0000		
Pseudo-R <sup>2</sup> (McFadden)	0,414		

Irrtumswahrscheinlichkeit: \*\*\* < 0,01; \*\* < 0,05; \* < 0,1  
Datenbasis SOEP 2001, eigene Berechnungen

## Interpretation der Ergebnisse

Bei der Interpretation der Regressionskoeffizienten der einzelnen unabhängigen Variablen ist zu beachten, dass sich die Koeffizienten auf die lineare Gleichung der latenten Variable  $y^*$  beziehen. Sie sind somit nicht direkt interpretierbar. Urban (1993) schlägt vor, die Koeffizienten lediglich in Bezug auf Vorzeichen und Signifikanz zu interpretieren (S. 40). Um dennoch eine anschauliche Interpretation der Effekte zu ermöglichen und dabei auch Aussagen über deren Stärke machen zu können, schlägt dagegen Long (1997) vor, den Einfluss auf Basis von Marginal-Effekten für kontinuierliche Variablen und Einheits-Effekten für nominal skalierte Variablen zu interpretieren (S. 74). In beiden Fällen wird der Einfluss einer unabhängigen Variablen auf die Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme unter der Bedingung betrachtet, dass alle übrigen Variablen des Modells konstant gehalten werden. Die Werte der Marginaleffekte und der Einheits-Effekt werden von dem Niveau, auf dem die übrigen unabhängigen Variablen konstant gehalten werden, mitbestimmt. Es werden im Folgenden hierfür Mittelwerte verwendet.

Der Marginal-Effekt einer kontinuierlichen Variable am Mittelwert der unabhängigen Variablen entspricht der Ableitung der obigen Gleichung nach  $x_k$  am Mittelwert aller übrigen unabhängigen Variablen:

$$\frac{\partial P(y = 1 | \bar{X})}{\partial x_k}$$

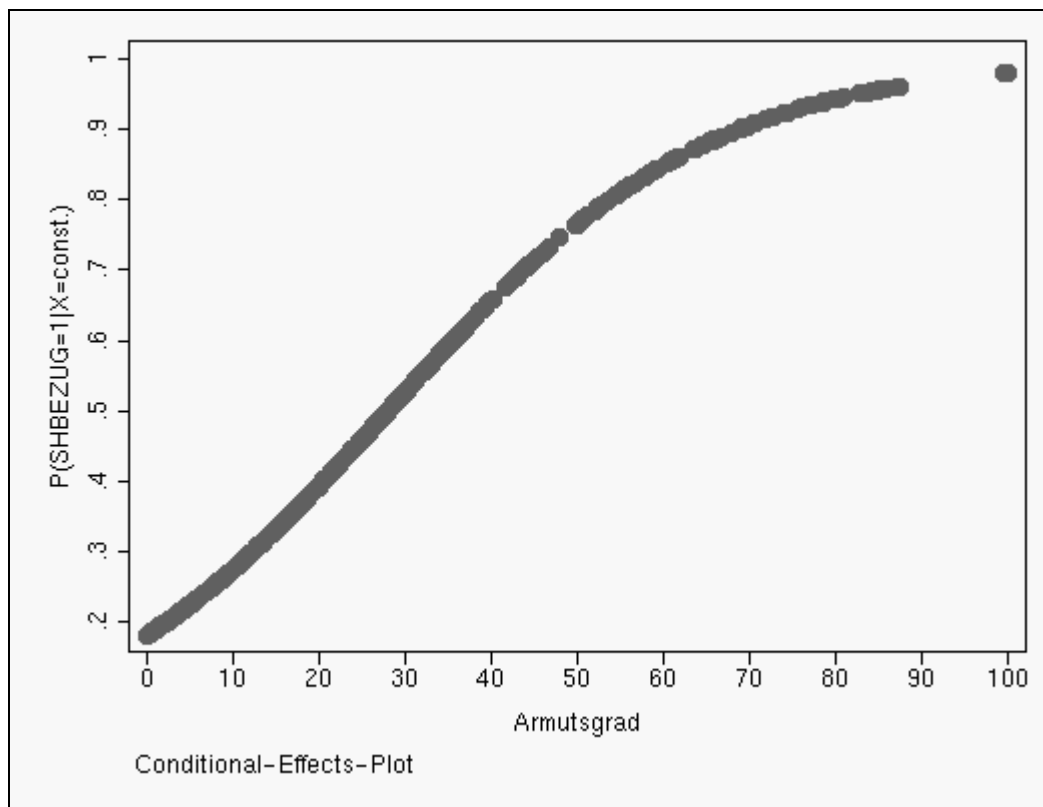
Da der Zusammenhang zwischen  $P(y=1)$  und  $x_k$  im Logit-Modell nicht linear, sondern S-förmig ist, bleibt die Veränderung von  $P(y=1)$  bei einer Veränderung von  $x_k$  um eine Einheit mit der Variation von  $x_k$  jedoch nicht konstant. Der Zusammenhang kann daher am anschaulichsten graphisch mit Hilfe eines Conditional-Effects-Plots für  $P(y=1)$  und  $x_k$  dargestellt werden.

Der Einheits-Effekt einer nominal skalierten Variable stellt die Differenz zwischen der Wahrscheinlichkeit  $P(y = 1)$  im Falle von  $x_k = 1$  und der Wahrscheinlichkeit von  $P(y = 1)$  im Falle von  $x_k = 0$  dar:

$$\frac{\Delta P(y = 1 | \bar{X})}{\Delta x_k} = P(y = 1 | \bar{X}, x_k = 1) - P(y = 1 | \bar{X}, x_k = 0)$$

Der Armutsgrad zeigt über alle Modellspezifikationen hinweg einen signifikanten positiven Einfluss auf den Logit der Inanspruchnahme. Daraus kann geschlossen werden, dass die Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme mit zunehmendem Armutsgrad steigt.

Abbildung 1: Beziehung zwischen Armutsgrad und Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme



Die Abbildung 1 zeigt den für das logistische Modell typischen S-förmigen Verlauf der Beziehung. Die Kurve steigt bis zu einem Armutsgrad von etwa 60 % sehr stark an und wird dann flacher. Das heißt, dass Haushalten mit einem Einkommen von etwa einem Drittel der Bedarfsschwelle bereits eine sehr hohe Inanspruchnahme-Wahrscheinlichkeit zugewiesen wird. Bei diesen sehr armen Haushalten zeigt ein zusätzlicher Prozentpunkt des Armutsgrades einen geringeren Einfluss auf die Erhöhung der Inanspruchnahme-Wahrscheinlichkeit als bei weniger Armen. Haushalten, die über ein Einkommensniveau von knapp 30 % unterhalb ihrer Bedarfsschwelle verfügen, wird eine Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme von 0,5 vorhergesagt. Das heißt, bei einem Armutsgrad von etwa 30 % ist das Ergebnis „unentschieden“.

Der Einfluss des Merkmals Wohneigentümer ist ebenfalls positiv und hoch signifikant. Im Vergleich zu Mietern haben Wohneigentümer ceteris paribus eine um 30,5 Prozentpunkte geringere Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme. Es wird davon ausgegangen, dass Wohneigentümer in der Vergangenheit Phasen des Wohlstandes durchlebt haben. Es kann vermutet werden, dass Wohneigentümer eher über langlebige Konsumgüter verfügen und somit in der kurzen Frist weniger bedürftig sind, als Haushalte, die schon immer oder schon länger arm sind. Der negative Einfluss



des Wohneigentums auf die Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme ist somit auf den geringeren Bedarf der Haushalte mit Wohneigentum zurückzuführen.

Personen, die schon im letzten Jahr sozialhilfeberechtigt waren, neigen eher dazu, Sozialhilfe in Anspruch zu nehmen als Personen, die im letzten Jahr noch nicht sozialhilfeberechtigt waren. Die Stärke des Koeffizienten reduziert sich durch die Erweiterung in Modell 4. Dies ist möglicherweise auf die Kontrolle für den Bildungsabschluss des Vaters zurückzuführen, da auch diese Variablen als Indikator für Langzeitarmut wirken könnten. Erst wenn beide Variablen im Modell sind, können die einzelnen Effekte differenziert betrachtet werden. Dabei zeigt sich, dass in den Modellen 1 bis 3 der Koeffizient der ersten Variable überschätzt wird, da er hier vermutlich auch den Effekt des Indikators „Bildungsabschluss des Vaters“ mit abbildet. Das vollständige Modell 6 ergibt, dass das Merkmal eines Haushalts, schon im letzten Jahr sozialhilfeberechtigt gewesen zu sein, dessen Inanspruchnahme-Wahrscheinlichkeit *ceteris paribus* um 16,8 Prozentpunkte steigert gegenüber Haushalten, die erst seit weniger als einem Jahr sozialhilfeberechtigt sind.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die Daten die Richtigkeit der Hypothese hinweisen, dass die Entscheidung zur Inanspruchnahme von Sozialhilfe positiv von der aktuellen Bedarfslage eines Haushalts beeinflusst wird. Zudem legen die Ergebnisse nahe, dass Sozialhilfe zeitverzögert in Anspruch genommen wird. Dies kann dadurch erklärt werden, dass Haushalte ihre Ressourcen erst allmählich aufbrauchen. Haushalte, die schon längere Zeit unterhalb ihrer Bedarfsschwelle leben, sind bedürftiger als solche, die erst seit kurzem sozialhilfeberechtigt sind. Da das Einkommen statistisch kontrolliert wird, könnte dies durch den Verschleiß langlebiger Gebrauchsgüter zu erklären sein. Möglich ist auch, dass ehemals wohlhabendere Haushalte die Inanspruchnahme hinauszögern, weil sie zunächst erwarten, nur kurzfristig arm zu sein.

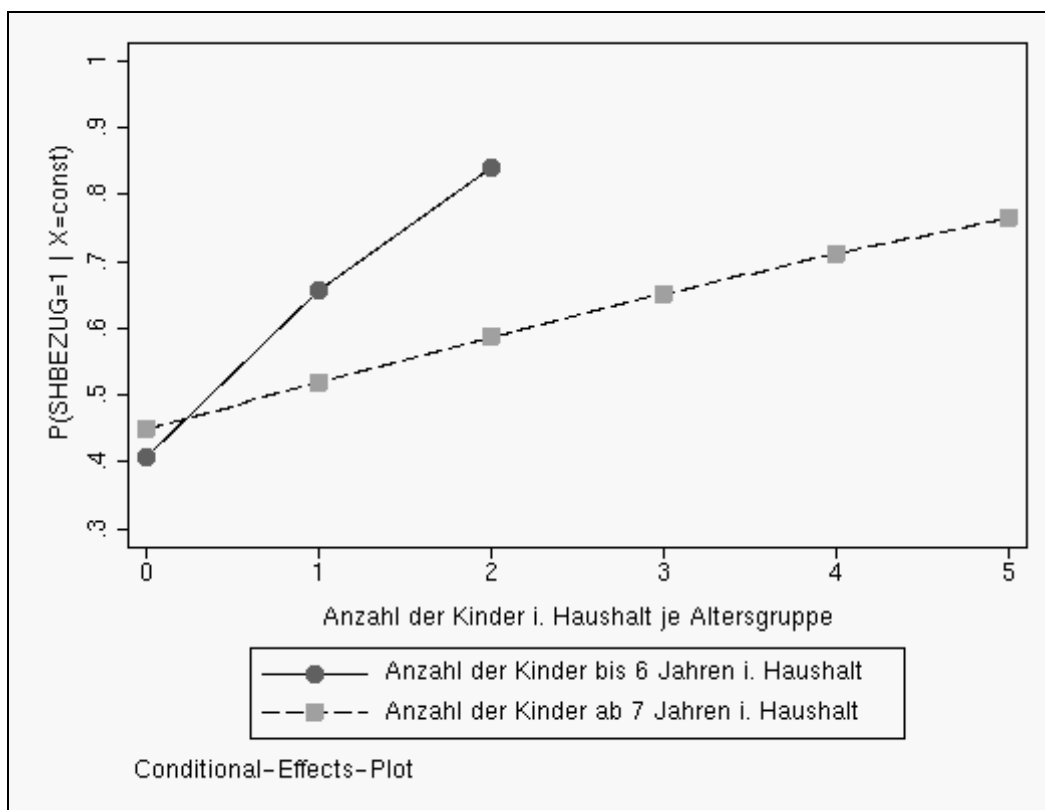
Des Weiteren wurde die Hypothese formuliert, dass die Selbsthilfefähigkeit einer Person einen negativen Einfluss auf die Neigung zur Inanspruchnahme ausübt und dass die Selbsthilfefähigkeit wesentlich durch die Integration der Person in den Arbeitsmarkt determiniert ist.

Es wurde die Annahme getroffen, dass die Existenz von Kindern im Haushalt die Integration in den Arbeitsmarkt längerfristig erschwert. Die Abbildung 2 zeigt, dass *ceteris paribus* die Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme kontinuierlich steigt, je mehr Kinder bis sechs Jahren sich im Haushalt befinden. Der Effekt ist über alle Modelle hinweg hoch signifikant. Weniger eindeutig ist die Signifikanz des positiven Einflusses der Anzahl der Kinder ab sieben Jahren, die über die Modelle hinweg schwankt. Dem vollständigen Modell zu Folge kann mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit

von weniger als 10 % von einer positiven Beziehung zwischen der Anzahl der Kinder ab sieben Jahren und der Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme ausgegangen werden.

Will man diese Beziehung trotz des geringen Signifikanzniveaus interpretieren, so kann auf Basis eines Vergleichs der Beziehungen in der Abbildung 2 gefolgert werden, dass bezüglich der Inanspruchnahme die Anzahl der Kinder unter sieben Jahren sehr viel ausschlaggebender ist als die Anzahl der Kinder ab sieben Jahren. Dies kann als Hinweis dafür dienen, dass der positive Einfluss von Kindern im Haushalt auf die Inanspruchnahme-Wahrscheinlichkeit tatsächlich auf deren Wirkung als längerfristige Hemmfaktoren der Erwerbstätigkeit zurückzuführen ist, da diese Wirkung vor allem bei Kindern besteht, die sich noch nicht im schulpflichtigen Alter befinden.

Abbildung 2: Beziehung zwischen Kinderanzahl und Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme nach Altersgruppen



Haushalte von Alleinerziehenden zeigen im vollständigen Modell ceteris paribus eine um 17,7 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme im Vergleich zu anderen Haushalten. Sowohl Stärke als auch Signifikanzniveau nehmen mit zunehmender Erweiterung des Modells etwas ab, ohne dass ad hoc bestimmt werden könnte, wo die Ursache hierzu liegt. Im vollständigen Modell befindet sich der Effekt jedoch noch auf einem 5 %-Signifikanzniveau.

Der Einfluss der Tatsache, dass sich eine pflegebedürftige Person im Haushalt befindet ist über alle Modelle hinweg stabil hoch signifikant. Die Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme liegt bei Haushalten mit einer pflegebedürftigen Person *ceteris paribus* um 37,2 Prozentpunkte über der von Haushalten ohne pflegebedürftiger Person.

Dem entgegen zeigen die Variablen, die den aktuellen Gesundheitszustand und die Erwerbsfähigkeit des Haushaltsvorstandes abbilden sollen überhaupt keine signifikanten Effekte. Die Entscheidung zur Inanspruchnahme ist dem Modell nach also nicht von diesen Variablen beeinflusst.

Es kann auf Basis dieser Ergebnisse also festgehalten werden, dass die Notwendigkeit der Betreuung anderer Haushaltsmitglieder die Inanspruchnahme von Sozialhilfe signifikant positiv beeinflusst.

Für den Mechanismus dieses Einflusses stehen theoretisch zwei Interpretationen zur Verfügung, die sich gegenseitig nicht ausschließen. Auf der einen Seite erschwert die Notwendigkeit der Betreuung von Haushaltsmitgliedern langfristig die Erwerbstätigkeit und reduziert somit die Selbsthilfefähigkeit der Betreuungsperson. Auf der anderen Seite kann der Betreuungsperson die Inanspruchnahme aufgrund sozialer Rollenerwartungen erleichtert werden. Die Existenz mehrerer Kinder oder Kranker und Schwacher in einem Haushalt legitimiert die Annahme von Hilfe. Aufgrund der Betreuungsarbeit wird die Sozialhilfe möglicherweise nicht als eine Verletzung der Reziprozitätsnorm erlebt, sondern als eine rechtmäßige „Entschädigung“ für die geleistete Arbeit im Haushalt.

Des Weiteren wurde die Hypothese formuliert, dass der Erwerbsstatus einer Person deren objektive und subjektive Selbsthilfefähigkeit bestimmt. Je höher die Selbsthilfefähigkeit einer Person, desto geringer ist ihre Neigung zur Inanspruchnahme. Die Variablen des Erwerbsstatus sind in Bezug auf die Referenzkategorie Vollzeitbeschäftigung zu interpretieren. Dabei ist zu beachten, dass die Effekte des Erwerbsstatus nicht in Hinblick auf das aus dem Erwerbsstatus ableitbare Einkommen interpretiert werden können, da in den Modellen durch die Variable *ARMUTSGRAD* bereits für Einkommen kontrolliert wird.

Haushaltsvorstände in Teilzeitbeschäftigung weisen im Vergleich zu voll erwerbstätigen *ceteris paribus*, d.h. auch bei gleichem Einkommen, eine um 21,8 Prozentpunkte signifikant höhere Wahrscheinlichkeit auf, Sozialhilfe in Anspruch zu nehmen.

Arbeitslose, die sich derzeit aktiv um eine Arbeitsstelle bemühen, weisen mit 19,8 Prozentpunkten ähnliche Unterschiede zu den Voll-Erwerbstätigen auf wie die Gruppe der Teilzeitbeschäftigten. Erwerbstätige in Teilzeitbeschäftigung sind in den Arbeitsmarkt integriert und haben gute Chancen, ihre Notsituation durch zusätzliche Erwerbsarbeit zu überbrücken. Die Ähnlichkeit der Effekte von

stellensuchenden Arbeitslosen und Teilzeitbeschäftigten kann dahingehend interpretiert werden, dass Arbeitslose auf Stellensuche genauso wie Teilzeitbeschäftigte die Chance sehen, in naher Zukunft über mehr Einkommen zu verfügen.

Es zeigt sich, dass die Unterscheidung in Gruppen je nachdem, ob derzeit nach einer Stelle gesucht wird oder nicht, empirisch relevant ist. Denn während im Vergleich aller Erwerbsgruppen die Gruppe der Arbeitslosen, die nicht auf Stellensuche sind, die höchste Wahrscheinlichkeit zur Inanspruchnahme aufweisen, haben Arbeitslose, die auf Stellensuche sind, nach den Vollzeitbeschäftigten die geringste Wahrscheinlichkeit.

Stellensuchende Nicht-Erwerbstätige unterscheiden sich im Gegensatz zu den nicht Nichterwerbstätigen, die derzeit keine Stelle suchen, nicht signifikant von den Voll-Erwerbstätigen. Vermutlich gehören zu den stellensuchenden Nicht-Erwerbstätigen vor allem junge Berufseinsteiger, die sich in der Übergangsphase zwischen Ausbildung und Arbeitsmarkt befinden und eine sehr schnelle Verbesserung ihrer finanziellen Situation erwarten<sup>15</sup>.

Rentner und Nichterwerbstätige, die nicht auf Stellensuche sind, ähneln sich sehr in ihrem Verhalten. Beide Gruppen haben ceteris paribus eine fast 29 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme im Vergleich zu Vollerwerbstätigen. Die Ähnlichkeit dieser Gruppen scheint plausibel, da beide dem Arbeitsmarkt sehr fern stehen und in der Regel nicht mit einer baldigen Verbesserung ihrer ökonomischen Situation rechnen können.

Der Effekt des Rentnerstatus gewinnt erst im Modell 6, in dem zusätzlich für Alter kontrolliert wird, seine volle Stärke und Signifikanz. Da der Rentnerstatus einer Person durch deren Alter ursächlich bestimmt ist, korreliert die Variable Alter naturgemäß mit dem Rentnerstatus. Somit werden in den Modellen 1 bis 5 die Effekte von Alter und Rentenstatus konfundiert. Wenn auch Alter letztendlich keinen signifikanten Effekt aufweist, so ist die Kontrolle hierfür dennoch notwendig, um den Einfluss des Rentenstatus sichtbar zu machen. Die Variable Alter zeigt dabei die Wirkung einer so genannten Suppressorvariable. Sie dämpft den Zusammenhang zwischen Rentnerstatus und Inanspruchnahme-Wahrscheinlichkeit. Erst durch die statistische Kontrolle für das Alter kommt der positive Effekt des Rentnerstatus voll zur Geltung.

Es zeigt sich, dass über den Erwerbsstatus vermittelte Erwartungen über zukünftige Einkommenserzielungsmöglichkeiten die Entscheidung zur Inanspruchnahme beeinflussen. Personen, die über eine geringe Selbsthilfefähigkeit verfügen, das heißt bei denen sich in Zukunft nichts an ihrem Erwerbsstatus ändern wird, da sie Rentner sind oder sich nicht aktiv um eine Arbeitsstelle bemühen,

---

<sup>15</sup> Das Durchschnittsalter dieser Gruppe liegt mit 30 Jahren um 13 Jahre unterhalb des Durchschnittsalters der gesamten Stichprobe. Es ist jedoch auch nicht auszuschließen, dass diese Gruppe fälschlicherweise als sozialhilfeberechtigt klassifiziert wurde, da hier möglicherweise noch Unterhaltsansprüche gegenüber den Eltern bestehen.

haben im Vergleich zu Vollerwerbstätigen *ceteris paribus* höhere Inanspruchnahme-Wahrscheinlichkeiten als Erwerbstätige in Teilzeitbeschäftigung und Arbeitssuchende, die in den Arbeitsmarkt integriert sind und somit mehr Chancen auf zusätzliches Erwerbseinkommen in der nahen Zukunft haben.

Eine weitere Gruppe von Variablen dient der Operationalisierung von sozialer Kontrolle. Es wurde die Erwartung formuliert, dass Personen, die stark in der Öffentlichkeit stehen oder auf dem Land wohnen, größerer sozialer Kontrolle ausgesetzt sind und eher damit rechnen müssen, dass ihr Sozialhilfebezug bekannt und negativ beurteilt wird. Somit besteht für sie ein höheres Risiko der Stigmatisierung und des Verlusts an sozialer Wertschätzung als Folge der Inanspruchnahme. Dem entgegen wird vermutet, dass Stadtbewohnern der Bezug von Sozialhilfe durch die höhere Anonymität in der Stadt erleichtert wird.

Tatsächlich neigen Haushalte mit Haushaltsvorständen, die ehrenamtliche Tätigkeiten in Vereinen o. ä. ausüben oder die Kirche bzw. andere religiöse Veranstaltungen besuchen, *ceteris paribus* eher dazu, sich gegen die Inanspruchnahme von Sozialhilfe zu entscheiden. Eine ehrenamtliche Tätigkeit senkt die Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme signifikant um 18,8 Prozentpunkte.

Der negative Effekt der Kirchbesuche beträgt elf Prozentpunkte, ist mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von fast 10 % im vollständigen Modell 6 jedoch nur sehr schwach signifikant. Da die Signifikanz jedoch über die Modelle hinweg vorhanden ist, besteht dennoch Interpretationsbedarf.

Den Zusammenhang von Kirchbesuchen und Inanspruchnahme finden schon Kayser und Frick (2001) bestätigt. Die Autoren stellen zwei mögliche Interpretationen zur Debatte. Entweder sei dies tatsächlich auf die höhere soziale Kontrolle und Stigmatisierungsgefahr der Kirchgänger zurückzuführen. Denkbar sei jedoch auch, dass Kirchgänger weniger auf Sozialhilfe angewiesen seien, da sie über Zugang zu alternativen Unterstützungen durch die der Kirche angeschlossenen karitativen Organisationen verfügen (Kayser/Frick 2001, S. 51).

Die Bedeutung sozialer Kontrolle, der nun hiermit auch über den Einfluss ehrenamtlicher Tätigkeiten nachgewiesen wurde, scheint eher für die erste Interpretation zu sprechen. Es scheint plausibel, dass die Interpretation der Wirkung ehrenamtlicher Tätigkeiten über die verstärkte soziale Kontrolle auch für die Wirkung der Einbindung in eine Kirchengemeinde gelten kann.

Es wurde erwartet, dass ein Engagement in der Politik aufgrund der gleichen Mechanismen zu einer geringeren Inanspruchnahme-Wahrscheinlichkeit führt. Überraschenderweise zeigen die Variablen jedoch gar keine bzw. gegenteilige Effekte. Für das Merkmal des Haushaltsvorstandes, in Bürgerinitiativen oder in der Politik tätig zu sein, kann über drei Modellspezifikationen hinweg kein signifikanter Einfluss auf die Entscheidung für den Bezug von Sozialhilfe nachgewiesen werden. Jedoch

haben Haushaltsvorstände, die stark einer Partei zuneigen, *ceteris paribus* eine außerordentlich hohe Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme im Vergleich zu anderen. Mit 39,7 Prozentpunkten ist der Einheitseffekt dieser Variablen im Vergleich zu den anderen als sehr hoch einzuschätzen. Der Effekt kann zwar nur mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 10 % abgesichert werden, ist aber über die Modelle hinweg stabil. Daher soll an dieser Stelle eine Ad-hoc-Interpretation dieses unerwarteten Effekts versucht werden.

Es kann bei Personen mit starker Parteienidentifikation eine hohe Identifikation mit ihrer Rolle als Bürger vermutet werden. Zudem sind sie vermutlich überdurchschnittlich gut über staatliche Institutionen informiert. Solche Personen haben ein starkes Rechtsbewusstsein und sind sich des rechtlich und gesetzlich abgesicherten Anspruchs auf Sozialhilfe sehr gut im klaren. Die Inanspruchnahme hat für sie dann eher den Charakter des Geltendmachen eines Rechtsanspruchs und weniger den des Bettelns um Almosen. Möglicherweise sehen sie auch ihre eigene Situation distanzierter und erkennen, dass gesellschaftliche Umstände, wie beispielsweise die Lage am Arbeitsmarkt, für ihre Notsituation mit verantwortlich sind. Wer seine Notlage eher in einen solchen Kontext einordnen kann, ist womöglich weniger anfällig dafür, den Sozialhilfebezug mit persönlichem Versagen in Zusammenhang zu bringen<sup>16</sup>.

Entgegen der Erwartungen weisen die Variablen der Wohnortsgröße keinen signifikanten Effekt auf. Das Merkmal, auf dem Land zu leben zeigt in keiner Modellspezifikation den erwarteten negativen Effekt.

Für Personen, in einer Großstadt zu leben, zeigt sich in Modell 3 noch ein signifikanter Unterschied im Vergleich zu Personen, die in einer mittleren Stadt wohnen. Würde für keine weiteren Variablen statistisch kontrolliert werden, könnte daraus der falsche Schluss gezogen werden, dass eine kausale Beziehung zwischen aktueller Wohnortsgröße und Inanspruchnahme-Wahrscheinlichkeit vorliegt. Das Modell 4, in dem auch der Wohnort der Kindheit statistisch kontrolliert wird, zeigt jedoch, dass es sich bei diesem Zusammenhang lediglich um eine Scheinkausalität handelt.

Es zeigt sich im Modell 4, dass die kausale Wirkung nicht von der aktuellen Wohnortsgröße ausgeht, sondern von der Größe des Wohnortes, in dem eine Person sozialisiert wurde.

Die Ergebnisse weisen darauf hin, dass die hohe Anonymität in der Stadt oder die geringere Anonymität auf dem Lande keinen Einfluss auf die Entscheidung der Inanspruchnahme haben. Die Stadt-Land-Variablen können also nicht zur Unterstützung des Hypothese herangezogen werden,

---

<sup>16</sup> Aufgrund dieses überraschenden aber nicht unplausiblen Effekts scheint es naheliegend, dass auch die Richtung der Partei einen Einfluss auf die Entscheidung zur Inanspruchnahme zeigt. Es wird hierzu eine veränderte Modellierung versucht, in der Variablen der Parteienpräferenz mit aufgenommen werden. Es werden jeweils Modelle mit und ohne Interaktion mit der Variablen „HV neigt stark einer Partei zu“ geschätzt. Die Modelle führen jedoch nicht zu neuen Ergebnissen.

wonach soziale Kontrolle die Entscheidung zur Inanspruchnahme beeinflusst. Jedoch sprechen die signifikanten Effekte der Variablen, welche die Präsenz des Haushaltsvorstandes in der Öffentlichkeit abbilden, für die Richtigkeit der Vermutung, dass soziale Kontrolle relevant ist.

Die letzte Gruppe von Variablen bildet unterschiedliche Sozialisationsbedingungen der Haushaltsvorstände ab. Es wurde die Hypothese formuliert, dass die in der Sozialisation erworbenen internen Wert- und Normenvorstellungen unterschiedlich hohe Hemmungen gegenüber der Inanspruchnahme von Sozialhilfe generieren. Diese wirken unabhängig von der aktuellen Situation auf die Bewertung der Option Sozialhilfebezug ein.

Im Gegensatz zur aktuellen Wohnortsgröße zeigt die Wohnortsgröße der Kindheit einen signifikanten Effekt auf die Inanspruchnahme. Personen, die in einer Großstadt sozialisiert wurden, neigen *ceteris paribus*, also auch unabhängig von ihrem aktuellen Wohnort, um 22,8 Prozentpunkte eher dazu, Sozialhilfe zu beanspruchen als Personen, die in einer mittleren Stadt oder auf dem Lande aufgewachsen sind. Die Sozialisation im ländlichen Milieu zeigt entgegen der Erwartungen keine Effekte im Vergleich zur Sozialisation in einer mittleren Stadt. Bezüglich des Wohnorts der Kindheit ist folglich der Unterschied zwischen Großstadt und allen übrigen kleineren Wohnorten ausschlaggebend. Es kann somit nicht mit den Besonderheiten des ländlichen Milieus argumentiert werden. Wie genau der Effekt der Sozialisation in der Großstadt interpretiert werden kann, ist nicht ganz eindeutig. Möglicherweise führt die Tatsache, dass eine Person während der Kindheit durch den Wohnort in der Großstadt eher mit verschiedenen sozialen Schichten und Milieus in Kontakt kommt, dazu dass sie im Erwachsenenalter weniger dazu neigt, im Sozialhilfebezug etwas außergewöhnliches zu sehen und sie eher von der allgemeinen negativen Wertung des Sozialhilfebezugs abweicht.

Des Weiteren wird der Bildungsabschluss des Vaters als Indikator für die Bedingungen der Sozialisation herangezogen. Es wurde die Vermutung geäußert, dass eine Person, deren Vater keinen Bildungsabschluss hat, schon in ihrer Kindheit arm war und in einem Milieu der Armut sozialisiert wurde. Es ist wahrscheinlich, dass diese Person den Sozialhilfebezug schon in der Kindheit als einen normalen Bestandteil des Alltags erlebt und somit einen unproblematischen Verhältnis zur Sozialhilfe entwickelt hat. Tatsächlich steigt die Wahrscheinlichkeit von Personen mit Vätern ohne Bildungsabschluss *ceteris paribus* um 16,7 Prozentpunkte<sup>17</sup>. Die Signifikanz dieses Effekts steigt,

---

<sup>17</sup> Da von einer hohen Korrelation zwischen dem Bildungsniveau des Haushaltsvorstandes und dessen Vater auszugehen ist, könnte kritisiert werden, dass der Effekt des Vaters nur einen Scheinzusammenhang darstellt und die Wirkung eigentlich vom Bildungsniveau des Haushaltvorstandes selbst ausgeht. Es wurde daher in einer weiteren Schätzung auch für das Bildungsniveau des Haushaltsvorstandes kontrolliert. Dies änderte jedoch nichts an den berichteten Ergeb-

sobald für Unterschiede zwischen Ost und West kontrolliert wird. Es könnte vermutet werden, dass die Wirkung des Bildungsabschlusses des Vaters vor allem für Westdeutschland gilt, da die soziale Ungleichheit in der ehemaligen DDR weniger stark ausgeprägt und weniger von Bildungstiteln abhängig war. Es wäre daher interessant, zu überprüfen, ob Interaktionen zwischen Westdeutschland und dem Bildungsabschluss des Vaters signifikante Effekte aufweisen. Leider befinden sich in der Untersuchungssample jedoch nur acht ostdeutsche Haushaltsvorstände mit Vätern ohne Bildungsabschluss, so dass eine Modellierung der Interaktionen nicht sinnvoll erscheint.

Die Wirkung des Bildungsabschlusses des Vaters auf die Neigung zur Inanspruchnahme könnte jedoch auch darüber vermittelt werden, dass Personen aus armen Familien über geringe materielle Ressourcen verfügen. Sie können mit keinen Unterstützungsleistungen aus der Familie rechnen und sind somit direkter auf den Sozialhilfebezug angewiesen<sup>18</sup>.

Allgemein scheinen die Ergebnisse zu bestätigen, dass die Entscheidung für oder gegen den Sozialhilfebezug stark von der Sozialisation einer Person abhängt. Die Resultate geben zudem Hinweise darauf, dass der *unproblematische* Umgang mit der Institution Sozialhilfe vor allem in der Kindheit erlernt wird. Besondere Bedingungen für das Erlernen eines *problematischen* Umgangs mit der Sozialhilfe konnte mit den Variablen dem entgegen nicht abgebildet werden. Anders formuliert bedeutet dies dass im Gegensatz zu Menschen, die in einer Großstadt sozialisiert wurden bzw. einen Vater ohne Bildungsabschluss haben, neigen Menschen, welche diese Besonderheiten nicht aufweisen, eher dazu, sich gegen den Sozialhilfebezug zu entscheiden.

Die Variable zur Unterscheidung zwischen Ost- und Westdeutschland sollte ebenfalls unterschiedliche Bedingungen der Sozialisation abbilden. Kayser und Frick (2001) haben für das Jahr 1996 eine signifikant geringere Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme für ostdeutsche Haushalte ausgemacht. Dies wurde mit Hinweis auf das negative Image der Sozialfürsorge in der DDR interpretiert. Hier zeigt sich jedoch, dass ostdeutsche Haushalte im Jahr 2001 eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen, Sozialhilfe zu beanspruchen. Es muss also Zweifel an der These geäußert werden, dass eine Sozialisation in Ostdeutschland eine negative Bewertung der Sozialhilfe verursache. Der unproblematische Umgang ostdeutscher Bürger mit der Institution Sozialhilfe im Jahr 2001 könnte eher auf einen erfolgreichen Transformationsprozess hinweisen, im Laufe dessen der Umgang mit neuen Institutionen sowohl von den Bürgern als auch von der Verwaltung erst erlernt werden musste. Möglicherweise spielt auch die Tatsache eine Rolle, dass aufgrund der schwierigen wirtschaftlichen Lage und der Vielzahl an aktiven Arbeitsmarktmaßnahmen in manchen Teilen

---

nissen. Der Einfluss des Bildungsniveaus des Vaters blieb signifikant während für das Bildungsniveau des Haushaltsvorstandes keine Effekte festgestellt werden konnten.

<sup>18</sup> Auch an dieser Stelle sind Sampleselektionsprobleme nicht auszuschließen. Bei der Bestimmung der Anspruchsbeurteilung prüft das Sozialamt in der Regel auch die Vermögens- und Einkommenssituation unterstützungspflichtiger Verwandten. Hierüber bietet der hier verwendete Datensatz jedoch leider keine Information.



Ostdeutschlands der Empfang sozialstaatlicher Leistungen dort nicht als eine stigmatisierende Besonderheit erlebt wird.

Der signifikante Effekt, den die Kontrolle für ost- und westdeutsche Unterschiede ergeben hat, kann letztendlich nicht eindeutig interpretiert werden. Daher wäre es naheliegend, eine gesonderte Analyse für ostdeutsche Haushalte zu unternehmen. Denn es könnte vermutet werden, dass die besonderen sozialen, ökonomischen und möglicherweise auch kulturellen Verhältnisse in Ostdeutschland Zusammenhänge generieren, die sich strukturell stark von denen unterscheiden, die in einer gesamtdeutschen Analyse festgestellt werden können.

Leider ist eine gesonderte Schätzung des Modells nur für ostdeutsche Haushalte aufgrund der geringen Fallzahl nicht möglich. Zwar überschreitet das ostdeutsche Sample mit 107 Beobachtungen die von Rese (2000) geforderte Mindestfallzahl von 100 Beobachtungen für aussagekräftige Ergebnisse (S. 107). Aufgrund der großen Anzahl unabhängiger Variablen ergeben sich jedoch bei einigen Variablen zu geringe Zelhäufigkeiten und zu geringe Varianzen.

Um diese Problematik zu umgehen, wurden verschiedene Modelle geschätzt, in denen Interaktionen zwischen der Variable für Ostdeutschland und anderen unabhängigen Variablen modelliert werden. Es waren jedoch keine weiteren signifikanten Effekte zu erkennen.

Die Variable Alter weist keine signifikanten Effekt auf. Das Verhalten der Variable des Rentnerstatus über die sechs Modellspezifikationen hinweg hat jedoch gezeigt, dass die statistische Kontrolle für das Alter notwendig ist, um die kausale Beziehung zwischen Altersrente und Inanspruchnahme klar zum Vorschein treten zu lassen.

## **VIII. Zusammenfassung**

In diesem Abschnitt sollen die aus der empirischen Analyse gewonnen Erkenntnisse zusammenfassend bewertet werden und in Bezug zum bisherigen Forschungsstand gesetzt werden.

Hervorzuheben ist der große Einfluss, den die ökonomische Situation der Haushalte auf die Entscheidung zur Inanspruchnahme ausübt. Damit bestätigt sich ein Ergebnis, das sich bereits in den Studien von Hartmann (1981), Riphahn (2001) und Kayser/Frick (2001) zeigte. Die schrittweise Modellschätzung in der vorliegenden Arbeit macht darüber hinaus deutlich, dass der ökonomischen Situation der Haushalte alleine im Vergleich zu den anderen Faktoren schon ein sehr hohes Erklärungsgewicht zukommt. Darüber hinaus weisen die Ergebnisse wie auch die Studie von Kayser/Frick (2001) darauf hin, dass der Faktor Zeit in der Entscheidung zur Inanspruchnahme eine bedeutende Rolle spielt.

Ebenfalls im Einklang mit der Literatur steht der erwiesene Einfluss der familiären Situation auf die Inanspruchnahme. Die differenzierte Betrachtung der Alterskategorie der Kinder liefert darüber

hinaus konkrete Anzeichen dafür, dass deren Wirkung über die familiär bedingte Erwerbsfähigkeit der Haushaltsmitglieder vermittelt ist. Möglich ist jedoch auch die Wirkung sozialer Rollenerwartungen, die an die familiäre Situation gekoppelt sind. Da erwartet wird, dass beide Effekte in die gleiche Richtung weisen, kann letztendlich auf Basis des empirischen Modells nicht entschieden werden, ob tatsächlich beide Mechanismen wirken, oder ob der Effekt nur auf der familiär bedingten reduzierten Erwerbsfähigkeit beruht.

Bezüglich des Erwerbsstatus des Haushaltsvorstandes hat sich die Differenzierung nach aktiver Stellensuche der Arbeitslosen und Nichterwerbstätigen und somit die Berücksichtigung von Erwartungen über die Länge der Armutsphase als fruchtbar erwiesen.

Die Ergebnisse zeigen außerdem, dass die Wirkung von sozialer Kontrolle differenziert betrachtet werden muss. Während unspezifische soziale Kontrolle, die über die Größe des Wohnortes vermittelt wird, keine Rolle zu spielen scheint, ist die spezifische soziale Kontrolle durch einen festen Personenkreis eines Vereines oder einer Kirchengemeinde als durchaus bedeutsam einzuschätzen. Im Gegensatz zu Kayser und Frick (2001), die noch eine recht vorsichtige Interpretation der Wirkung von sozialer Kontrolle vornahmen, kann die Wirkung *spezifischer* sozialer Kontrolle jetzt mit größerer Sicherheit interpretiert werden.

Ein überraschendes neues Ergebnis zeigt der Einfluss der Parteienidentifikation einer Person auf den Umgang mit der Option des Sozialhilfebezugs. Möglicherweise basiert deren Wirkung auf einem hohen Maß an Informiertheit, an Rechtsbewusstsein oder aufgeklärter Distanz gegenüber der eigenen Situation.

Es wurde versucht, die Wirkung biographischer Besonderheiten auf die Bewertung des Sozialhilfebezugs abzubilden. Die Ergebnisse zeigen einen deutlichen positiven Einfluss bestimmter Sozialisationsbedingungen auf die Entscheidung zur Inanspruchnahme. Dies spricht dafür, dass die Bewertung des Sozialhilfebezugs nicht nur pragmatisch in Abhängigkeit der aktuellen Situation erfolgt, sondern dass auch langfristig internalisierte Normen- und Wertvorstellungen eine bedeutende Rolle spielen.

Erstmals wurde eine positive Wirkung der neuen Bundesländer auf die Inanspruchnahmewahrscheinlichkeit festgestellt. Im Vergleich zu früheren Studien der neunziger Jahre hat sich der Einfluss gerade umgekehrt. Dieses Ergebnis kann aufgrund der Datenlage letztendlich nur aufgrund theoretischer Überlegungen interpretiert werden. In Hinblick zu früherer Studien liegt es nahe, die Entwicklung der Inanspruchnahme in den neuen Bundesländern als Teil des Transformationsprozesses zu begreifen.

Weiterer Forschungsbedarf ergibt sich in mehrerer Hinsicht. Aufgrund der beschränkten Fallzahl konnte dem positiven Effekt der ostdeutschen Bundesländer, der sich hier erstmals zeigte, leider nicht weiter auf den Grund gegangen werden. Hier würde ein Vergleich des Inanspruchnahmeverhalten in Ost- und Westdeutschland interessante Ergebnisse versprechen.

Mit den verwendeten Variablen konnten lediglich sozialisationsbedingten Besonderheiten abgebildet werden, welche die Inanspruchnahme erleichtern, aber nicht solche, die sie erschweren. Fraglich bleibt, wie diese abgebildet werden könnten bzw. ob diese überhaupt existieren.

An dieser Frage werden die praktischen Grenzen von Sekundäranalysen deutlich. Die theoriegeleitete Hypothesen können mit dem vorhandenen Datensatz oft nur sehr ungenau operationalisiert werden, gleichzeitig bieten die gefundenen empirischen Effekte mitunter Anlass zu unterschiedlichen Interpretationen. Einen Ausweg bieten eigenständige Erhebungen, deren Design direkt an bestimmten Forschungsfragen ausgerichtet wird.

Schließlich konnte das angesprochene Endogenitätsproblem in Bezug auf die Variablen des Erwerbsstatus im Rahmen dieser Arbeit nicht gelöst werden. Es sollte überprüft werden, ob die hier unter Vorbehalt präsentierten Ergebnisse auch dann nicht Bestand haben, wenn neben dem Sozialhilfebezug auch das Arbeitsangebot als abhängige Variable in das Modell integriert wird. Die Wechselwirkung von Sozialleistungsbezug und Arbeitsanreizen (Stichwort Armutsfalle) stellt meiner Ansicht nach der wichtigste nächste Schritt im Rahmen der Inanspruchnahmeforschung dar.

## Literaturverzeichnis

**Bujard, O./Lange, U. (1978):** Theorie und Praxis der Sozialhilfe. Zur Situation der einkommensschwachen alten Menschen, Institut für Sozialforschung und Gesellschaftspolitik, Stuttgart.

**Engels, D. (2002):** Nicht-Inanspruchnahme zustehender Sozialhilfeleistungen, in: Sell, S. (Hrsg.): Armut als Herausforderung. Bestandsaufnahmen und Perspektiven der Armutsforschung und Armutsberichterstattung, Berlin.

**Eurostat (1995):** Armutsstatistik Ende der 80er Jahre: Untersuchung auf Basis von Mikrodaten. Bearbeiter: Hagenaar, J. A./de Vos, K./Zaidi, A., Luxemburg.

**Gouldner, A. W. (1960):** The norm of reciprocity: a preliminary statement, in: American Sociological Review, Vol. 25, Nr. 2.

**Hanesch, W./Krause, P./Bäcker, G. (2000):** Armut und Ungleichheit in Deutschland. Der neue Armutsbericht der Hans-Böckler-Stiftung, des Deutschen Gewerkschaftsbundes und des Paritätischen Wohlfahrtsverbands, Düsseldorf/Berlin.

**Hartmann, H. (1981):** Sozialhilfebedürftigkeit und Dunkelziffer der Armut. Bericht über das Forschungsprojekt zur Lage potentiell Sozialhilfeberechtigter, Schriftenreihe des Bundesministers für Jugend, Familie und Gesundheit, Band 98, Stuttgart.

**Hartmann, H. (1985):** Armut trotz Sozialhilfe: Zur Nichtinanspruchnahme von Sozialhilfe in der Bundesrepublik, S. 169-189, in: Leibfried, S./Tennstedt, F. (Hrsg.): Politik der Armut und die Spaltung des Sozialstaates, Frankfurt am Main.

**Hauser, R./Cremer-Schäfer, H./Nouvertné, U. (1981):** „Armut, Niedrigeinkommen und Unterversorgung in der Bundesrepublik Deutschland. Bestandsaufnahme und sozialpolitische Perspektiven“, Frankfurt a. M./New York.

**Hauser, R./Semrau, P. (1990):** Zur Entwicklung der Einkommensarmut von 1963 bis 1986, in: Sozialer Fortschritt, 39(1).

**Infratest Burke Sozialforschung (2001):** SOEP 2001. Anlagenband zum Methodenbericht im Befragungsjahr 2001 des Sozio-ökonomischen Panels, München.

**Jacobs, H. (1994):** Die Armutssoziologie Georg Simmels. Zur Aktualität eines beziehungssoziologischen Armutsbegriffs, in: Zeitschrift für Sozialreform, 40. Jahrgang, Heft 1.

**Kayser, H./Frick, J. (2001):** Take it or Leave it: Non- Take-up Behavior of SA in Germany, in: Schmollers Jahrbuch 121.

**Klanberg, F. (1979):** Einkommensarmut 1969 und 1973 bei Anlegung verschiedener Standards, in: Sozialer Fortschritt, Heft 5.

**Kortmann, K. (1978):** Probleme der Armut im Sozialstaat, in: Pfaff, M./Voigtländer, H. (Hrsg.): Sozialpolitik im Wandel. Von der selektiven zur integrierten Sozialpolitik, Bonn.

**Long, J. S. (1997):** Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables, Thousand Oaks/London/New Delhi.

**Nachrichtendienst des Deutschen Vereins für öffentliche und private Fürsorge (2000)** Heft 7.

**Neumann, U./Hertz, M. (1998):** Verdeckte Armut in Deutschland. Forschungsbericht im Auftrag der Friedrich-Ebert-Stiftung, Institut für Sozialberichterstattung und Lebenslagenforschung, Frankfurt a. M.

**Rese, M. (2000):** Logistische Regression, in: Backhaus, K. u. a.: Multivariate Analysemethoden. Eine anwendungsorientierte Einführung, 9. überarbeitete und erweiterte Auflage, Berlin/Heidelberg/New York.

**Riphahn, R. T. (2001):** Rational Poverty or Poor Rationality? The Take-up of Social Assistance Benefits, in: Review of Income and Wealth, Series 47, Number 3, September 2001.

**Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2002):** Statistisches Jahrbuch 2002, Stuttgart.

**Transfer-Enquête-Kommission (1981):** Das Transfersystem in der Bundesrepublik Deutschland. Bericht der Sachverständigenkommission zur Ermittlung des Einflusses staatlicher Transfereinkommen auf das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte, veröffentl durch die Bundesregierung, Stuttgart.

**Urban, D. (1993):** Logit-Analyse. Statistische Verfahren zur Analyse von Modellen mit qualitativen Response-Variablen, Stuttgart/Jena/New York.

<http://www.diw.de/deutsch/sop/uebersicht/index.html> vom 27.07.2003

<http://www.bundesregierung.de/artikel,-482899/Zusammenfuehrung-von-Arbeitslo.htm> vom 27.07.2003.

## Potsdamer Beiträge zur Sozialforschung

- |             |   |                                    |   |
|-------------|---|------------------------------------|---|
| Nr. 1/1995  | - | Dieter Holtmann                    | Modelle der Sozialstruktur  |
| Nr. 2/1996  | - | Dieter Holtmann                    | Entwicklungstendenzen in der Sozialstruktur und in der politischen Landschaft   |
| Nr. 3/1997  | - | Ulf Rostalsky                      | Entwicklungstendenzen von Beschäftigungsverhältnissen in den neuen Bundesländern  |
| Nr. 4/1998  | - | Birgit Schäfer                     | Ein Vergleich der Berufsstrukturen von Ost- und Westdeutschland, Norwegen und den USA: Schichtselbststufung und Einstellungen in Abhängigkeit von beruflichen Lagen                           |
| Nr. 5/1998  | - | Steffen Weber                      | Der Einfluss wohlfahrtsstaatlicher Charakteristika auf individuelle gesellschaftlich-politische Einstellungen. Ein Vergleich von Einstellungen in Norwegen, Deutschland (West) und in den USA |
| Nr. 6/1999  | - | Christian Dössel                   | Lebenszufriedenheit unter dem Einfluss ausgewählter objektiver und subjektiver Faktoren im innerdeutschen Vergleich. Eine Längsschnittanalyse mit den Daten des SOEP                          |
| Nr. 7/1999  | - | Birgit Schäfer                     | Ein Vergleich der geschlechterspezifischen Berufsstrukturen von Ost- und Westdeutschland, Norwegen und den USA: Schichtselbststufung und Einstellungen in Abhängigkeit von beruflichen Lagen  |
| Nr. 8/1999  | - | Tilo Görll                         | Regionalisierung des Wählerverhaltens in den neuen Bundesländern  |
| Nr. 9/2000  | - | Mona Youssef                       | Sozialstrukturelle und ökonomische Bestimmungsgründe der Wettbewerbsfähigkeit   |
| Nr. 10/2000 | - | Dieter Holtmann                    | Variations of welfare capitalism after the decline of state socialism: Bargaining societies on the basis of value orientations and resources of action  |
| Nr. 11/2000 | - | Claudia Vogel                      | Einstellungen zur Frauenerwerbstätigkeit. Ein Vergleich von Westdeutschland, Ostdeutschland und Großbritannien  |
| Nr. 12/2001 | - | Elisabeth Holtmann                 | Sozialwissenschaftliche Erklärungsansätze zum Thema „Gewalt und Fremdenfeindlichkeit“   |
| Nr. 13/2001 | - | Claudia Buchheister,<br>Tilo Görll | Einstellungen und Wahlen als Indikatoren der Fremdenfeindlichkeit - Empirische Analysen -   |

- |             |   |  |
|-------------|---|--|
| Nr. 14/2001 | - Elke Goltz,<br>Roger Sitter   | Regionale Unterschiede in der Gewaltkriminalität im Land Brandenburg – Empirische Analyse anhand ausgewählter Strukturdaten              |
| Nr. 15/2002 | - Elisabeth Holtmann,<br>Dieter Holtmann,<br>Tilo Görll, Elke Goltz,<br>Claudia Buchheister | Zur Prävention von Kriminalität, Gewalt und Fremdenfeindlichkeit durch die Gremien kommunaler Kriminalitätsverhütung im Land Brandenburg |
| Nr. 16/2002 | - Claudia Buchheister   | Intergenerationale Bildungs- und Erwerbsmobilität in Ost- und Westdeutschland - Eine Empirische Analyse –                                |
| Nr. 17/2003 | - Andrea Ziegel   | Kurz- und langfristige Bestimmungsgründe für Parteifinitäten in Ostdeutschland   |
| Nr. 18/2003 | - Andrea Schäfer  | Inklusion oder Exklusion? Erwerbsübergänge in und aus Teilzeitarbeit in Deutschland.   |
| Nr. 19/2003 | - Lena Jacobi   | Die Dunkelziffer der Armut – Eine Analyse der Nichtinanspruchnahme von Sozialhilfe in Deutschland.                                       |

Die Beiträge dieser Reihe sind zu beziehen über:

Lehrstuhl für Methoden der empirischen Sozialforschung

Prof. Dr. Dieter Holtmann Tel. (0331)977-3570

Fax (0331)977-3811

<http://www.uni-potsdam.de/u/soziologie/methoden/index.htm>

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

Universität Potsdam

August - Bebel - Str. 89

14482 Potsdam

ISSN 1612-6602