**BÜRO FÜR ARBEITS- UND SOZIALPOLITISCHE STUDIEN BASS AG**
KONSUMSTRASSE 20 · CH-3007 BERN · TEL +41 (0)31 380 60 80 · FAX +41 (0)31 398 33 63
INFO@BUEROBASS.CH · WWW.BUEROBASS.CH

BASS

# Ursachen der kantonalen Ausgabenunterschiede in der Sozialhilfe

Schlussbericht

Im Auftrag
der Sektion Sozialanalysen des Bundesamtes für Statistik

Dr. Philipp Dubach, Dr. Lucien Gardiol, Jürg Guggisberg, Heidi Stutz

Bern, 27. Mai 2011

# Inhaltsverzeichnis


**Zusammenfassung** **III**

**1 Einleitung** **1**

1.1 Fragestellung und Analysemodell 1

1.2 Datenbasis 6

1.3 Gliederung 7

**2 Sozialhilfequote, Ausgaben pro Empfänger/in und Ausgaben pro Einwohner/in** **8**

**3 Unterschiede in den Sozialhilfequoten** **12**

3.1 Sozialhilfequoten 2005 – 2008 12

3.2 Bevölkerungsstruktur 14
3.2.1 Hypothesen 14
3.2.2 Bivariate Auswertungen 15

3.3 Wirtschaft 21
3.3.1 Hypothesen 21
3.3.2 Bivariate Auswertungen 24

3.4 Institutionelle Rahmenbedingungen 27
3.4.1 Hypothesen 27
3.4.2 Bivariate Auswertungen 28

3.5 Multivariate Analysen 32
3.5.1 Sozialhilfequote insgesamt 33
3.5.2 Fluktuationen unter den Sozialhilfebeziehenden 38
3.5.3 Variante «Verbleibensquote» 41
3.5.4 Variante «Austrittswahrscheinlichkeit» 46

3.6 Fazit 50

**4 Unterschiede in den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in** **54**

4.1 Ausgaben pro Empfänger/in 2005 – 2008 54

4.2 Empfängerstruktur 56
4.2.1 Hypothesen 56
4.2.2 Bivariate Auswertungen 57

4.3 Institutionelle Rahmenbedingungen 60
4.3.1 Hypothesen 60
4.3.2 Bivariate Auswertungen 62

4.4 Preisniveau 68
4.4.1 Hypothesen 68
4.4.2 Bivariate Auswertungen 70

4.5 Multivariate Analysen 73
4.5.1 Wirkungen der Empfängerstruktur 73
4.5.2 Erklärung der kantonalen Effekte 75
4.5.3 Erklärungskraft der Regression 76

4.6 Fazit 77

**5 Gesamtmodell 80**
5.1 Variante «Verbleibensquote» 80
5.2 Variante «Austrittswahrscheinlichkeit» 81
**6 Ergebnisse nach Kantonen 84**
**7 Zitierte Literatur 89**

# Zusammenfassung

## Ausgangslage und Fragestellung

Die Sozialhilfe bildet das letzte Netz des Systems der Sozialen Sicherheit in der Schweiz. Daneben kennen die Kantone eine Reihe von weiteren bedarfsabhängigen Sozialleistungen, die vorwiegend kantonal geregelt sind. Die unterschiedlichen gesetzlichen Grundlagen der bedarfsabhängigen Sozialleistungen in den 26 Kantonen führten zu einer grossen Systemvielfalt, welche bisher einen gesamtschweizerischen Überblick verhinderte.

Um dieses komplexe System von kantonalen Leistungen abzubilden, hat das Bundesamt für Statistik in den letzten Jahren die Sozialhilfestatistik aufgebaut. Die Statistik besteht aus drei Teilen:

- Das **Inventar der bedarfsabhängigen Sozialleistungen** bildet die Basis des Systems, indem es die Grundinformationen zu den einzelnen Leistungen bereitstellt.
- Die **Empfängerstatistik der Sozialhilfe** liefert Informationen zu Fallzahlen und zur Struktur der Sozialhilfeempfänger und -empfängerinnen.
- Die **Finanzstatistik der bedarfsabhängigen Sozialleistungen** bildet die bedarfsabhängigen Sozialleistungen in finanzieller Hinsicht ab. Sie weist die Ausgaben für die einzelnen Leistungen von Bund, Kantonen und Gemeinden aus.

Mit der Publikation der Finanzstatistik der bedarfsabhängigen Sozialleistungen im Jahr 2010 liegen nun Daten aus allen drei Erhebungen vor. Die vorliegende Studie kombiniert erstmals Informationen aus allen drei Elementen des Systems in einer vertiefenden Analyse.

**Ziel der Studie** ist es, zu überprüfen, ob und wie sich die Unterschiede bei den Sozialhilfeausgaben zwischen den Kantonen statistisch erklären lassen. Als Datenbasis der Empfängerstatistik verwendet sie die Standardtabellen, welche das BFS jährlich für alle Kantone erstellt (d.h. es wurde auf Analysen von Individualdaten der Empfängerstatistik verzichtet). Die Analyse hat damit gleichzeitig einen explorativen Charakter und soll die Möglichkeiten der Datenanalyse mit den regelmässig aufbereiteten Aggregatdaten (Standardtabellen) ausloten.

Die Studie kann wichtige Ergebnisse für die Sozialpolitik liefern. Sie zeigt aber auch auf, wie mit zusätzlichen Individualdatenanalysen oder Anpassungen der Standardtabellen noch genauere Resultate erzielt werden könnten.

## Methodisches Vorgehen

2008 wurden in der Schweiz knapp 1.8 Milliarden Franken für Leistungen der Sozialhilfe ausgegeben. Dies entspricht 232 Franken pro Kopf. Diese Ausgaben variieren erheblich zwischen den Kantonen. Am geringsten waren die **Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in** im Kanton Uri mit 47 Franken, am höchsten im Kanton Basel-Stadt mit 582 Franken. Die vorliegende Studie untersucht, ob und wie sich diese Unterschiede für die Jahre 2005 bis 2008 statistisch erklären lassen.

Zu diesem Zweck werden **drei Gruppen von möglichen Einflussfaktoren** betrachtet:

- Die **Bevölkerungsstruktur** eines Kantons bzw. die soziodemographischen Merkmale der Sozialhilfebeziehenden («Empfängerstruktur»)
- Die **wirtschaftliche Struktur** und konjunkturelle Situation des Kantons
- **Die institutionellen Rahmenbedingungen**, d.h. die kantonale Ausgestaltung des Systems der sozialen Sicherheit

Die Sozialhilfeausgaben pro Kopf der Bevölkerung setzen sich aus zwei Grössen zusammen:

- **Sozialhilfequote**: Erstens spielt eine wichtige Rolle, wie viele Personen in einem Kanton überhaupt von der Sozialhilfe unterstützt werden. Diesen Sachverhalt drückt die Sozialhilfequote aus, welche den Anteil der Sozialhilfebeziehenden an der ständigen Wohnbevölkerung misst.
- **Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in**: Zweitens ist entscheidend, wie hoch die finanziellen Leistungen sind, welche die Sozialhilfebeziehenden eines Kantons im Durchschnitt erhalten.

Wir versuchen, die kantonalen Unterschiede bezüglich dieser beiden Grössen getrennt zu erklären. Zuerst beschäftigen wir uns mit der Frage, weshalb die Sozialhilfequote in den Schweizer Kantonen unterschiedlich gross ist. Anschliessend nehmen wir die Unterschiede in der Höhe der Sozialhilfeleistungen in den Blick.

Methodisch gehen wir beide Male in zwei Schritten vor: Zuerst prüfen wir in bivariaten Auswertungen, wie stark der statistische Zusammenhang zwischen einzelnen Erklärungsfaktoren und der Sozialhilfequote bzw. den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in ist. Anschliessend führen wir multiple Regressionen durch, welche den Einfluss einzelner Faktoren unter Berücksichtigung anderer relevanter Einflussgrössen messen. Aus den Ergebnissen dieser Regressionen wird anschliessend das Gesamtmodell gebildet, welches die kantonalen Unterschiede in den Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in erklärt.

## Sozialhilfequote

*Bivariate Auswertungen*

Gemäss den bivariaten Auswertungen bestehen folgende starken[1] und statistisch signifikanten Zusammenhänge, die zu einer Erhöhung der Sozialhilfequote führen: **Die Sozialhilfequote fällt umso grösser aus, ...**

- je grösser der Anteil an betagten Personen (80 Jahre und älter)
- je grösser die Scheidungsziffer
- je grösser der Anteil der Einelternhaushalte
- je grösser der Anteil der Einpersonenhaushalte
- je grösser der Anteil an Ausländer/innen
- je grösser die Arbeitslosenquote
- je grösser der Anteil an Beschäftigten im Dienstleistungssektor
- je grösser der Anteil an Steuerpflichtigen ohne oder mit geringem Vermögen
- je grösser der Anteil der ständigen Wohnbevölkerung in Zentren, insbesondere Gross- und Mittelzentren
- je grösser der Anteil an Personen, die der Sozialhilfe vorgelagerte Bedarfsleistungen (inklusive Ergänzungsleistungen zur AHV/IV, ohne Prämienverbilligungen) beziehen

Bei folgenden Faktoren besteht dagegen ein starker und statistisch signifikant negativer Zusammenhang mit der Sozialhilfequote: **Die Sozialhilfequote fällt umso kleiner aus, ...**

- je grösser der Anteil an Kindern (0- bis 17-Jährige)
- je grösser der Anteil an Paaren mit Kindern
- grösser der Anteil an erwachsenen Personen, die mit ihren Eltern zusammen wohnen
- je grösser der Anteil an Beschäftigten in der Landwirtschaft
- je grösser der Rückgang an Beschäftigten in der Landwirtschaft
- je grösser der Anteil an Beschäftigten im industriellen Sektor
- je grösser der Anteil an Immobilienbesitzenden
- je grösser der Anteil der ständigen Wohnbevölkerung in agrar-gemischten Gemeinden

Die Ergebnisse der bivariaten Auswertungen bestätigen in mehreren Punkten unsere Erwartungen: Naheliegend ist der enge Zusammenhang mit der **Arbeitslosenquote** und der materiellen Basis der Haushalte eines Kantons (**Vermögen, Immobilienbesitz**). Bekannt ist der Sachverhalt, dass **städtische Zentren** überdurchschnittlich stark von sozialen Problemlagen betroffen sind. Erstaunlicher ist dagegen der Sachverhalt, dass **ländlich geprägte, eher strukturschwache Kantone** tendenziell geringe Sozialhilfequoten ausweisen – obwohl es gerade in diesen Kantonen relativ viele einkommensschwache Haushalte gibt. Hier können verschiedene Gründe eine Rolle spielen: rechtliche Schranken der Langzeitunterstützung von nicht rentablen Bauernbetrieben, Möglichkeit zur Selbstversorgung, die enge Verflechtung zwischen Haushalt und Betrieb (Reduktion des Verbrauchs bei geringen finanziellen Mitteln), aber auch starke Vorbehalte gegenüber dem Sozialhilfebezug und eine relativ grosse soziale Kontrolle.

Bezüglich der Bevölkerungsstruktur ist bekannt, dass **Ausländer/innen** ein deutlich höheres Sozialhilferisiko tragen als Schweizer/innen (tendenziell geringere Bildung, andere Altersstruktur, teilweise begrenzte Ansprüche auf vorgelagerte Bedarfsleistungen). **Scheidungen** stellen ein Sozialhilferisiko dar, weil zusätzliche Kosten wegen der doppelten Haushaltsführung entstehen und Frauen wegen vorübergehenden Erwerbsunterbrüchen oder Teilzeitarbeit teilweise ungenügend sozial abgesichert sind. Am deutlichsten findet dies seinen Ausdruck im stark erhöhten Sozialhilferisiko von **Alleinerziehenden**.

Andere Ergebnisse zur Bevölkerungsstruktur sind allerdings überraschend und warnen davor, ohne weiteres «direkte» Zusammenhänge zwischen der Präsenz einer «Risikogruppe» in der Bevölkerung und der Höhe der Sozialhilfequote zu postulieren. So ist beispielsweise das Sozialhilferisiko von **betagten Menschen** sehr gering, weil finanziell bedürftige Personen im Alter meistens Anspruch auf Ergänzungsleistungen zur AHV haben. Dass Kantone eine grössere Sozialhilfequote aufweisen, je grösser der Anteil an Betagten in der Wohnbevölkerung ist, hat also nichts damit zu tun, dass es sich hierbei um eine Gruppe mit einem besonders grossen Sozialhilferisiko handelt: Vielmehr liegt eine Scheinkorrelation ohne kausalen Zusammenhang vor. Eine wichtige Rolle dürfte dabei spielen, dass in städtisch geprägten Kantonen überdurchschnittlich viele Betagte wohnen.

Ähnlich verhält es sich mit dem Anteil an **Kindern** an der ständigen Wohnbevölkerung: Gemäss der Sozialhilfestatistik tragen Kinder das höchste Sozialhilferisiko aller Altersgruppen. Doch im interkantonalen Vergleich gilt: Je grösser der Anteil Kinder an der ständigen Wohnbevölkerung, desto geringer ist die Sozialhilfequote. Offensichtlich steht der «Kinderreichtum» eines Kantons mit Faktoren in Zusammenhang, welche einen dämpfenden Einfluss auf die Sozialhilfequote haben. Und die Bedeutung dieser dämpfenden Faktoren ist viel grösser als der Sachverhalt, dass Kinder eine Risikogruppe bilden.

[1] Korrelationskoeffizient grösser 0.4 oder kleiner -0.4.

Zur Veranschaulichung: Den grössten Anteil an Kindern an der ständigen Wohnbevölkerung weist der Kanton Appenzell Innerrhoden auf (2008: 22%), der mit 1.2% (2008) eine der tiefsten Sozialhilfequoten besitzt. Auch im Kanton Appenzell Innerrhoden tragen Kinder im Vergleich mit anderen Bevölkerungsgruppen ein überdurchschnittliches Sozialhilferisiko (2008: 1.7%). Doch verglichen mit dem Sozialhilfeniveau in «kinderarmen» Kantonen ist dieser «Risikogruppen-Effekt» von untergeordneter Bedeutung: Im Kanton Basel-Stadt beispielsweise, der den kleinsten Anteil an Kindern ausweist (2008: 15%), beträgt die allgemeine Sozialhilfequote 6.1%.

Nicht selten wird vermutet, dass Kantone die Sozialhilfe entlasten können, wenn sie **zusätzliche Bedarfsleistungen** (z.B. Ergänzungsleistungen für Familien) einführen, welche der Sozialhilfe vorgelagert sind. Die bivariaten Auswertungen scheinen dem auf den ersten Blick zu widersprechen: Je grösser die Bezugsquote von «vorgelagerten» Bedarfsleistungen, desto grösser ist die Sozialhilfequote. Bei näherem Hinsehen ist dies allerdings nicht erstaunlich, denn in dieser Bezugsquote sind auch die **Ergänzungsleistungen zur AHV/IV** enthalten. Weil die Anspruchskriterien für diese Bedarfsleistung in den Kantonen weitgehend identisch sind, ist nicht zu erwarten, dass die Bezugsquote der Ergänzungsleistungen eine überzeugende kausale Erklärung der kantonalen Unterschiede in den Sozialhilfequoten liefert. Wegen der einheitlichen Anspruchskriterien ist die Bezugsquote der Ergänzungsleistungen im kantonalen Vergleich jedoch ein Indikator dafür, wie gross der Anteil an Personen in prekären finanziellen Verhältnissen ist. In dieser Perspektive ist es durchaus stimmig, dass zwischen der EL-Bezugsquote und der Sozialhilfequote ein positiver Zusammenhang besteht.

Auch wenn man die Bezugsquote der vorgelagerten **Bedarfsleistungen ohne die Ergänzungsleistungen** berechnet, bleibt allerdings der erwartete Effekt aus: Der Umfang des vorgelagerten Bedarfsleistungssystems hat in den bivariaten Auswertungen keinen dämpfenden Einfluss auf die Sozialhilfequote. Hier stellt sich die Frage nach den Gründen für den Ausbau des Bedarfsleistungssystems: Waren die Kantone dabei präventiv tätig oder reagierten sie auf soziale Herausforderungen? Beziehungsweise: Bleibt der Effekt des vorgelagerten Bedarfleistungssystems in einer oberflächlichen Betrachtung unsichtbar, weil vor allem Kantone mit hohem sozialem Problemdruck ihr Bedarfsleistungssystem ausbauen? Um diese Frage zu beantworten, sind multivariate Analysen notwendig, welche neben der Bezugsquote von Bedarfsleistungen weitere Faktoren berücksichtigen, die einen Einfluss auf die Höhe der Sozialhilfequote ausüben.

*Multivariate Auswertungen*

Für die multivariaten Analysen wurde die Sozialhilfequote in zwei Teile «zerlegt»: Die Eintrittsquote und die Austrittswahrscheinlichkeit. Die **Eintrittsquote** ist dabei definiert als der Anteil der neuen Sozialhilfebeziehenden an der ständigen Wohnbevölkerung. Die **Austrittswahrscheinlichkeit** bezeichnet den Anteil der Sozialhilfebeziehenden, der sich von der Sozialhilfe abzulösen vermag. Unter der Voraussetzung, dass die Eintrittsquote über die Zeit stabil bleibt, ergibt sich die Sozialhilfequote, indem man die Eintrittsquote durch die Austrittswahrscheinlichkeit dividiert.[2]

Diese «Zerlegung» wurde vorgenommen, weil zu vermuten ist, dass die Höhe der Sozialhilfequote stark von **Fluktuationen unter den Sozialhilfebeziehenden** abhängt, und dass diese Fluktuationen auf unterschiedliche Weise beeinflusst werden. So ist es beispielsweise denkbar, dass gewisse Kantone deshalb eine hohe Sozialhilfequote besitzen, weil sie einen grossen Bestand an Langzeitbeziehenden ausweisen. Bei anderen Kantonen spielen womöglich die Eintritte und «raschen» Austritte eine wichtigere Rolle. Dass die Wahrscheinlichkeiten eines Sozialhilfeeintritts und -austritts von denselben Faktoren abhängig ist, kann nicht ohne weiteres vorausgesetzt werden. Deshalb wurde versucht, die Sozialhilfequote in unterschiedliche Bestandteile zu zerlegen und für diese je eigenständige Regressionen durchzuführen.

Grundsätzlich ist darauf hinzuweisen, dass die multivariaten Analysen **verhältnismässig instabil** sind. Zwar erreichen die Regressionen schnell einen hohen Erklärungswert. Doch ist dies nicht zuletzt dem Umstand geschuldet, dass sich viele Erklärungsfaktoren wechselseitig beeinflussen. Die Auswahl der Erklärungsfaktoren ist deshalb nicht einfach, und das Hinzufügen oder Entfernen einer Variable kann die Koeffizienten der übrigen Variablen stark beeinflussen.

Bei der Regression zur **Eintrittsquote** zeigen sich folgende Einflüsse: Der Anteil der Personen, die neu auf die Unterstützung der Sozialhilfe angewiesen sind, steigt…

- je grösser der Anteil an Personen ist, die in städtischen Gross- und Mittelzentren leben

[2] Die durchschnittliche Verweildauer in der Sozialhilfe entspricht annäherungsweise der inversen Austrittswahrscheinlichkeit. Die Sozialhilfequote ergibt sich, indem man die Eintrittsquote mit der durchschnittlichen Verweildauerdauer multipliziert, dies entspricht der Eintrittsquote geteilt durch die Austrittswahrscheinlichkeit.

■ je grösser der Anteil an Kindern in der ständigen Wohnbevölkerung ist
■ je grösser der Anteil an Alleinerziehenden in der ständigen Wohnbevölkerung ist
■ je grösser der Anteil an Langzeitarbeitslosen ist
■ je stärker die Arbeitslosenquote im Vergleich zum Vorjahr zugenommen hat
■ je stärker die Tieflohnbranchen ihren Anteil am Beschäftigungsvolumen zu behaupten vermögen

Zudem steigt die Eintrittsquote auch, je grösser der Anteil an Paaren ohne Kinder in der Wohnbevölkerung ist. Weil diese Bevölkerungsgruppe bekanntlich nur ein geringes Sozialhilferisiko besitzt, ist zu vermuten, dass der statistische Zusammenhang auf «verborgene» Drittvariablen zurückzuführen ist, die in der Regression nicht berücksichtigt sind. Kein Zusammenhang – weder positiv noch negativ – lässt sich in den multivariaten Analysen zwischen der Eintrittsquote und dem Umfang des vorgelagerten Bedarfsleistungssystems (ohne Ergänzungsleistungen zur AHV/IV) nachweisen.

Die kantonalen Unterschiede in der **Austrittswahrscheinlichkeit** sind schwieriger zu erklären. Für die wirtschaftlichen und institutionellen Erklärungsfaktoren lässt sich kein signifikanter Zusammenhang belegen. Bei der Empfängerstruktur zeigt sich, dass die Austrittswahrscheinlichkeit steigt, je grösser der Anteil an Sozialhilfebeziehenden ist, die in kleinen Gemeinden (weniger als 2000 Einwohner/innen) leben. Etwas überraschend haben Alleinerziehende und Paare mit Kindern eine höhere Austrittswahrscheinlichkeit als Ein-Personen-Fälle. Gleichzeitig sinkt aber die Austrittswahrscheinlichkeit, je grösser der Anteil der Kinder unter den Sozialhilfebeziehenden ist. Für Aussagen über individuelle Austrittswahrscheinlichkeiten einzelner Personen müssen deshalb die Angaben zur Fallstruktur und zur Altersstruktur kombiniert betrachtet werden müssen. Ob Alleinerziehende oder Paare mit Kindern insgesamt eine höhere oder tiefere Austrittswahrscheinlichkeit haben als Ein-Personen-Fälle, ist gemäss den multivariaten Analysen wesentlich davon abhängig, wie viele Kinder in den betreffenden Haushalten leben.

Mit den beiden Regressionen wurde für jeden Kanton aufgrund der ausgewählten Merkmale eine Eintrittsquote und eine Austrittswahrscheinlichkeit geschätzt. Dividiert man nun die derart geschätzte Eintrittsquote durch die geschätzte Austrittswahrscheinlichkeit, so erhält man für jeden Kanton die geschätzte **Sozialhilfequote**. Sie weicht in den meisten Fällen nur geringfügig von der tatsächlich beobachteten Sozialhilfequote ab. Diese hohe Entsprechung ist nicht ganz selbstverständlich: Denn die Berechnung der (geschätzten) Sozialhilfequote aus der Eintrittsquote und der Austrittswahrscheinlichkeit beruht auf der starken Annahme, dass die Eintrittsquote im Zeitverlauf stabil bleibt. Im Durchschnitt erklären die Regressionen zur Eintrittsquote und zur Austrittswahrscheinlichkeit rund 86% der Varianz der kantonalen Sozialhilfequoten der Jahre 2005 bis 2008.

## Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in

Die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in sind neben der Sozialhilfequote das zweite Element, aus der sich die Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in zusammensetzen. Die Schweizer Kantone unterstützen die Sozialhilfebeziehenden im Durchschnitt mit recht unterschiedlichen Beträgen. Die geringsten Ausgaben pro Empfänger/in hatte 2008 der Kanton Uri mit 4026 Franken, die grössten der Kanton Zürich mit 10‘446 Franken. Worauf lassen sich diese Unterschiede zurückführen?

### *Bivariate Auswertungen*

Die bivariaten Auswertungen zeigen, dass es verhältnismässig schwer fällt, das unterschiedliche kantonale Leistungsniveau der Sozialhilfe zu erklären. Nur wenige der geprüften Erklärungsfaktoren weisen starke statistische Zusammenhänge auf. Auch wenn man sämtliche signifikanten Merkmale – ungeachtet der Stärke des Korrelationskoeffizienten – berücksichtigt, ändert sich nicht sehr viel. Im Wesentlichen lassen sich vier Einflüsse unterscheiden:

■ **Anteil Sozialhilfebeziehende in Städten**: Je grösser der Anteil der Sozialhilfebeziehenden, die in einer Stadt (d.h. Gemeinde mit mehr als 10'000 Einwohner/innen) leben, desto grösser sind die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in. Es liegt nahe, dass die höheren Mietpreise und allenfalls auch andere Lebenshaltungskosten in der Stadt eine entscheidende Rolle spielen. Inwieweit zusätzlich die spezifischen Problemlagen der städtischen Sozialhilfebeziehenden von Bedeutung sind, muss offen bleiben.
■ **Mietzinsniveau**: Je höher das Mietzinsniveau in einem Kanton, desto grösser die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in. Da der Mietpreis einen beachtlichen Teil des Unterstützungsbudgets ausmacht, ist dieser Zusammenhang unmittelbar einsichtig. Unsere Auswertungen zeigen zudem, dass zwischen dem kantonalen Mietzinsniveau und den Mietzinsauslagen der Sozialhilfe ein enger Zusammenhang besteht.
■ **Mehrpersonenhaushalte**: Je grösser der Anteil an Mehrpersonenhaushalten in der Sozialhilfe, desto geringer die Sozialhilfeausgaben pro Person. Hier handelt es sich um einen rein «technischen» Effekt. Wohnen mehrere Perso-

nen in einem Haushalt, so wird der Grundbedarf der Sozialhilfe nicht mit der Anzahl Haushaltsmitglieder multipliziert, sondern mit einem Äquivalenzgewicht, das geringer ist und den Einsparungen durch die gemeinsame Haushaltsführung Rechnung trägt. Aus diesem Grund sind die Pro-Kopf-Ausgaben in Mehrpersonenhaushalten tiefer als in Einpersonenhaushalten.

■ **Erwerbstätige**: Je grösser der Anteil an erwerbstätigen Sozialhilfebeziehenden, desto geringer die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in. Hier dürfte ausschlaggebend sein, dass diese Personen wegen des Erwerbseinkommens einen geringeren Unterstützungsbedarf haben. Das Umgekehrte gilt für Erwerbslose. Hingegen besteht kein signifikanter Zusammenhang zwischen dem Anteil an Nichterwerbspersonen (Personen ohne Erwerbstätigkeit, die nicht auf Arbeitssuche sind) und der Höhe der Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in.

*Multivariate Analysen*

Die multivariaten Analysen wurden in zwei Etappen durchgeführt: Zunächst wurde die Bedeutung der Empfängerstruktur auf die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in geprüft, anschliessend die weiteren Variablen (Wirtschaftsstruktur, institutionelle Rahmenbedingungen).

Bei der Regression zur **Empfängerstruktur** diente eine Person mit folgenden Merkmalen als Referenz: Sie ist ein Ein-Personen-Fall, ist Schweizer/in, hat einen nachobligatorischen Bildungsabschluss und ist erwerbstätig; aus dem letzteren Sachverhalt folgt, dass sie das Rentenalter noch nicht erreicht hat und die Sozialhilfe weniger als 100 Prozent ihres Lebensunterhalts decken muss (sogenannte Deckungsquote). Für einen solchen Fall betragen die jährlichen Sozialhilfeausgaben gemäss unseren Berechnungen im gesamtschweizerischen Durchschnitt rund 15'600 Franken.

Deutlich geringere Pro-Kopf-Ausgaben entstehen, wenn die Person in einem **Mehrpersonenhaushalt** lebt (Paar mit oder ohne Kind, Einelternhaushalt); deutlich höher sind die Ausgaben dagegen, wenn die Person in einem **Heim oder einer besonderen Wohnform** (z.B. begleitetes Wohnen) lebt. Verhältnismässig schwach sind die Effekte des Erwerbstatus und der Ausbildung, wobei sie nicht in die erwartete Richtung weisen: Personen, die nicht erwerbstätig sind, und Personen ohne nachobligatorische Ausbildung beziehen tendenziell etwas tiefere Leistungen.

Bei den übrigen Variablen lassen sich folgende Zusammenhänge feststellen:

■ Je höher das kantonale **Mietzinsniveau**, desto grösser die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in

■ Je grösser der Anteil der **Sozialhilfebeziehenden, die in Städten leben**, desto grösser die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in

■ Je grösser der Anteil der im betreffenden Jahr **abgeschlossenen Fälle**, desto kleiner die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in

Insgesamt erklären die Regressionen rund 40 Prozent der beobachteten Unterschiede in den kantonalen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in. Dies ist deutlich weniger als bei der Sozialhilfequote. Offensichtlich gibt es eine Reihe von **Faktoren, die mit dem Modell nicht erfasst worden sind**. Plausibel erscheinen insbesondere die folgenden Einflüsse, die wir mit den verfügbaren Daten allerdings nicht quantifizieren können:

■ Unterschiedliches Ausmass an Objektfinanzierung in der Sozialpolitik

■ Unterschiedliches Ausmass an Rückvergütungen (z.B. durch Sozialversicherungen, Verwandte) und zeitliche Ungleichheiten bzw. «Zufälligkeiten» bei der Zahlung von Rückvergütungen

■ Unterschiedliche Finanzierung von Massnahmen wie z.B. Arbeitsintegrationsprogramme (unterschiedliche Beteiligung von Sozialhilfe, Arbeitslosenversicherung u.a.)

■ Unterschiedliche Praxis in der Ausrichtung der Sozialhilfe, unterschiedlicher Professionalisierungsgrad und verschiedene Organisationsstrukturen

## Gesamtmodell

Fügt man die Ergebnisse der drei Regressionen (Eintrittsquote, Austrittswahrscheinlichkeit, Ausgaben pro Empfänger/in) zusammen, so erhält man ein Gesamtmodell, welches erklärt, aus welchen Gründen die Kantone pro Kopf der Bevölkerung unterschiedlich hohe Sozialhilfeausgaben verzeichnen. Vergleicht man die derart geschätzten Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in mit den tatsächlichen Werten, so zeigt sich, dass das Modell eine hohe Erklärungskraft besitzt: Es vermag insgesamt **rund 80 Prozent der Varianz** zwischen den Kantonen zu erklären. Dies ist insofern bemerkenswert, als die Regression zum Leistungsniveau der Sozialhilfe (Ausgaben pro Empfänger/in) keine sehr hohe Erklärungskraft besitzt. Im Gesamtmodell ist jedoch der Einfluss dieser Regression nicht sehr gross. Grundsätzlich gilt, dass die unterschiedlichen Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in deutlich stärker mit dem Ausmass des Sozialhilfebezugs (Sozialhilfequote) in Zusammenhang stehen als mit dem Leistungsniveau der Sozialhilfe (Ausgaben pro Empfänger/in).

Die geschätzten und tatsächlich beobachteten Werte lassen sich auch für die einzelnen Kantone miteinander vergleichen. Hier zeigt sich, dass die Werte in neun Kantonen **sehr nahe beieinander liegen**. In sechs Kantonen sind die tatsächlichen Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in **um mindestens einen Fünftel grösser**, als man aufgrund des Modells vermuten würde (BE, BS, SO, SZ, TI, UR). Umgekehrt fallen die Ausgaben in sieben Kantonen **um mindestens einen Fünftel geringer** aus als erwartet (FR, OW, SG, SH, TG, VS, ZG).

Welches sind die **Gründe für diese Abweichungen**? Offensichtlich spielen Faktoren eine Rolle, die im Modell nicht enthalten sind. Als mögliche Ursachen bereits erwähnt wurden das Ausmass an Rückvergütungen, der Umfang an Objektfinanzierung und die Organisationsstruktur der Sozialdienste (z.B. Regionalisierung, Professionalisierung). Auch kulturell und lebensweltlich bedingte Einstellungen über das Verhältnis von Bürger/in und Staat können von Bedeutung sein – sowohl auf Seiten der Bevölkerung wie auch in Politik und Verwaltung.

Die kantonalen Abweichungen sind insofern mit einer gewissen Vorsicht zu interpretieren, als es sich um Ergebnisse einer explorativen Studie handelt, welche mit aggregierten Daten der Empfängerstatistik arbeitet und deren analytisches Potenzial auslotet. Wie weiter oben ausgeführt, fiel es auf diese Weise **teilweise schwer, ein stimmiges Gesamtmodell zu bilden**. Problematisch waren dabei – insbesondere bei den Analysen zur Sozialhilfequote – die wechselseitige Abhängigkeit wichtiger Erklärungsfaktoren und die relativ geringen Fallzahlen. Mehrmals führten unsere Regressionen zu Ergebnissen, die nicht vollständig zu überzeugen vermögen, wenn man sie als Aussagen über *individuelle* Sozialhilferisiken interpretiert. Aus diesem Grund würde es sich lohnen, die Analyse unter Nutzung von Einzeldaten auf einem differenzierteren Niveau durchzuführen. Auch könnten Änderungen der Standardtabellen der Sozialhilfestatistik bereits grosse analytische Vorteile bringen. Hilfreich wäre es insbesondere, wenn soziodemographische Angaben zu den Sozialhilfebeziehenden nach deren «Verlaufsstatus» und Aufenthaltsdauer differenziert würden (z.B. Neueintretende, Verbleibende, austretende Kurzzeitbezüger/innen, austretende Langzeitbezüger/innen). Auf diese Weise könnten die Ursachen der kantonal unterschiedlichen Sozialhilfequoten genauer beleuchtet werden.

# 1 Einleitung

## 1.1 Fragestellung und Analysemodell

2008 wurden in der Schweiz knapp 1.8 Milliarden Franken für die Sozialhilfe ausgegeben. Dabei handelt es sich um die Nettoausgaben für die konkreten Leistungen der Sozialhilfe, die Betriebskosten sind nicht berücksichtigt. Pro Einwohner/in entspricht dies einem Betrag von 232 Franken. Die **Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in** variieren stark zwischen den Kantonen: Am geringsten waren sie 2008 im Kanton Uri mit 47 Franken, am höchsten im Kanton Basel-Stadt mit 582 Franken. Die vorliegende Studie fragt danach, wie sich diese Unterschiede erklären lassen.

Das Modell, mit dem wir die Unterschiede zu erklären versuchen, geht davon aus, dass sich die Sozialhilfeausgaben pro Kopf der Bevölkerung unmittelbar aus zwei Grössen zusammensetzen:

■ **Sozialhilfequote**: Erstens spielt eine wichtige Rolle, wie viele Personen in einem Kanton überhaupt von der Sozialhilfe unterstützt werden. Diesen Sachverhalt drückt die Sozialhilfequote aus, welche den Anteil der Sozialhilfebeziehenden an der ständigen Wohnbevölkerung misst.
■ **Ausgaben pro Empfänger/in**: Zweitens ist entscheidend, wie hoch die finanziellen Leistungen sind, welche die Sozialhilfebeziehenden eines Kantons im Durchschnitt erhalten.

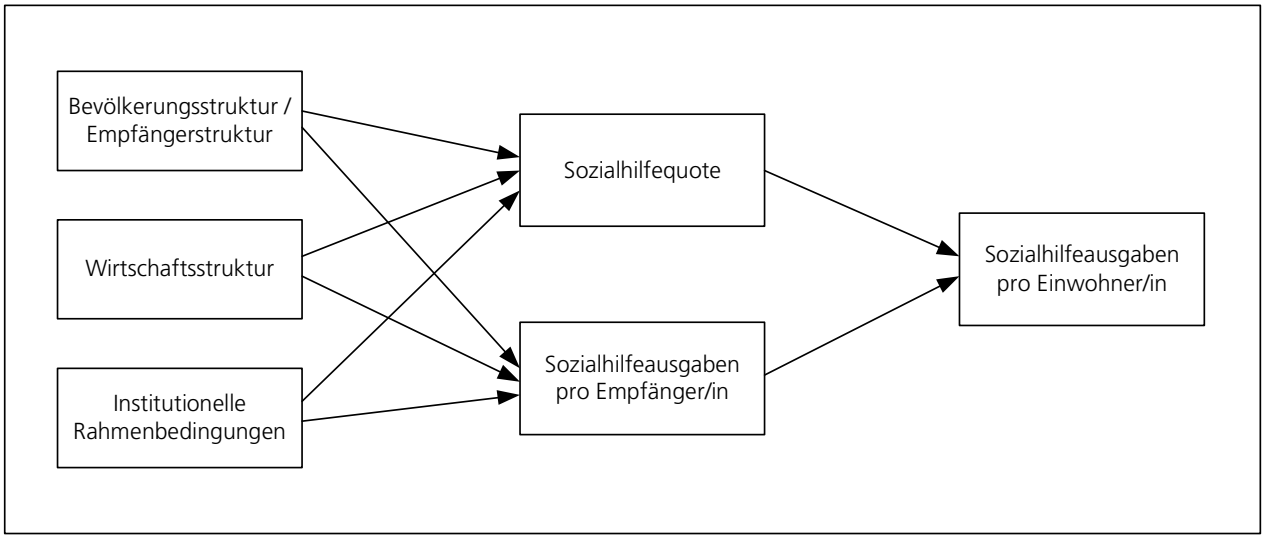
Unsere Untersuchung gliedert sich demnach in **zwei grosse Teile**: Erstens fragen wir danach, weshalb sich die kantonalen Sozialhilfequoten unterscheiden. Zweitens untersuchen wir, weshalb die durchschnittlichen finanziellen Leistungen für die Sozialhilfebeziehenden von Kanton zu Kanton unterschiedlich hoch sind.

In beiden Fällen betrachten wir drei Gruppen von möglichen **Einflussfaktoren**:

■ Die **Bevölkerungsstruktur** eines Kantons (zur Erklärung der Sozialhilfequote) bzw. die soziodemographischen Merkmale der Sozialhilfebeziehenden (**«Empfängerstruktur»** zur Erklärung der Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in)
■ Die **wirtschaftliche Struktur** und konjunkturelle Situation des Kantons
■ Die **institutionellen Rahmenbedingungen**, d.h. die kantonale Ausgestaltung des Systems der sozialen Sicherheit

**Abbildung 1** veranschaulicht dieses Basismodell. Methodisch gehen wir in beiden Teilen gleich vor: Zuerst formulieren wir Hypothesen über die möglichen Zusammenhänge zwischen den einzelnen Erklärungsfaktoren und der Sozialhilfequote bzw. den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in und prüfen diese in bivariaten Auswertungen. Anschliessend führen wir multiple Regressionen durch, welche den Einfluss einzelner Faktoren unter Berücksichtigung anderer relevanter Einflussgrössen messen. Aus den Ergebnissen dieser Regressionen wird anschliessend das Gesamtmodell gebildet, welches die kantonalen Unterschiede in den Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in erklärt.

Abbildung 1: Basismodell zur Erklärung der kantonal unterschiedlichen Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in




Darstellung: BASS

Dieses verhältnismässig einfache Basismodell wird bei der Durchführung der multiplen Regression ausdifferenziert. Namentlich werden dabei **zwei Varianten des Analysemodells** unterschieden, die in **Abbildung 2** und **Abbildung 3** veranschaulicht sind. Diese Varianten gehen auf eine **«Zerlegung» der Sozialhilfequote** zurück: Die Höhe der Sozialhilfequote ist von Fluktuationen der Sozialhilfebeziehenden abhängig, die von Kanton zu Kanton sehr unterschiedlich ausfallen können. So ist es beispielsweise denkbar, dass gewisse Kantone deshalb eine hohe Sozialhilfequote besitzen, weil sie einen grossen Bestand an Langzeitbeziehenden ausweisen. Bei anderen Kantonen spielen womöglich die Eintritte und «raschen» Austritte eine wichtigere Rolle. Diese (mutmasslichen) kantonalen Unterschiede können nicht erfasst werden, wenn einzig die «blosse» Sozialhilfequote in den Blick genommen wird. Auch kann nicht ohne weiteres vorausgesetzt werden, dass die Wahrscheinlichkeiten eines Sozialhilfeeintritts und -austritts von denselben Faktoren abhängig sind. Deshalb haben wir die Sozialhilfequote in unterschiedliche Bestandteile zerlegt und für diese eigenständige Regressionen durchgeführt. Diese «Zerlegung» geschah in zwei Varianten:

■ **Variante «Verbleibensquote»**: Die in **Abbildung 2** wiedergegebene Variante unterscheidet zwischen der Eintrittsquote (Anteil der neuen Sozialhilfebeziehenden gemessen an der ständigen Wohnbevölkerung) und der Verbleibensquote (Anteil der Sozialhilfebeziehenden, die auch im Vorjahr von der Sozialhilfe unterstützt worden waren, gemessen an der ständigen Wohnbevölkerung). Die Sozialhilfequote entspricht der Summe der beiden Quoten. Wie unsere Auswertungen zeigten, führt diese Variante allerdings nicht zu vollständig überzeugenden Resultaten (vgl. dazu ausführlich Abschnitt 3.5.3). Deshalb wurde nach einer zweiten Variante gesucht.

■ **Variante «Austrittswahrscheinlichkeit»**: Die in **Abbildung 3** wiedergegebene Variante unterscheidet zwischen der Eintrittsquote und der Austrittswahrscheinlichkeit. Die Austrittswahrscheinlichkeit bezeichnet dabei die Wahrscheinlichkeit, dass sich eine Sozialhilfe beziehende Person im Verlauf des betrachteten Jahres von der Sozialhilfe abzulösen vermag. Unter der Annahme, dass die Eintrittsquote über die Zeit konstant bleibt, erhält man die Sozialhilfequote, indem man die Eintrittsquote durch die Aus-

trittswahrscheinlichkeit dividiert.[3] – Ein wesentlicher Unterschied im Vergleich zur Variante «Verbleibensquote» besteht darin, dass sich die Austrittswahrscheinlichkeit nicht auf die Gesamtbevölkerung, sondern auf die Sozialhilfempfänger/innen bezieht. Entsprechend wird im Erklärungsmodell auch nicht die Bevölkerungsstruktur, sondern die soziodemographische Struktur der Sozialhilfebeziehenden herangezogen, um die kantonalen Unterschiede der Sozialhilfequoten zu erklären. Diese zweite Variante beruht zwar auf verhältnismässig starken Annahmen (Stabilität der Eintrittsquote), führt aber unseres Erachtens zu insgesamt plausibleren Ergebnissen als die Variante «Verbleibensquote».

In beiden Varianten beruht das Analysemodell grundsätzlich auf **drei Regressionen**:

■ **Regressionen 1 und 2** untersuchen die kantonalen Unterschiede der Sozialhilfequoten. Wie geschildert wird die Sozialhilfequote zu diesem Zweck in zwei Elemente «zerlegt». Regression 1 erklärt die kantonalen Unterschiede des ersten Elements (Eintrittsquote), Regression 2 die kantonalen Unterschiede des zweiten Elements (Verbleibensquote oder Austrittswahrscheinlichkeit).
■ **Regression 3** untersucht die kantonalen Unterschiede der Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in.

Das Analysemodell erfährt nun eine zusätzlich Differenzierung dadurch, dass die drei Regressionen jeweils in zwei Etappen durchgeführt werden:

■ **Etappe a**: Die erste Etappe untersucht, in welchem Ausmass die demographischen X-Variablen (Bevölkerungsstruktur bzw. Empfängerstruktur der Sozialhilfebeziehenden) die kantonalen Unterschiede der Y-Variablen (Eintrittsquote, Verbleibensquote/Austrittswahrscheinlichkeit, Ausgaben pro Empfänger/in) zu erklären vermögen.
■ **Etappe b**: Aufgrund der Ergebnisse von Regression a kann man die kantonalen Effekte bestimmen – das heisst die verbleibenden kantonalen Unterschiede, die nicht durch die demographischen Variablen erklärt werden. Diese kantonalen Effekte bilden die Y-Variablen von Regression b. Regression b versucht also, mit Variablen zur Wirtschaftsstruktur und den institutionellen Rahmenbedingungen die kantonalen Unterschiede zu erklären, die nicht auf die demographische Struktur zurückgeführt werden können.[4]

Dieses Vorgehen hat hauptsächlich **zwei Vorteile** gegenüber einem «direkten» Vorgehen, das auf eine Etappierung verzichtet und sämtliche Erklärungsfaktoren in einer Regression vereint:

■ Erstens erscheint es zweckmässig, die wirtschaftlichen Variablen derart zu interpretieren, dass sie einen aufgrund der Demographie geschätzten Wert (z.B. Sozialhilfequote) multiplikativ erhöhen oder senken. Dies wird methodisch durch die Etappierung der Regression gewährleistet: Während Etappe a die Erklärungsfaktoren mit einem additiven Effekt umfasst, enthält Etappe b die Erklärungsfaktoren mit einem multiplikativen Effekt.

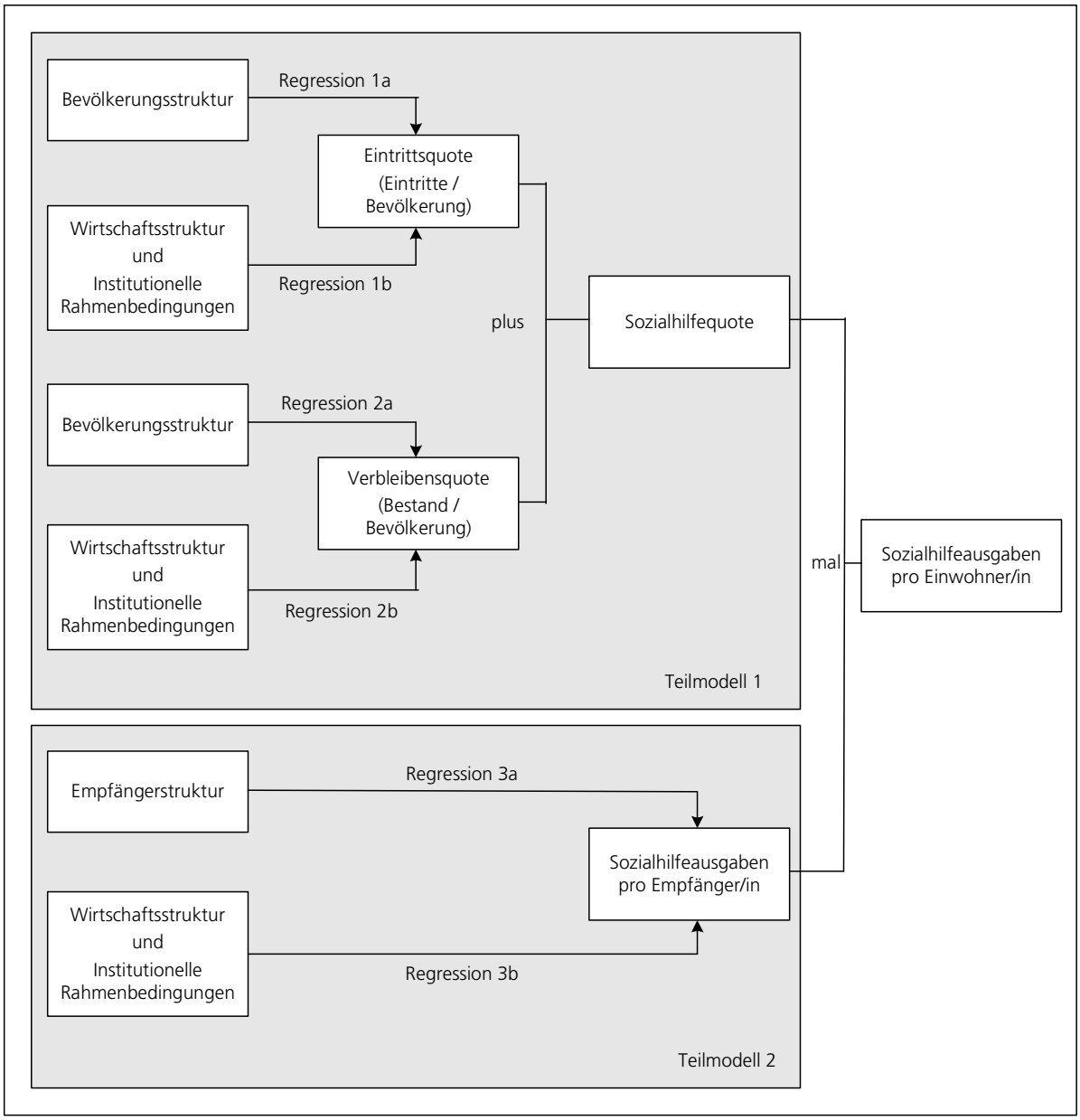
---

[3] Die durchschnittliche Verweildauer in der Sozialhilfe entspricht annäherungsweise der inversen Austrittswahrscheinlichkeit. Die Sozialhilfequote ergibt sich, indem man die Eintrittsquote mit der durchschnittlichen Verweildauerdauer multipliziert, dies entspricht der Eintrittsquote geteilt durch die Austrittswahrscheinlichkeit.

[4] Die geschätzten abhängigen Variablen der *gesamten* Regression ergeben sich, indem man die geschätzten abhängigen Variablen der beiden Etappen a und b miteinander multipliziert:
- Regression 1: Geschätzte Eintrittsquote = (mit demographischen Variablen geschätzte Eintrittsquote) * (geschätzter kantonaler Koeffizient)
- Regression 2, Variante «Verbleibensquote»: Geschätzte Verbleibensquote = (mit demographischen Variablen geschätzte Verbleibensquote) * (geschätzter kantonaler Koeffizient)
- Regression 2, Variante «Austrittswahrscheinlichkeit»: Geschätzte Austrittswahrscheinlichkeit = (mit demographischen Variablen geschätzte Austrittswahrscheinlichkeit) * (geschätzter kantonaler Koeffizient)
- Regression 3: Geschätzte Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in = (mit demographischen Variablen geschätzte Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in) * (geschätzter kantonaler Koeffizient)

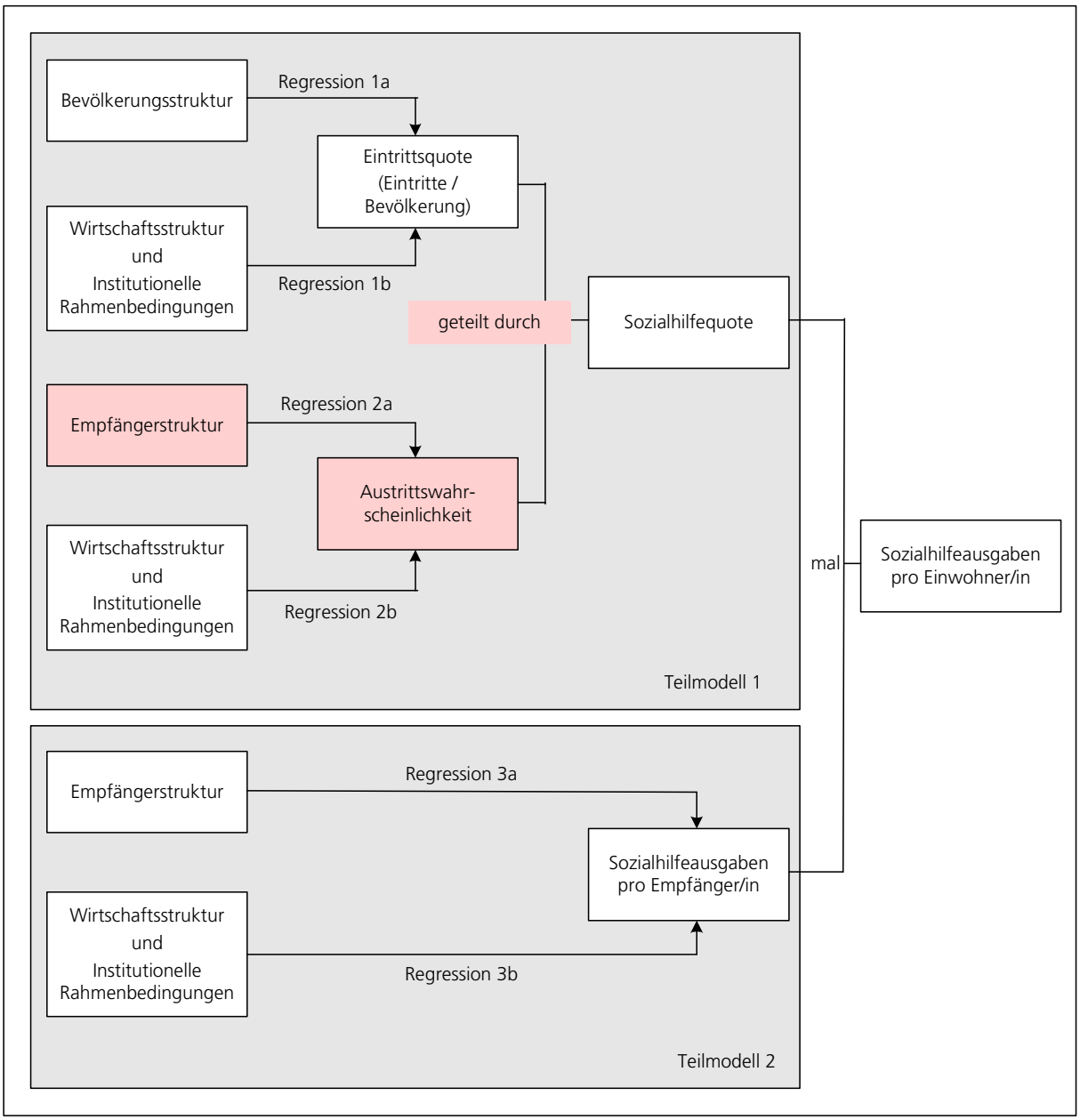
■ Zweitens sind die «demographischen» Regressionen (Etappe a), welche den Kern des Gesamtmodells bilden, damit unabhängig von den Regressionen der Etappe b. Sie können als eigenständige Regressionen interpretiert werden.

Abbildung 2: Modell zur Erklärung der unterschiedlichen kantonalen Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in (Variante «Verbleibensquote»)




Darstellung: BASS

Abbildung 3: Modell zur Erklärung der unterschiedlichen kantonalen Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in (Variante «Austrittswahrscheinlichkeit»)




Rot: Änderungen gegenüber Variante «Verbleibensquote»
Darstellung: BASS.

Kein Ziel des Analysemodells ist es, die zeitlichen Veränderungen der Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in zu erklären. Zwar werden mögliche Zeiteffekte in den multivariaten Analysen kontrolliert. Das Modell bezweckt aber nicht, diese Entwicklungen zu erhellen, und wir werden die diesbezüglichen Ergebnisse nicht vertiefen. Dies erscheint auch gerechtfertigt, wenn man sich vergegenwärtigt, dass das Ausmass der kantonalen Unterschiede viel grösser ist als die Veränderungen im Zeitverlauf (vgl. **Tabelle 1**). Denn in den Jahren 2005 bis 2008 bleibt die Rangfolge unter den Kantonen recht stabil: In der Gruppe der zehn Kantone mit den höchsten Ausgaben sind acht Kantone in jedem Jahr vertreten; die Gruppe der zehn Kantone mit den geringsten Ausgaben hat sogar neun «Dauermitglieder».

Tabelle 1: Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in, 2005 – 2008 (sortiert nach Rangfolge 2008)

| **Kanton** | **2005** | | **2006** | | | **2007** | | | **2008** | | | **Veränderung 2005 - 2008** |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Rang | Fr. | Rang | Fr. | Veränderung zu Vorjahr | Rang | Fr. | Veränderung zu Vorjahr | Rang | Fr. | Veränderung zu Vorjahr | |
| Basel-Stadt | 1 | 691 | 1 | 696 | 0.7% | 1 | 638 | -8.4% | 1 | 582 | -8.8% | -15.9% |
| Neuenburg | 2 | 369 | 2 | 409 | 11.0% | 2 | 397 | -3.0% | 2 | 395 | -0.4% | 7.2% |
| Bern | 4 | 331 | 4 | 347 | 4.8% | 3 | 351 | 1.1% | 3 | 355 | 1.2% | 7.2% |
| Zürich | 3 | 356 | 3 | 365 | 2.5% | 4 | 350 | -4.2% | 4 | 341 | -2.4% | -4.1% |
| Waadt | 8 | 190 | 5 | 321 | 68.6% | 5 | 337 | 5.1% | 5 | 329 | -2.3% | 73.2% |
| Solothurn | 5 | 289 | 6 | 308 | 6.6% | 6 | 323 | 5.1% | 6 | 247 | -23.7% | -14.5% |
| Genf | 6 | 256 | 7 | 278 | 8.5% | 7 | 293 | 5.3% | 7 | 245 | -16.3% | -4.3% |
| Schaffhausen | 11 | 153 | 11 | 165 | 7.4% | 12 | 143 | -13.3% | 8 | 160 | 12.2% | 4.4% |
| Tessin | 12 | 152 | 10 | 168 | 10.3% | 11 | 159 | -5.4% | 9 | 160 | 0.8% | 5.2% |
| Basel-Land | 9 | 178 | 9 | 186 | 4.9% | 9 | 168 | -9.6% | 10 | 154 | -8.7% | -13.5% |
| Glarus | 7 | 206 | 8 | 193 | -6.4% | 8 | 218 | 13.1% | 11 | 138 | -36.5% | -32.8% |
| Luzern | 10 | 156 | 12 | 161 | 3.2% | 10 | 160 | -0.9% | 12 | 135 | -15.4% | -13.5% |
| Schwyz | 15 | 125 | 16 | 129 | 3.7% | 14 | 131 | 1.1% | 13 | 127 | -2.8% | 1.9% |
| Zug | 16 | 122 | 17 | 128 | 5.1% | 16 | 119 | -7.1% | 14 | 111 | -7.1% | -9.3% |
| Aargau | 17 | 121 | 13 | 140 | 15.4% | 15 | 130 | -6.8% | 15 | 110 | -15.8% | -9.5% |
| Appenzell A.Rh. | 14 | 129 | 15 | 133 | 3.3% | 13 | 131 | -1.4% | 16 | 104 | -20.9% | -19.4% |
| Graubünden | 13 | 147 | 14 | 138 | -6.1% | 17 | 119 | -13.7% | 17 | 103 | -13.7% | -30.1% |
| Jura | 21 | 97 | 20 | 104 | 6.9% | 19 | 111 | 7.1% | 18 | 99 | -10.8% | 2.1% |
| St. Gallen | 18 | 119 | 19 | 116 | -2.7% | 18 | 111 | -4.2% | 19 | 98 | -12.0% | -17.9% |
| Freiburg | 20 | 100 | 21 | 103 | 3.7% | 20 | 104 | 0.7% | 20 | 94 | -9.7% | -5.8% |
| Wallis | 24 | 73 | 22 | 81 | 11.2% | 24 | 76 | -5.9% | 21 | 92 | 20.9% | 26.5% |
| Thurgau | 19 | 113 | 18 | 128 | 13.3% | 21 | 96 | -25.1% | 22 | 79 | -17.9% | -30.3% |
| Appenzell I.Rh. | 23 | 75 | 23 | 74 | -1.1% | 23 | 79 | 6.6% | 23 | 64 | -19.6% | -15.2% |
| Nidwalden | 26 | 65 | 24 | 72 | 10.1% | 25 | 65 | -8.7% | 24 | 62 | -5.7% | -5.2% |
| Obwalden | 25 | 73 | 25 | 68 | -6.4% | 26 | 54 | -21.2% | 25 | 55 | 2.6% | -24.3% |
| Uri | 22 | 75 | 26 | 63 | -16.6% | 22 | 82 | 30.2% | 26 | 47 | -42.7% | -37.8% |
| Schweiz | | 230 | | 251 | 9.2% | | 246 | -2.0% | | 232 | -5.6% | 1.0% |

Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik.

## 1.2 Datenbasis

Das Fundament der statistischen Analysen bilden die Datensätze zur Empfängerstatistik und zur Finanzstatistik der Sozialhilfe bzw. der bedarfsabhängigen Sozialleistungen. Bei der Empfängerstatistik standen uns nicht die Individualdaten der einzelnen Sozialhilfebeziehenden zur Verfügung, sondern die Standardtabellen, welche das BFS jährlich erstellt.

Die Analysen umfassen den Zeitraum von 2005 bis 2008, für den insbesondere die Daten der Empfängerstatistik in guter Qualität vorliegen. Wegen mangelnder Datenqualität wurden vier Kantone aus den multivariaten Analysen ausgeschlossen: bei einem Kanton (GL) waren die Angaben zu den Finanzen ausschlaggebend, bei den übrigen Lücken in der Empfängerstatistik (BL, VD, GE). In den bivariaten Auswertungen wurden zweifelhafte Fälle ad hoc ausgeklammert.

BASS

## 1.3 Gliederung

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut:

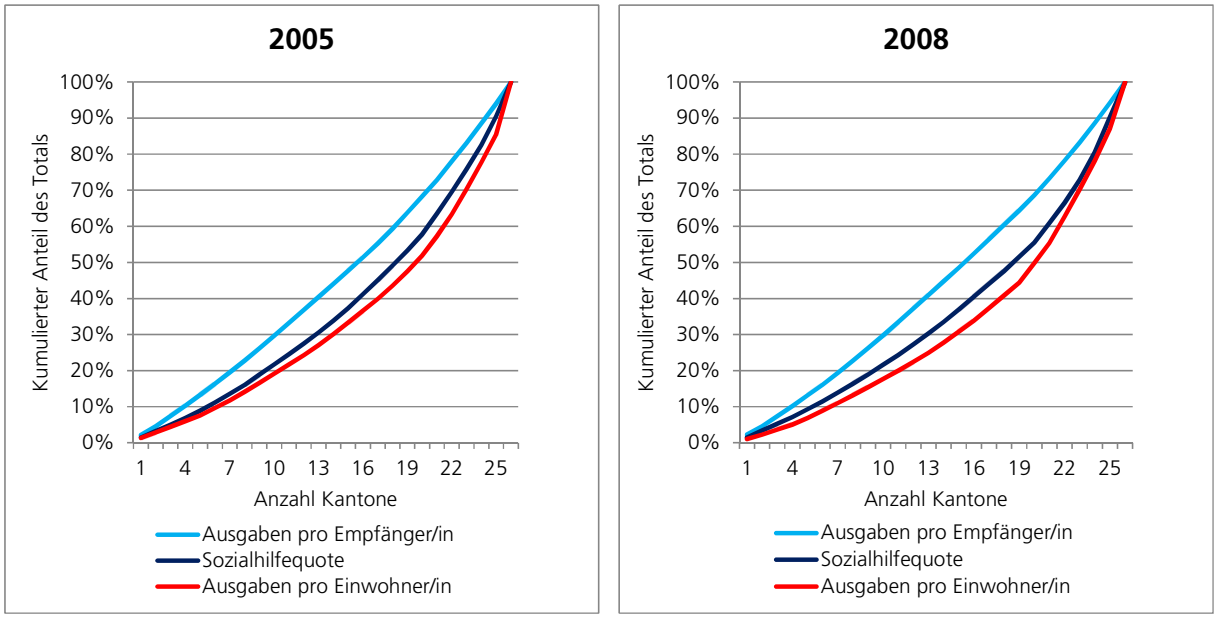
■ **Kapitel 2** enthält Überlegungen dazu, in welchem Ausmass die Sozialhilfequoten und die Leistungshöhe erklären, weshalb die Schweizer Kantone pro Kopf der Bevölkerung sehr unterschiedliche Sozialhilfeausgaben haben.
■ **Kapitel 3** entwickelt das Teilmodell zur Erklärung der kantonalen Unterschiede der Sozialhilfequoten. Dabei werden zunächst Hypothesen formuliert und anhand bivariater Auswertungen geprüft. Anschliessend werden die Regressionsanalysen durchgeführt.
■ **Kapitel 4** enthält das Teilmodell, das sich mit den Unterschieden der Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in beschäftigt. Wie in Kapitel 3 werden zuerst Hypothesen gebildet und bivariate Auswertungen vorgenommen; anschliessend folgen die Regressionsanalysen.
■ **Kapitel 5** präsentiert die Ergebnisse des Gesamtmodells.
■ **Kapitel 6** enthält die Ergebnisse nach Kantonen.

# 2 Sozialhilfequote, Ausgaben pro Empfänger/in und Ausgaben pro Einwohner/in

Bevor differenzierte Erklärungsmodelle ausgearbeitet werden, lassen sich erste Überlegungen dazu anstellen, wie gross der Effekt der beiden unmittelbaren Einflussgrössen – der Sozialhilfequote und der Ausgaben pro Empfänger/in – ungefähr sein könnte.

**Abbildung 4** zeigt das Ausmass der Ungleichheit unter den Kantonen bezüglich der drei Kennzahlen: der Sozialhilfequote, der Ausgaben pro Empfänger/in und der Ausgaben pro Einwohner/in. In der Grafik abgetragen sind die **Lorenzkurven**. Verläuft die Kurve linear in einem 45-Grad-Winkel, so bedeutet dies, dass bezüglich der Kennzahl keinerlei Ungleichheit zwischen den Kantonen besteht. Je stärker sich die Kurve zur X-Achse oder Y-Achse hinneigt, desto grösser ist die Ungleichheit zwischen den Kantonen. Das Ergebnis von Abbildung 4 ist deutlich: Bezüglich der Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in (hellblaue Linie) sind die Unterschiede zwischen den Kantonen am geringsten ausgeprägt. Die Lorenzkurve weicht hier nur relativ schwach von der Diagonalen ab. Bei der Sozialhilfequote (dunkelblaue Linie) sind die kantonalen Unterschiede wesentlich stärker. In ihrer Wirkung auf die Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in (rote Linie) verstärken sich diese beiden Effekte offensichtlich: Bei dieser Kurve besteht zwischen den Kantonen die deutlichste Ungleichheit.

Abbildung 4: Ungleichheiten zwischen den Kantonen (Lorenzkurven), 2005 und 2008



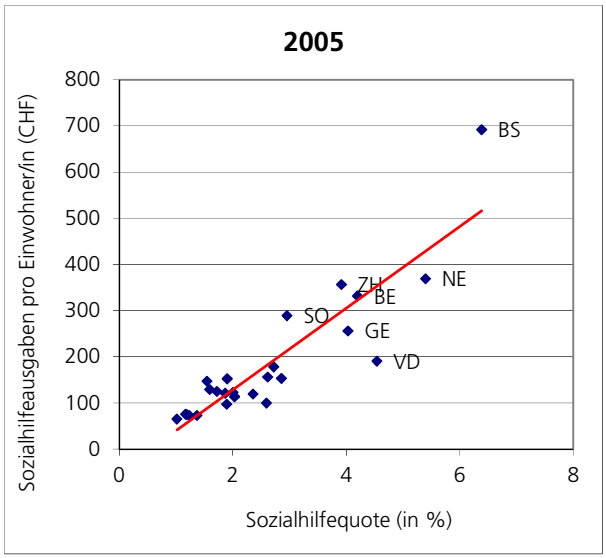

Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Ähnliches zeigt sich, wenn man zu einer etwas anschaulicheren Kennzahl greift, die allerdings nur die **Extremwerte** erfasst: Bei den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in war der höchste kantonale Wert im Jahr 2008 um den Faktor 2.6 (2005: 2.8) grösser als der tiefste Wert, bei der Sozialhilfequote betrug dieser Faktor 6.6 (2005: 6.3) und bei den Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in 12.4 (2005: 10.6).

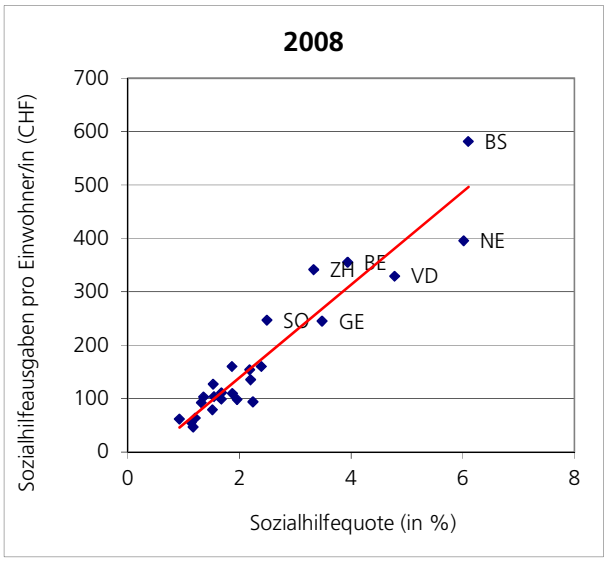
Die kantonale Ungleichheit in den Sozialhilfequoten ist also deutlich grösser als in den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in. Aus diesem Grund ist zu erwarten, dass die Sozialhilfequoten einen grösseren Beitrag zur Erklärung der unterschiedlichen Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in leisten. Darauf deuten auch die **statistischen Zusammenhangsmasse** zwischen den beiden Einflussgrössen einerseits und den Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in andererseits. Zwischen der **Sozialhilfequote und den Sozialhilfeausga-**

**ben pro Einwohner/in** besteht ein sehr enger Zusammenhang. Der Korrelationskoeffizient betrug 2005 0.895, 2008 0.946, wobei ein Wert von 1 einem exakten linearen Zusammenhang entsprechen würde (vgl. **Abbildung 5** mit Streudiagrammen).

Abbildung 5: Korrelationen Sozialhilfequote und Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in, 2005 und 2008

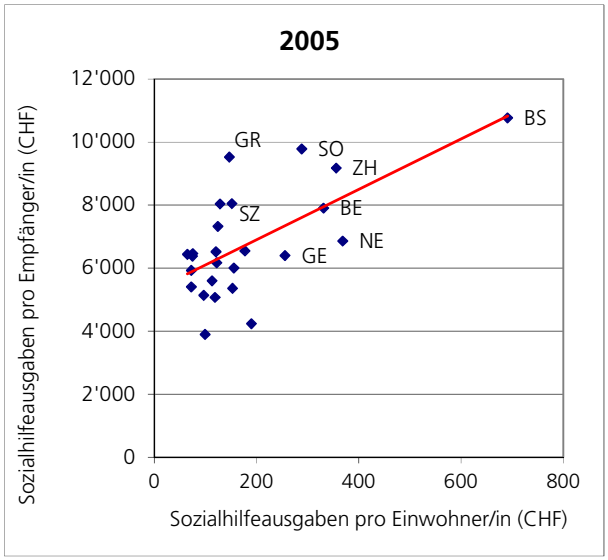



Korrelationskoeffizient (Pearson) = 0.895, auf Niveau von 1% zweiseitig signifikant; ohne GL
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

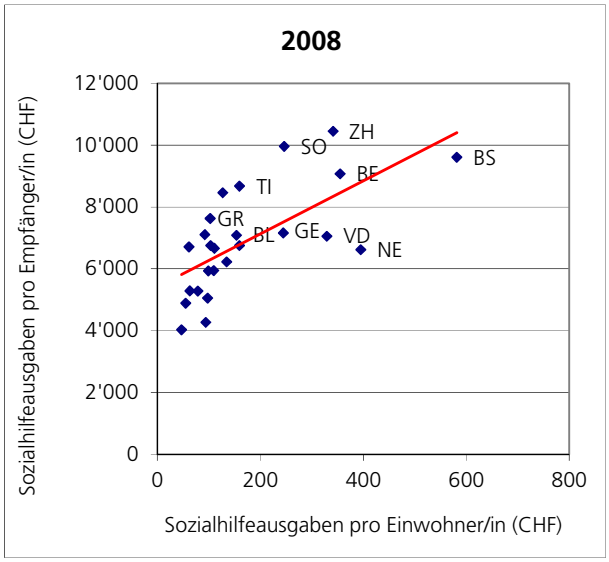



Korrelationskoeffizient (Pearson) = 0.946, auf Niveau von 1% zweiseitig signifikant; ohne GL
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Abbildung 6: Korrelationen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in und Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in, 2005 und 2008




Korrelationskoeffizient (Pearson) = 0.647, auf Niveau von 1% zweiseitig signifikant; ohne GL
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.



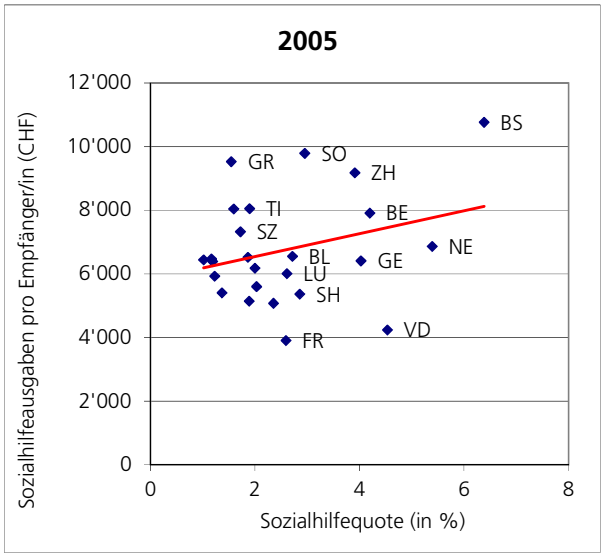

Korrelationskoeffizient (Pearson) = 0.663, auf Niveau von 1% zweiseitig signifikant; ohne GL
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Der enge Zusammenhang bedeutet allerdings nicht, dass der zweiten Einflussgrösse, den **Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in**, keine Bedeutung zukommt. Auch zwischen dieser Grösse und den Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in besteht ein statistischer Zusammenhang: Im Jahr 2005 betrugt der Korrelationskoeffizient 0.647, im Jahr 2008 0.663 (vgl. **Abbildung 6** mit Streudiagrammen).[5]

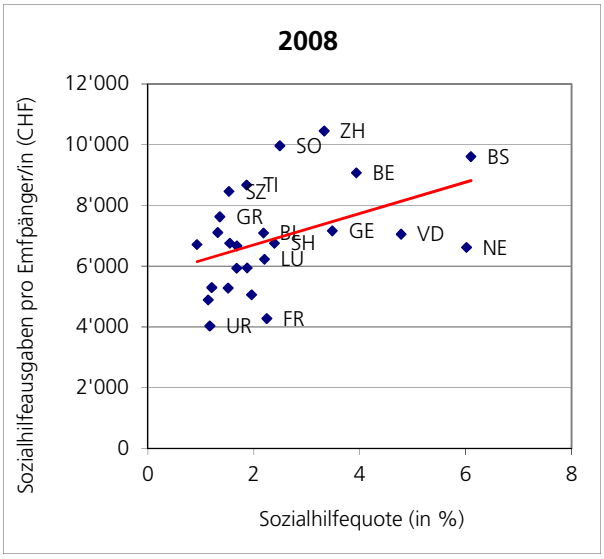
Der Zusammenhang zwischen den Sozialhilfequoten und den Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in ist also sehr eng, derjenige zwischen den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in und den Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in beachtlich. Das deutet darauf hin, dass die beiden erklärenden Variablen aufeinander einwirken. Es ist zu vermuten, dass die beiden Korrelationskoeffizienten nicht nur den «reinen» Einfluss der jeweiligen Einflussgrösse abbilden, sondern dass sich darin auch ein «indirekter» Einfluss der jeweils anderen Einflussgrösse spiegelt.

Wirklich erhärten lässt sich diese Vermutung mit bivariaten Analysen jedoch nur bedingt: Der Korrelationskoeffizient zwischen der **Sozialhilfequote und den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in** betrug 2008 0.434 und war auf dem Niveau von 5% signifikant; 2005 war er mit 0.296 schwach und nicht signifikant (**Abbildung 7**).

Abbildung 7: Korrelationen Sozialhilfequote und Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in, 2005 und 2008




Korrelationskoeffizient (Pearson) = 0.296, nicht signifikant; ohne GL
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.




Korrelationskoeffizient (Pearson) = 0.434, auf Niveau von 5% zweiseitig signifikant; ohne GL
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Welchen **Anteil an der Varianz der Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in** die beiden Einflussgrössen (Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in, Sozialhilfequote) genau erklären, lässt sich erst mit den differenzierten Regressionen bestimmen. Die ungefähren Grössenordnungen können wir aber bereits mit einfacheren Mitteln abschätzen. Angenommen, die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in wären in allen Kantonen gleich: Wie unsere Berechnungen zeigen, würden die kantonalen Unterschiede in den Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in unter dieser Voraussetzung noch 70 Prozent der ursprünglich beobachteten Varianz betragen. Würde umgekehrt die Sozialhilfequote in allen Kantonen dem gesamtschweizerischen Durchschnitt entsprechen, so würden die verbleibenden Ausgabenunterschiede 30 Prozent der ursprünglichen Varianz ausmachen. Mit anderen Worten: Es ist zu erwarten, dass die Ausgaben pro Empfänger/in

[5] Im Jahr 2005 ist der Korrelationskoeffizient relativ stark vom Kanton Basel-Stadt abhängig. Ohne diesen Kanton beträgt der Korrelationskoeffizient 0.489 (auf dem Niveau von 5% zweiseitig signifikant).

ungefähr 30 Prozent, die Sozialhilfequoten ungefähr 70 Prozent der kantonalen Unterschiede der Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in erklären.

Ausgeklammert bleibt bei diesen Berechnungen, dass zwischen den beiden Einflussgrössen allenfalls ein Zusammenhang bestehen könnte. Tendenziell scheint es plausibler, dass dabei die Ausgabenunterschiede pro Empfänger/in einen (indirekten) Einfluss auf die Höhe der Sozialhilfequote haben. Das heisst: Kantone, die verhältnismässig «grosszügige» Sozialhilfeleistungen gewähren, gewähren auch verhältnismässig «grosszügig» Zugang zu diesen Leistungen.[6] Je nachdem, in welchem Ausmass ein solcher Zusammenhang besteht, würde der Erklärungsgehalt der Ausgaben pro Empfänger/in ansteigen, jener der Sozialhilfequote entsprechend sinken.

[6] Würde der Zusammenhang in die andere Richtung spielen, so würde dies bedeuten, dass Kantone mit einem hohen sozialen Problemdruck (hohe Sozialhilfequote) auch überdurchschnittlich hohe Leistungen gewähren. Dass sie dies freiwillig tun, erscheint nicht sehr plausibel. Dass sie wegen der sozialen Probleme ihrer Klient/innen zu überdurchschnittlichen Ausgaben gezwungen sind, erscheint ebenfalls als eine recht starke Annahme.

# 3 Unterschiede in den Sozialhilfequoten

## 3.1 Sozialhilfequoten 2005 – 2008

### Globale Sozialhilfequoten

**Tabelle 2** zeigt die Entwicklung der Sozialhilfequoten der Schweizer Kantone von 2005 bis 2008 – also des Anteils der Sozialhilfebeziehenden gemessen an der ständigen Wohnbevölkerung. Für die meisten Kantone gilt, dass in dieser Zeit die Quoten gesunken sind: Die Werte von 2008 sind tiefer als diejenigen von 2005. Bei gut einem Drittel der Kantone beginnt diese Tendenz bereits 2006. Eine Ausnahme bilden die Kantone Neuenburg und Waadt, in denen von 2005 bis 2008 eine leichte Zunahme zu beobachten ist.

Tabelle 2: Kantonale Sozialhilfequoten, 2005 – 2008 (sortiert nach Rangfolge 2008)

| Kanton | 2005 | | 2006 | | | 2007 | | | 2008 | | | Veränderung 2005 - 2008 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Rang | Sozialhilfequote | Rang | Sozialhilfequote | Veränderung zu Vorjahr | Rang | Sozialhilfequote | Veränderung zu Vorjahr | Rang | Sozialhilfequote | Veränderung zu Vorjahr | |
| Basel-Stadt | 1 | 6.4% | 1 | 7.1% | 0.7% | 1 | 6.6% | -0.5% | 1 | 6.1% | -0.5% | -0.3% |
| Neuenburg | 2 | 5.4% | 2 | 5.7% | 0.3% | 2 | 6.0% | 0.3% | 2 | 6.0% | 0.0% | 0.6% |
| Waadt | 3 | 4.5% | 3 | 4.7% | 0.2% | 3 | 4.7% | 0.0% | 3 | 4.8% | 0.0% | 0.2% |
| Bern | 4 | 4.2% | 5 | 4.3% | 0.2% | 4 | 4.1% | -0.2% | 4 | 3.9% | -0.2% | -0.3% |
| Genf | 5 | 4.0% | 4 | 4.7% | 0.7% | 5 | 3.8% | -0.9% | 5 | 3.5% | -0.4% | -0.5% |
| Zürich | 6 | 3.9% | 6 | 3.8% | -0.1% | 6 | 3.7% | -0.1% | 6 | 3.3% | -0.4% | -0.6% |
| Solothurn | 7 | 3.0% | 7 | 3.2% | 0.2% | 7 | 2.8% | -0.4% | 7 | 2.5% | -0.3% | -0.5% |
| Schaffhausen | 8 | 2.9% | 9 | 2.8% | -0.1% | 9 | 2.4% | -0.4% | 8 | 2.4% | 0.0% | -0.5% |
| Freiburg | 11 | 2.6% | 10 | 2.6% | 0.0% | 11 | 2.3% | -0.3% | 9 | 2.2% | 0.0% | -0.4% |
| Luzern | 10 | 2.6% | 11 | 2.5% | -0.1% | 10 | 2.4% | -0.1% | 10 | 2.2% | -0.2% | -0.4% |
| Basel-Landschaft | 9 | 2.7% | 8 | 2.8% | 0.1% | 8 | 2.5% | -0.2% | 11 | 2.2% | -0.4% | -0.5% |
| Glarus | 13 | 2.2% | 15 | 1.9% | -0.3% | 16 | 1.8% | -0.1% | 12 | 2.2% | 0.3% | -0.1% |
| St. Gallen | 12 | 2.4% | 12 | 2.3% | 0.0% | 12 | 2.1% | -0.2% | 13 | 2.0% | -0.2% | -0.4% |
| Aargau | 18 | 1.9% | 13 | 2.0% | 0.1% | 14 | 2.0% | 0.0% | 14 | 1.9% | -0.1% | 0.0% |
| Tessin | 16 | 1.9% | 14 | 2.0% | 0.1% | 13 | 2.0% | 0.0% | 15 | 1.9% | -0.1% | 0.0% |
| Zug | 15 | 2.0% | 16 | 1.9% | -0.1% | 15 | 1.8% | -0.1% | 16 | 1.7% | -0.2% | -0.3% |
| Jura | 17 | 1.9% | 18 | 1.9% | 0.0% | 17 | 1.8% | -0.1% | 17 | 1.7% | -0.1% | -0.2% |
| Appenzell A. Rh. | 20 | 1.6% | 19 | 1.8% | 0.2% | 19 | 1.6% | -0.1% | 18 | 1.5% | -0.1% | 0.0% |
| Schwyz | 19 | 1.7% | 20 | 1.7% | 0.0% | 20 | 1.6% | -0.1% | 19 | 1.5% | -0.1% | -0.2% |
| Thurgau | 14 | 2.0% | 17 | 1.9% | -0.1% | 18 | 1.8% | -0.1% | 20 | 1.5% | -0.2% | -0.5% |
| Graubünden | 21 | 1.5% | 21 | 1.4% | -0.1% | 21 | 1.4% | 0.0% | 21 | 1.4% | 0.0% | -0.2% |
| Wallis | 22 | 1.4% | 23 | 1.3% | 0.0% | 22 | 1.4% | 0.1% | 22 | 1.3% | -0.1% | 0.0% |
| Appenzell I. Rh. | 24 | 1.2% | 24 | 1.3% | 0.1% | 23 | 1.2% | 0.0% | 23 | 1.2% | 0.0% | 0.0% |
| Uri | 25 | 1.2% | 25 | 1.1% | 0.0% | 24 | 1.2% | 0.1% | 24 | 1.2% | -0.1% | 0.0% |
| Obwalden | 23 | 1.2% | 22 | 1.3% | 0.1% | 25 | 1.1% | -0.2% | 25 | 1.1% | 0.0% | -0.1% |
| Nidwalden | 26 | 1.0% | 26 | 0.9% | -0.1% | 26 | 0.8% | -0.1% | 26 | 0.9% | 0.2% | -0.1% |
| Schweiz | | 3.2% | | 3.3% | 0.1% | | 3.1% | -0.2% | | 2.9% | -0.2% | -0.3% |

Hinweis: Wegen Rundungen ist es möglich, dass die Veränderung zum Vorjahr um +/- 0.1 Prozentpunkte von den dargestellten Sozialhilfequoten abweicht.
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik.

Die **Unterschiede zwischen den Kantonen** sind beträchtlich: Während sich die geringste Sozialhilfequote – diejenige des Kantons Nidwalden – bei ungefähr einem Prozent bewegt, ist die grösste Sozialhilfequote – diejenige des Kantons Basel-Stadt – sechs- bis achtmal grösser. Die **Rangfolge der Kantone** ist dabei auffällig stabil: Betrachtet man die zehn Kantone mit den höchsten Sozialhilfequoten, so gehörten acht Kantone in jedem Jahr zu dieser Gruppe; bei den zehn Kantonen mit den geringsten Sozialhilfequoten sind es sogar neun «ständige» Kantone. Über der gesamtschweizerischen Sozialhilfequote liegen jeweils dieselben sechs Kantone: Basel-Stadt, Neuenburg, Waadt, Bern, Genf und Zürich. Ihre Quoten bewegen sich in den beobachteten vier Jahren zwischen 3.3% (ZH 2008) und 7.1% (BS 2006). In den übrigen zwanzig Kantonen mit unterdurchschnittlichen Quoten liegen die Werte im selben Zeitraum zwischen 0.8% (NW 2007) und 3.2% (SO 2006).

### Gruppenspezifische Sozialhilfequoten

Doch ist es überhaupt angebracht, die globale Sozialhilfequote zum hauptsächlichen Untersuchungsgegenstand unserer Analysen zu machen? Bekanntlich **schwankt das Sozialhilferisiko zwischen verschiedenen sozialen Gruppen sehr stark**. Als besondere Risikogruppen mit hohen Sozialhilfequoten gelten beispielsweise die Alleinerziehenden, kinderreiche Familien, junge Erwachsene oder Ausländer/innen. Betreffen nun die kantonalen Unterschiede der Sozialhilfequoten alle sozialen Gruppen in vergleichbarem Ausmass: Besitzen in Kantonen mit einer sehr grossen Sozialhilfequote tatsächlich alle sozialen Gruppen ein entsprechend erhöhtes Sozialhilferisiko – und umgekehrt in Kantonen mit unterdurchschnittlichen Sozialhilfequoten? Oder sind es im Gegenteil stark erhöhte oder verminderte Sozialhilferisiken einzelner Gruppen, welche sich hinter den globalen Sozialhilfequoten der Kantone verbergen? Kommt es beispielsweise vor, dass ein Kanton hauptsächlich deshalb eine tiefe Sozialhilfequote ausweist, weil es ihm gelungen ist, das Sozialhilferisiko der Alleinerziehenden markant zu reduzieren?

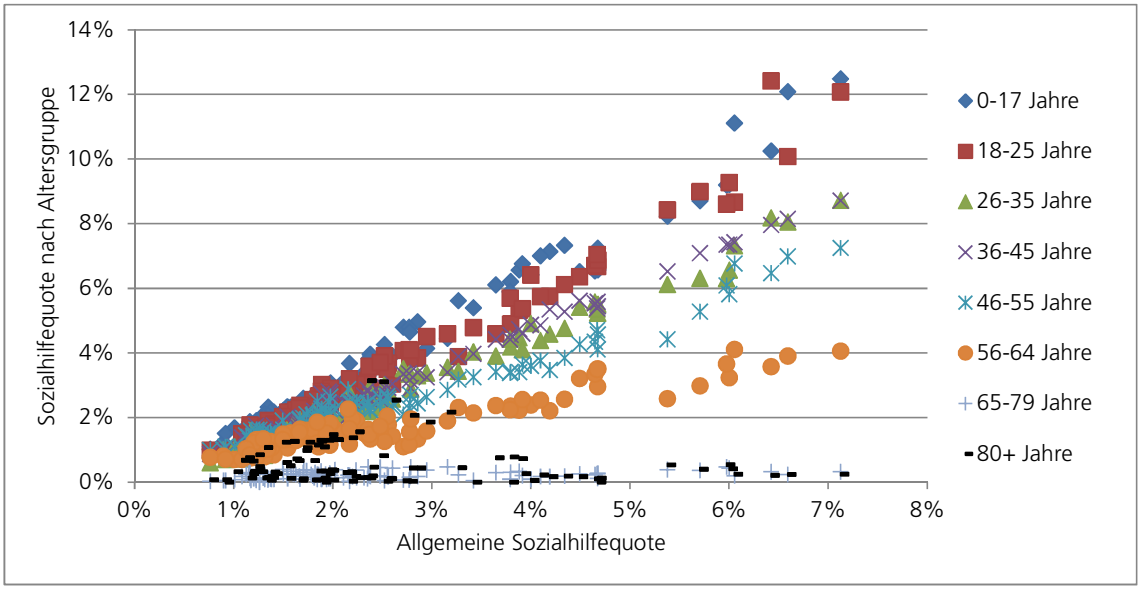
Diese Frage sollte geklärt werden, bevor wir uns auf die Suche nach Gründen für kantonal unterschiedlichen Sozialhilfequoten machen. Denn wenn sich zeigen sollte, dass im Kern vor allem die gruppenspezifischen Sozialhilfequoten für die kantonalen Unterschiede verantwortlich sind, so müsste das Erklärungsmodell entsprechend ausdifferenziert werden.

Wir haben das Verhältnis von globalen und gruppenspezifischen Sozialhilfequoten für zwei Typen von sozialen Gruppen untersucht: erstens die Altersgruppen, zweitens die Fallstruktur der Unterstützungseinheiten. **Abbildung 8** zeigt für die Jahre 2005 bis 2008, wie sich die **Sozialhilfequoten der einzelnen Altersgruppe**n zur allgemeinen Sozialhilfequote verhalten. Bei den meisten Altersgruppen tritt ein klarer linearer Trend hervor, der auf den Nullpunkt zuläuft. Je höher die allgemeine Sozialhilfequote, desto höher fällt auch die Sozialhilfequote der entsprechenden Altersgruppe aus. Deutliche Abweichungen zeigen sich einzig bei den Personen, die 80 Jahre oder älter sind. Dies dürfte hauptsächlich damit zu tun haben, dass das Armutsrisiko von Menschen im AHV-Alter in der Regel durch die Ergänzungsleistungen zur AHV und allfällige kantonale Beihilfen abgesichert ist. In einzelnen Kantonen spielt diese Absicherung jedoch nicht mehr, wenn hoch betagte Personen ihre Heimtaxen nicht zu decken vermögen und deshalb auf die Unterstützung der Sozialhilfe angewiesen sind (vgl. dazu auch Abschnitt 3.2.2). Solche systembedingten Unterschiede führen dazu, dass die Sozialhilfequote von Personen ab 80 Jahren in einzelnen Kantonen überraschend hoch ausfällt, während sie sich in den meisten anderen Kantonen – unabhängig vom allgemeinen Sozialhilfeniveau – nahe bei Null bewegt.

Ein ähnliches Bild ergibt sich, wenn man nach der **Fallstruktur** unterscheidet. Dabei vergleichen wir nicht die Sozialhilfequoten, die auf Personen bezogen sind, sondern die Unterstützungsquoten, die von Haushalten bzw. Unterstützungseinheiten ausgehen. Auch hier zeigen sich bei allen Falltypen sehr deutliche lineare Zusammenhänge zwischen den Unterstützungsquoten der jeweiligen Falltypen und der allgemeinen Unterstützungsquote, wobei die Trends auf den Nullpunkt zulaufen. Es gibt zwar durchaus gewisse Abweichungen, am deutlichsten sichtbar werden sie bei Alleinerziehenden. In der Einzelfallbetrachtung kann erklärungsbedürftig sein, weshalb sich das Sozialhilferisiko von Alleinerziehenden in zwei Kantonen mit vergleichbarer Unterstützungsquote um einen Faktor von rund 1.5 unterscheidet. Insgesamt betrachtet ist aber auch bei den Alleinerziehenden der lineare Trend unverkennbar.

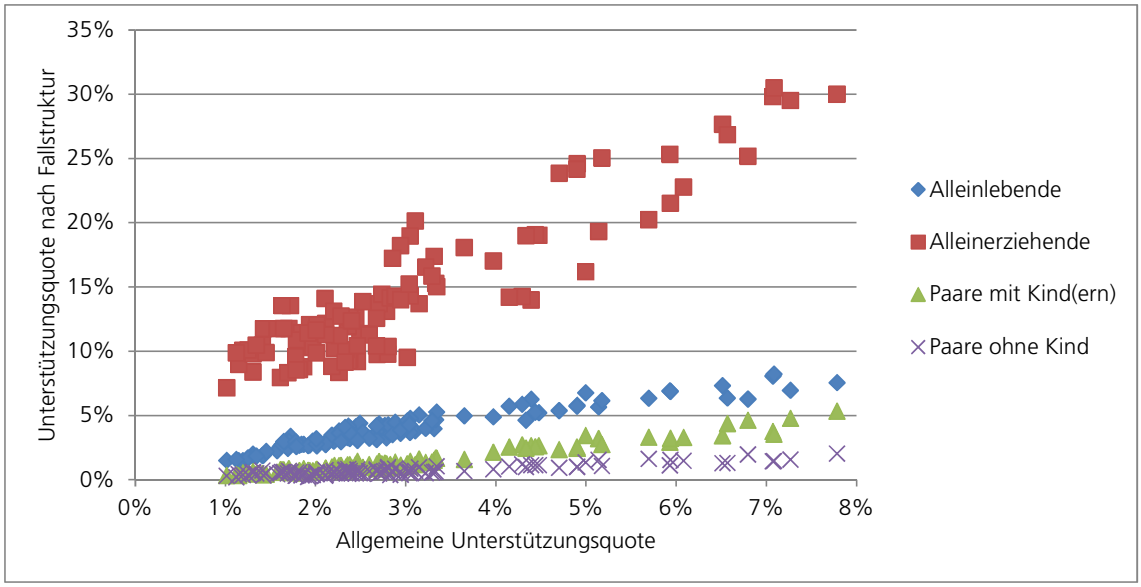
Mit anderen Worten: Das Vorgehen, sich «direkt» mit den globalen kantonalen Sozialhilfequoten auseinanderzusetzen, erscheint gerechtfertigt. Unsere Auswertungen geben keine Hinweise darauf, dass die kantonalen Unterschiede der globalen Sozialhilfequoten hauptsächlich darauf zurückzuführen wären, dass die Sozialhilferisiken spezifischer Bevölkerungsgruppen in den Kantonen stark differieren.

Abbildung 8: Allgemeine Sozialhilfequoten und Sozialhilfequoten nach Altersgruppen, alle Kantone 2005 – 2008




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik.

Abbildung 9: Allgemeine Unterstützungsquoten und Unterstützungsquoten nach Fallstruktur, alle Kantone 2005 – 2008




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik.

## 3.2 Bevölkerungsstruktur

### 3.2.1 Hypothesen

Die Hypothesenbildung bezüglich der Bevölkerungsstruktur folgt einem einfachen Muster: Es wird grundsätzlich angenommen, dass Kantone mit einen überdurchschnittlichen **Anteil bestimmter «Risikogruppen» in der Bevölkerung** auch eine überdurchschnittliche Sozialhilfequote ausweisen. Gemäss den So-

zialhilfestatistiken sind insbesondere die folgenden Bevölkerungsgruppen überdurchschnittlich häufig in der Sozialhilfe vertreten:

- Kinder und Jugendliche
- Alleinerziehende
- Alleinlebende (stabiler, aber relativ geringer Unterschied)
- Geschiedene Personen
- Ausländer/innen

Zu den geschiedenen Personen fehlen für die Kantone gruppenspezifische Sozialhilfequoten, weil es keine aktuellen Angaben zum Zivilstand der kantonalen Wohnbevölkerungen gibt. Zumindest annäherungsweise lässt sich die Hypothese jedoch anhand der Scheidungsziffer überprüfen.

Grundsätzlich ist zu bedenken, dass sich erhöhte Armutsrisiken nicht zwingend in vollem Umfang in der Sozialhilfequote spiegeln. Denkbar ist auch, dass sie durch **vorgelagerte Bedarfsleistungen** zumindest partiell aufgefangen werden. Im Detail werden diese Mechanismen in Abschnitt 3.4 näher untersucht. Bereits jetzt sollten sie jedoch berücksichtigt werden. Aus diesem Grund werden die Hypothesen im Folgenden nicht allein anhand der Sozialhilfequote (im engeren Sinn) geprüft. Zusätzlich werden **zwei weitere Quoten verwendet, welche die Bedarfsleistungen in einem weiteren Sinne umfassen**. Sie beruhen auf den Statistiken des Armutsindikators und schliessen Doppelzählungen aus: Denn gemessen werden soll ja die Zahl von bedürftigen Personen, nicht die Häufigkeit des Bedarfsleistungsbezugs.

Die **erste Quote** berücksichtigt **alle Bedarfsleistungen mit folgenden Ausnahmen**:

- Opferhilfe: im Armutsindikator nicht berücksichtigt
- Rechtshilfe: im Armutsindikator nicht berücksichtigt
- Zuschüsse für Sozialversicherungsbeiträge (AHV/IV/EO): im Armutsindikator nicht berücksichtigt
- Stipendien: im Armutsindikator nicht berücksichtigt
- Verbilligungen der Krankenkassenprämien: Die Prämienverbilligungen verfolgen explizit das Ziel, nicht allein Armut oder Armutsgefährdung abzuwenden, sondern auch Familien mit «mittleren Einkommen» finanziell zu unterstützen (Art. 65 Abs. 1bis KVG). Entsprechend schwanken ihre Bezugsquoten in den Kantonen zwischen 20% und mehr als 50%. Angesichts dessen wäre es nicht zweckmässig, sie in die Quote der Bedarfsleistungsbezüger/innen einzubeziehen – die Bedarfsleistungsquote würde in diesem Fall schlicht der Bezugsquote der Prämienverbilligungen entsprechen.

Die **zweite Quote** schliesst zusätzlich die **Stipendien** mit ein. Weil diese im Armutsindikator nicht berücksichtigt sind, ist es hier allerdings nicht möglich, den Anteil von Doppelbezügen zu schätzen und aus dem Indikator auszuschliessen.

### 3.2.2 Bivariate Auswertungen

**Tabelle 3** zeigt die Ergebnisse der bivariaten Auswertungen. Für die Altersangaben der ständigen Wohnbevölkerung wurde die Statistik des jährlichen Bevölkerungsstandes (ESPOP) verwendet; für die Staatsangehörigkeit die Statistik der ausländischen Wohnbevölkerung (PETRA); für die Haushaltsangaben die kantonalen Prognosen zur Entwicklung der Haushalte, die auf den Daten der Volkszählung 2000 beruhen. Die Scheidungsziffer berechnet das BFS aufgrund von Angaben aus den Statistiken der natürlichen Bevölkerungsbewegung (BEVNAT) und des jährlichen Bevölkerungsstandes (ESPOP).

#### Altersgruppen

Die bivariaten Auswertungen zu den Altersgruppen zeigen, dass die Hypothesen zu kurz greifen: Die Ergebnisse sprechen in wesentlichen Punkten gegen die Erwartungen. So führt beispielsweise ein über-

durchschnittlich hoher **Anteil von Kindern** nicht dazu, dass die entsprechenden Kantone höhere Sozialhilfequoten hätten. Dies vermag bei näherem Hinsehen nicht wirklich zu überraschen: Die drei Kantone mit dem grössten Anteil an 0- bis 17-Jährigen sind die Kantone Appenzell Innerrhoden, Freiburg und Obwalden; sie alle haben unterdurchschnittliche (FR) bis sehr tiefe Sozialhilfequoten (AI, OW; vgl. **Abbildung 10**). Offensichtlich sagt die Präsenz einer bestimmten Altersgruppe in erster Linie etwas über das Ab- und Zuwanderungsverhalten bestimmter sozialer Gruppen und die Lebensstile einer Kantonsbevölkerung aus. Dabei zeigt sich ziemlich deutlich: Je grösser der Anteil an Kindern, desto geringer die Sozialhilfequote. Zwar tragen die Kinder (bzw. ihre Familien) auch in diesen Kantonen ein – im Vergleich mit der übrigen Kantonsbevölkerung – überdurchschnittliches Sozialhilferisiko. Doch der erste Effekt ist deutlich stärker: Je mehr Kinder in einem Kanton leben, desto kleiner die Sozialhilfequote.

Vergleichbare Wirkungszusammenhänge sind auch für andere Altersgruppen plausibel. So dürfte der positive Zusammenhang zwischen dem Anteil der **26- bis 35-Jährigen** und der Höhe der Sozialhilfequote darauf zurückzuführen sein, dass diese Altersgruppe in Städten bzw. urbanen Kantonen relativ stark vertreten ist.[7] Diese Kantone haben generell höhere soziale Lasten zu tragen, die nicht – oder zumindest nicht zwingend – mit der starken Präsenz dieser Altersgruppe zusammenhängen.

Tabelle 3: Korrelationen zwischen soziodemographischen Merkmalen der Bevölkerung (Anteil am Total der ständigen Wohnbevölkerung) und der Sozialhilfequote, 2005 – 2008

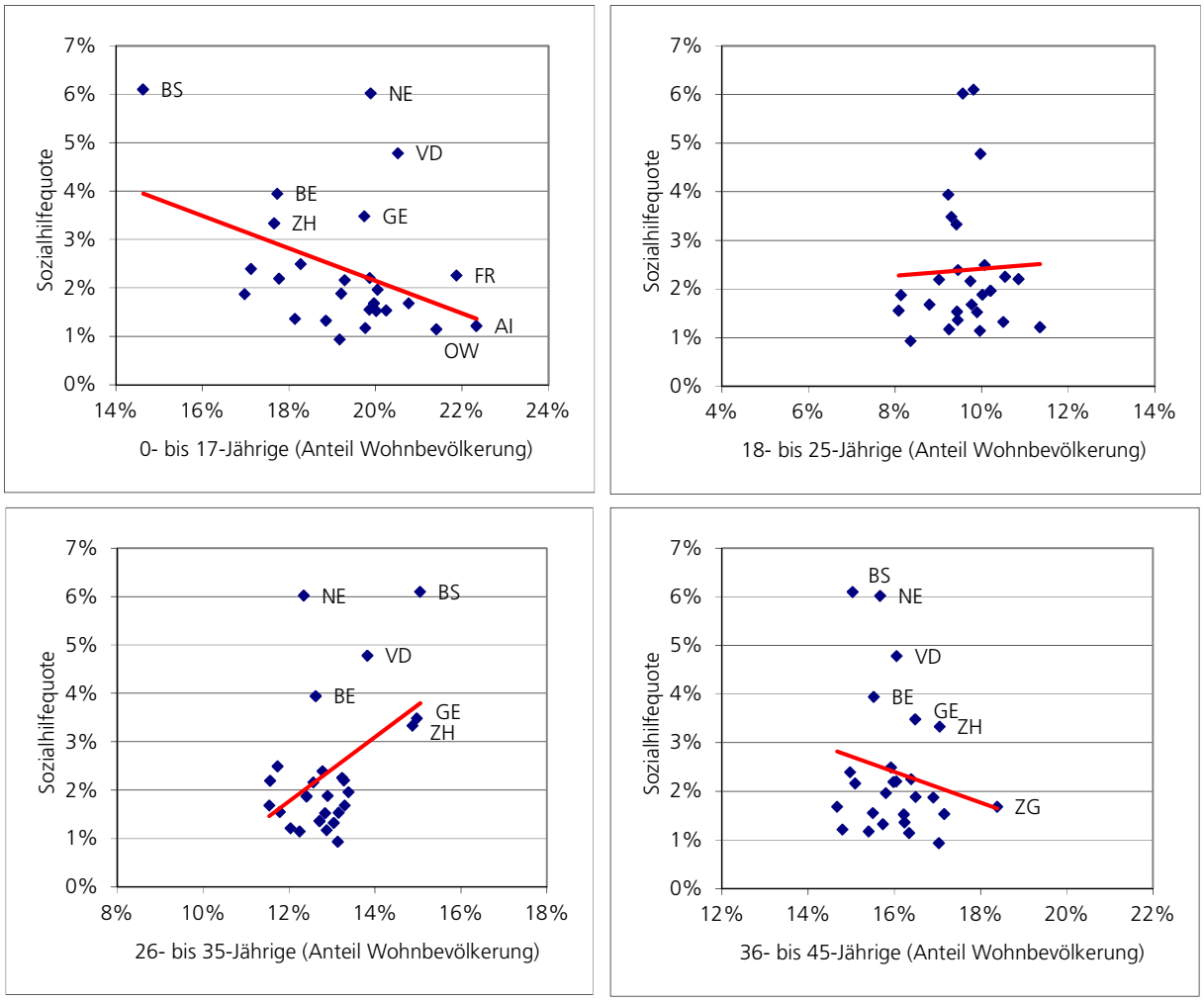
| Dimension | Kategorie | Sozialhilfe | Bedarfsleistungen (ohne Stipendien und IPV) | Bedarfsleistungen (ohne IPV) |
|---|---|---|---|---|
| Alter | 0 bis 17 Jahre | -0.454 ** | -0.440 ** | -0.429 ** |
| | 18 bis 25 Jahre | -0.019 | -0.223 * | -0.209 * |
| | 26 bis 35 Jahre | 0.395 ** | 0.391 ** | 0.373 ** |
| | 36 bis 45 Jahre | -0.188 | -0.143 | -0.171 |
| | 46 bis 55 Jahre | -0.335 ** | -0.359 ** | -0.383 ** |
| | 56 bis 64 Jahre | 0.133 | 0.173 | 0.177 |
| | 65 bis 79 Jahre | 0.301 ** | 0.373 ** | 0.387 ** |
| | 80 Jahre und älter | 0.513 ** | 0.511 ** | 0.519 ** |
| Haushalt | Einzelperson mit Eltern(teil) | -0.614 ** | -0.373 ** | -0.341 ** |
| | Einelternhaushalte | 0.591 ** | 0.812 ** | 0.833 ** |
| | Paare ohne Kinder | 0.311 ** | -0.002 | -0.040 |
| | Paare mit Kindern | -0.733 ** | -0.594 ** | -0.575 ** |
| | Einpersonenhaushalte | 0.797 ** | 0.719 ** | 0.709 ** |
| | Andere Haushalte | 0.117 | 0.222 * | 0.227 * |
| Zivilstand | Scheidungsziffer roh | 0.732 ** | 0.558 ** | 0.549 ** |
| | Scheidungsziffer zusammengefasst | 0.572 ** | 0.535 ** | 0.523 ** |
| Nationalität | Ausländeranteil total | 0.645 ** | 0.747 ** | 0.731 ** |
| | Nachbarstaaten | 0.445 ** | 0.681 ** | 0.669 ** |
| | EU und EWR übrige | 0.509 ** | 0.556 ** | 0.578 ** |
| | Europa übrige | 0.128 | -0.014 | -0.066 |
| | Afrika | 0.600 ** | 0.705 ** | 0.712 ** |
| | Nordamerika | 0.526 ** | 0.691 ** | 0.685 ** |
| | Lateinamerika | 0.555 ** | 0.790 ** | 0.782 ** |
| | Asien | 0.640 ** | 0.630 ** | 0.599 ** |

* Die Korrelation ist auf einem Niveau von 5% zweiseitig signifikant.
** Die Korrelation ist auf einem Niveau von 1% zweiseitig signifikant. – IPV: Individuelle Prämienverbilligung.
Quellen: BFS/Sozialhilfestatistik, BFS/ESPOP, BFS/BEVNAT, BFS/Scenario, BFS/PETRA.

[7] Der Korrelationskoeffizient zwischen dem Anteil der Kantonsbevölkerung, der in städtischen Gross- und Mittelzentren wohnt, und dem Anteil an 26- bis 35-Jährigen beträgt für die Jahre 2005 bis 2008 0.557 (auf dem Niveau von 1% zweiseitig signifikant).

Besonders unzutreffend ist die Hypothese bei den **80-Jährigen und Älteren**. Wegen der Absicherung durch die Ergänzungsleistungen zur AHV ist deren Sozialhilfequote ausgesprochen gering.[8] Trotzdem weisen Kantone mit einem hohen Anteil an Hochbetagten tendenziell eine deutlich überdurchschnittliche Sozialhilfequote aus. Um einen direkten Effekt der betreffenden Bevölkerungsgruppe kann es sich offensichtlich nicht handeln.[9]

Abbildung 10: Streudiagramme Altersgruppen (Anteil Wohnbevölkerung) und Sozialhilfequote 2008 (Fortsetzung siehe nächste Seite)

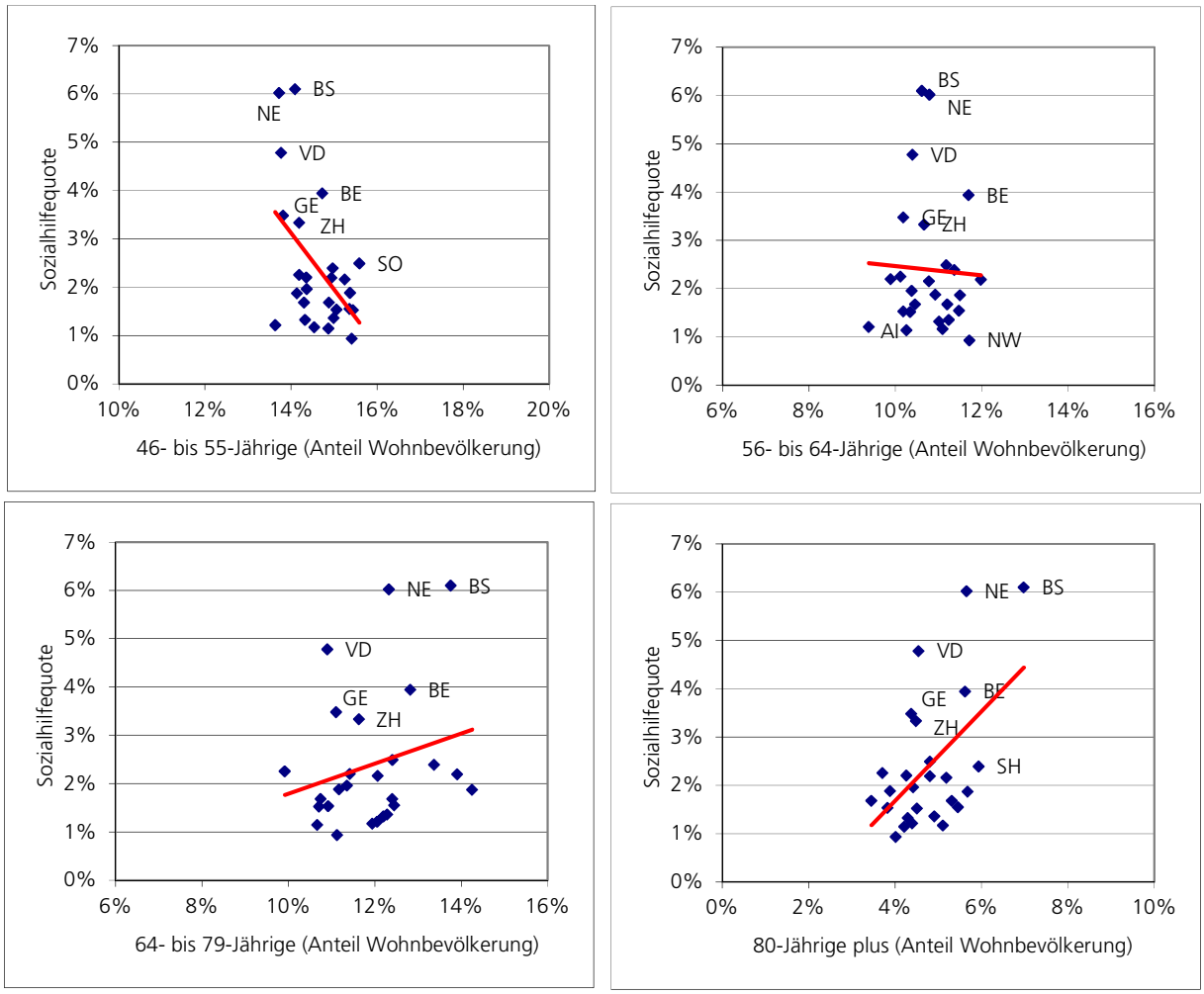



Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

[8] 2008 bewegte sie sich zwischen 0.0% (GE, BL) und 1.4% (LU). Auf Sozialhilfe angewiesen sind Personen im AHV-Alter, die keinen Anspruch auf Ergänzungsleistungen zur AHV haben (z.B. wegen der Karenzfrist für Ausländer/innen aus Nicht-EU-Staaten). Vor der Neuregelung der Ergänzungsleistungen im Zuge der NFA gab es zudem einzelne Kantone, in denen betagte Personen, die ihre Heimtaxen nicht bezahlen konnten, mangels kantonaler oder kommunaler Beihilfen zu den EL durch die Sozialhilfe unterstützt wurden. Dieser Sachverhalt erklärt beispielsweise die hohe Sozialhilfequote der Personen ab 80 Jahren im Kanton Luzern (vgl. Salzgeber 2007, S. 8; Salzgeber/Neukomm 2009, S. 2).

[9] Auch hier spielt der Urbanitätsgrad eine gewisse Rolle: Der Korrelationskoeffizient zwischen dem Anteil der Kantonsbevölkerung, die in städtischen Gross- und Mittelzentren wohnt, und dem Anteil an 80-Jährigen und Älteren beträgt für die Jahre 2005 bis 2008 0.555 (auf dem Niveau von 1% zweiseitig signifikant). Allerdings ist das Ergebnis stark vom Kanton Basel-Stadt beeinflusst, der mit Abstand den höchsten Anteil an Betagten besitzt (2008: 7.0%, gefolgt vom Kanton Schaffhausen mit 5.9%).

Abbildung 10: Streudiagramme Altersgruppen (Anteil Wohnbevölkerung) und Sozialhilfequote 2008 (Fortsetzung)



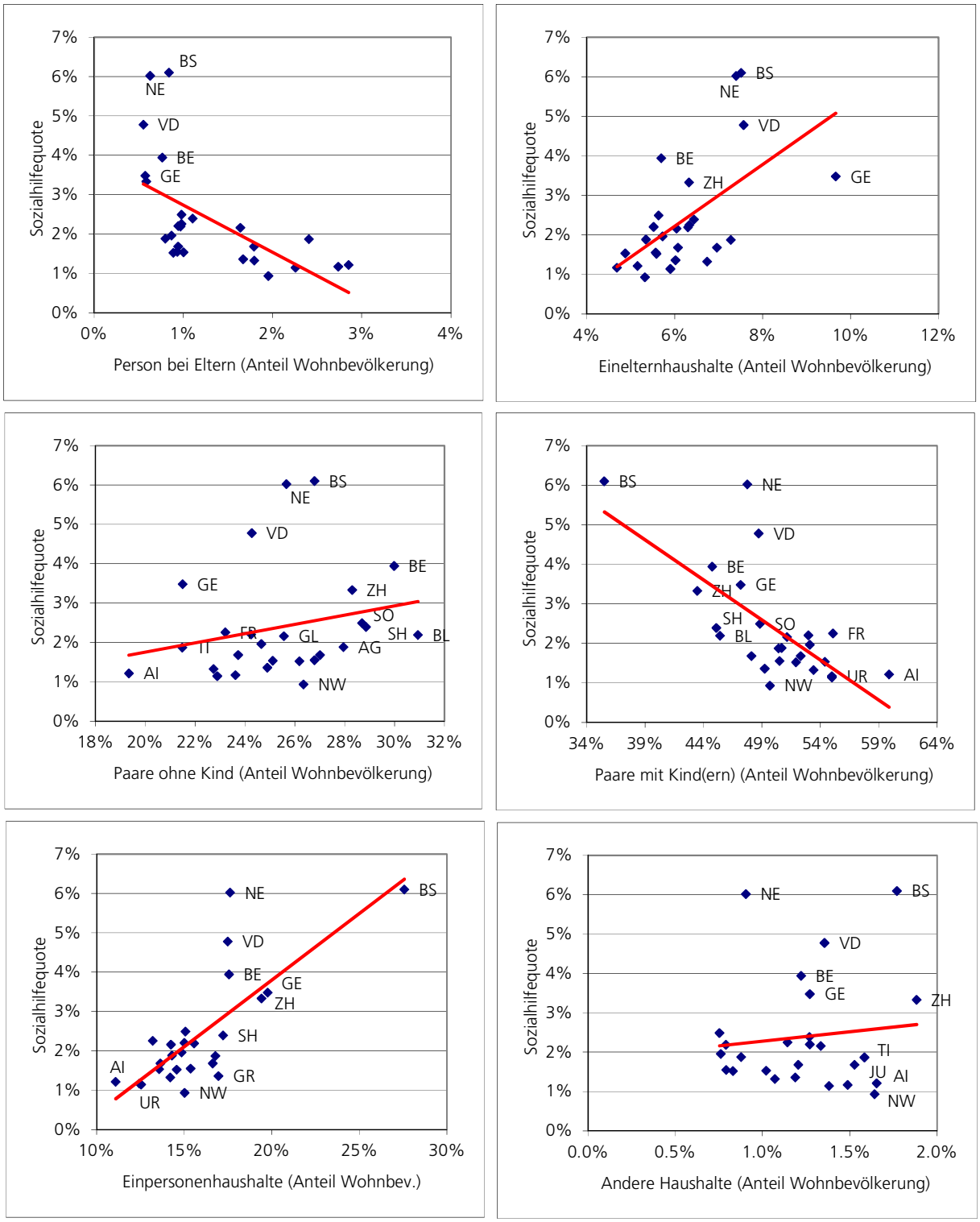

Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

## Haushaltstypen und Zivilstand

Stärker den Erwartungen entsprechen die Ergebnisse bei den Haushaltstypen (vgl. auch **Abbildung 11**). Wie vermutet steigt die Sozialhilfequote, je mehr **Alleinerziehende** bzw. Einelternhaushalte es in der Wohnbevölkerung hat. Auch hier ist allerdings von einer zu einfachen Interpretation zu warnen, welche ausschliesslich einen direkten Bezug zwischen der Anzahl Alleinerziehender und der Anzahl Sozialhilfebeziehender herstellt. Das zeigen die übrigen Haushaltstypen: Ebenso gross ist der Zusammenhang beim Anteil der **Einpersonenhaushalte**, was aufgrund des Sozialhilferisikos in dem Ausmass nicht zu erwarten wäre. Umgekehrt zeigt sich, dass Kantone mit einem hohen Anteil von **Paaren mit Kindern** tendenziell nur eine geringe Sozialhilfequote ausweisen – darauf hatten bereits die Auswertungen zu den Altersgruppen (0- bis 17-Jährige) verwiesen. Mit anderen Worten: Es ist zu vermuten, dass die genannten Variablen zu einem beträchtlichen Teil den Grad an Individualisierung messen. Je stärker dieser ausfällt, desto grösser die Sozialhilfequote.[10]

[10] Zusätzlich ist zu beachten, dass ein sehr enger Zusammenhang besteht zwischen dem Anteil an Einpersonenhaushalten und dem Anteil der Kantonsbevölkerung in städtischen Gross- und Mittelzentren (Korrelationskoeffizient 2005 bis 2008: 0.910, auf dem Niveau von 1% zweiseitig signifikant). Insofern ist es plausibel, dass die Korrelation zwischen dem Anteil Einpersonenhaushalten und

Abbildung 11: Streudiagramme Haushaltstypen (Anteil Wohnbevölkerung) und Sozialhilfequote 2008




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

der Sozialhilfequote nicht nur auf Individualisierungsprozesse zurückzuführen ist, sondern sich darin auch die höhere soziale Belastung von städtischen Zentren ausdrückt (z.B. Lebenshaltungskosten).

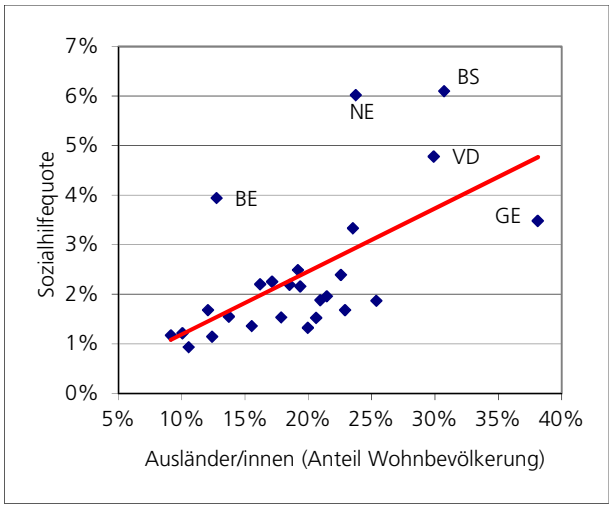
In einem ähnlichen Sinn dürfte der positive Zusammenhang zwischen der **Scheidungsziffer** und der Sozialhilfequote zu deuten sein. Dies gilt sowohl für die rohe Scheidungsziffer (Anteil Scheidungen an der ständigen Wohnbevölkerung) wie auch die zusammengefasste Scheidungsziffer (durchschnittlicher Prozentanteil der Ehen, die im Laufe der Zeit geschieden werden).

Etwas überraschend erscheinen mag der negative Zusammenhang zwischen der Sozialhilfequote und dem Anteil an **erwachsenen Personen, die bei den Eltern leben**. Hier ist zu berücksichtigen, dass dieser Anteil sehr gering ist und zwischen 0.6% (VD, GE, ZH, NE) und 2.9% (AI) schwankt. Er ist am höchsten in traditionell geprägten, eher ländlichen Kantonen, die typischerweise geringe Sozialhilfequoten ausweisen (NW, OW, UR, AI; begrenzt auch TI).

### Nationalität

Schliesslich sind ähnliche Überlegungen beim Ausländeranteil anzubringen. Auch hier zeigt sich auf den ersten Blick der erwartete Zusammenhang: Je grösser der Anteil an Ausländer/innen, desto höher die Sozialhilfequote (vgl. **Abbildung 12**). Unterscheidet man nach **Ländergruppen**, so sind die Unterschiede zwischen den Korrelationskoeffizienten – mit der erstaunlichen Ausnahme der nicht zu EU oder EWR gehörigen europäischen Staaten – aber bemerkenswert gering. Das ist erstaunlich, weil die Sozialhilfequoten nach Herkunftsland zum Teil sehr stark variieren.[11] Dies deutet darauf hin, dass wir es auch hier nicht einfach nur mit direkten Wirkungen zu tun haben. Vielmehr verweisen die Differenzen im Ausländeranteil auf strukturelle Unterschiede zwischen den Kantonen, die mit unterschiedlichen sozialen Lasten verbunden sind.

Abbildung 12: Streudiagramm Ausländer/innen (Anteil Wohnbevölkerung) und Sozialhilfequote 2008




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

### Sozialhilfequote und Bedarfsleistungsquote

In vielen Fällen unterscheiden sich die Sozialhilfequote und die beiden Bedarfsleistungsquoten nur geringfügig. Angesichts der Vorbehalte, die Zusammenhänge zwischen Bevölkerungsstruktur und Sozialhilfequote «direkt» zu interpretieren, sollte man beim Vergleich der Korrelationen mit der Sozialhilfequote und den beiden Bedarfsleistungsquoten Vorsicht walten lassen. Allenfalls können bei den Alleinerziehenden die gegenüber dem «Sozialhilfe-Korrelationskoeffizienten» (0.591) deutlich höheren «Bedarfsleis-

[11] Tabelle «Ausländer nach Herkunftsland» der Sozialhilfestatistik, im Internet verfügbar unter: http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/13/03/03/dos/03.Document.108049.xls (eingesehen am 15. April 2011).

tungs-Korrelationskoeffizienten» (0.812, 0.833) darauf hindeuten, dass Notlagen durch Alimentenbevorschussungen oder Mutterschaftsbeihilfen aufgefangen werden (vgl. Tabelle 3).

## 3.3 Wirtschaft

### 3.3.1 Hypothesen

**Arbeitslosigkeit**

Die Zusammenhänge zwischen Arbeitslosigkeit und materieller Bedürftigkeit liegen auf der Hand: Je weniger Leute eine Arbeit finden, desto grösser ist die Wahrscheinlichkeit, dass mehr Leute mangels Erwerbseinkommen auf die Sozialhilfe oder andere bedarfsabhängige Sozialleistungen angewiesen sind.

Die konkreten **Wege, die von der Arbeitslosigkeit zur Sozialhilfe führen**, sind allerdings verschieden. Auf individueller Ebene ist der Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Sozialhilfebezug keineswegs zwingend: Wer arbeitslos geworden ist, trägt zwar ein erhöhtes Sozialhilferisiko, doch der Weg in die Sozialhilfe bleibt die Ausnahme. Nur eine Minderheit der Arbeitslosen wird ausgesteuert, findet also vor dem Ablauf der Rahmenfrist keine neue Stelle. Und auch bei diesen Personen kann je nach ihrer Vermögensbasis sowie im Fall von Paaren der Einkommenssituation des/der Partner/in eine geraume Zeit vergehen, bis sie Anspruch auf materielle Leistungen der Sozialhilfe haben (vgl. Aeppli 2006; Fluder u.a. 2009). Insofern wäre zu erwarten, dass die Sozialhilfequote erst mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung auf Veränderungen der Arbeitslosenquote reagiert.

Der Weg von der Arbeitslosigkeit in die Sozialhilfe kann allerdings auch sehr direkt verlaufen, wenn eine Person keinen Anspruch auf Taggelder der Arbeitslosenversicherung hat oder wenn diese nicht zur Existenzsicherung ausreichen. Statistische Analysen haben gezeigt, dass solche Effekte womöglich eine beträchtliche Rolle spielen und die zeitliche Verzögerung, mit der die Sozialhilfequote auf eine Zunahme der Arbeitslosigkeit reagiert, geringer ist, als man vermuten würde (BFS 2009a).

Angesichts dessen haben wir den Zusammenhang zwischen der Arbeitslosenquote und der Sozialhilfe für **unterschiedliche Zeitabstände** geprüft, die von zeitgleichen Quoten bis zu einem Abstand von vier Jahren reichen. Zudem wurde neben der herkömmlichen Arbeitslosenquote auch eine Quote der Langzeitarbeitslosen berechnet: Da viele Arbeitslose innert verhältnismässig kurzer Frist wieder zurück in den ersten Arbeitsmarkt finden, liegt die Vermutung nahe, dass sich der Anteil der Langzeitarbeitslosen besser eignet, um auf die Entwicklung der Sozialhilfequote zu schliessen.

Schliesslich ist zu bedenken, dass die Arbeitslosenquote nur einen beschränkten Einblick in die Erwerbssituation vermittelt, weil sie einzig erwerbslose Personen enthält, die bei einem Regionalen Arbeitsvermittlungszentrum gemeldet sind. Andere **Erwerbslose** – z.B. Ausgesteuerte oder Personen ohne Anspruch auf Leistungen der Arbeitslosenversicherung – fehlen. Auch das Ausmass der **Unterbeschäftigung** lässt sich auf diese Weise nicht erschliessen. Solche Informationen sind im Prinzip in den Daten der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung SAKE enthalten, die aber nur Analysen nach Grossregionen und nicht nach Kantonen erlaubt. Die Arbeitslosenstatistik des SECO bietet eine Grösse, die zumindest ansatzweise auch dazu dienen könnte, die Unterbeschäftigung zu erfassen: Dabei handelt es sich um die Zahl der Stellenlosen, zu welchen auch Arbeitssuchende zählen, die (partiell) erwerbstätig sind. Wir werden deshalb zusätzlich prüfen, wie eng der Zusammenhang zwischen der Quote der Stellensuchenden und der Sozialhilfequote ist.

### Beschäftigungsstruktur

Dass ein Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Sozialhilfebezug besteht, ist an sich wenig erstaunlich. Interessant wäre, darüber hinaus Erkenntnisse darüber zu gewinnen, welche Branchen- und Beschäftigungsstrukturen mit erhöhter Arbeitslosigkeit und damit auch einem erhöhten Sozialhilferisiko verbunden sind. In diesem Zusammenhang prüfen wir die folgenden Hypothesen:

■ **Entwicklung des Beschäftigungsvolumens**: Je schwächer sich das Beschäftigungsvolumen entwickelt, desto grösser ist die Sozialhilfequote.
■ **Veränderung des 2. Sektors**: Die blosse Veränderung des Beschäftigungsvolumens blendet Veränderungen der Beschäftigungsstruktur aus, die zu struktureller Arbeitslosigkeit führen können. Es wird vermutet, dass hier der Stellenabbau im 2. Sektor eine wichtige Rolle spielt, weil etliche Erwerbstätige des industriellen Sektors tendenziell Mühe bekunden, im Dienstleistungssektor Fuss zu fassen (vgl. Bonoli 2007). Ausschlaggebend ist dabei weniger, dass sie generell zu tief qualifiziert wären, als vielmehr ein Missmatch zwischen ihren hergebrachten Qualifikationen und den Anforderungen der neuen Jobs im Dienstleistungsbereich (z.B. Sprachkompetenzen). Wir formulieren folgende Hypothese: Je grösser der Stellenabbau im 2. Sektor, desto grösser ist die Sozialhilfequote.
■ **Anteil der Beschäftigten in Tieflohnbranchen**: Diese Hypothese zielt nicht auf die Arbeitslosigkeit, sondern auf die Working Poor – also Personen, die trotz Erwerbstätigkeit nicht genügend Einkommen erzielen, um sich und ihre Familie zu ernähren. Als typische Tieflohnbranchen gelten gemäss der Lohnstrukturerhebung insbesondere das Gastgewerbe, der Detailhandel sowie der Bereich der persönlichen Dienstleistungen. Häufig handelt es sich um serviceorientierte Beschäftigungen im 3. Sektor mit niedrigen Qualifikationsanforderungen, geringer Produktivität und entsprechend tiefen Löhnen. Die Hypothese lautet also: Je grösser der Anteil der Beschäftigten in den genannten Tieflohnbranchen, desto höher die Sozialhilfequote.

### Materielle Basis der Haushalte

Dass ein Zusammenhang besteht zwischen der ökonomischen Basis der Haushalte eines Kantons und seiner Sozialhilfequote, erscheint auf den ersten Blick als triviale Erkenntnis. Dem ist aber nur dann so, wenn man schlicht danach fragt, ob ein solcher Zusammenhang besteht oder nicht. Interessiert man sich für die Wirkungsweisen kantonaler Bedarfsleistungssysteme, so ist entscheidend, *wie eng* dieser Zusammenhang ausfällt. Je stärker der Zusammenhang ist, desto geringer sind die systembedingten Unterschiede oder die Unterschiede in der Zugänglichkeit der bedarfsabhängigen Sozialleistungen.

Die materielle Basis der Haushalte der Schweizer Kantone lässt sich über die Statistiken der **eidgenössischen Steuerverwaltung** operationalisieren. Entscheidend sind dabei die Anteile der Steuersubjekte, die ein **sehr geringes steuerbares Einkommen** oder **kein Reinvermögen** haben. In synthetisierter Form sind entsprechende Informationen zudem im **Ressourcenindex** der NFA enthalten. Der Ressourcenindex ist allerdings nicht auf Haushalte bzw. Steuersubjekte mit geringen finanziellen Mitteln orientiert, sondern gibt Auskunft über die fiskalisch ausschöpfbaren Ressourcen eines Kantons im Vergleich zum Schweizer Durchschnitt.

Grundsätzlich von Interesse sind auch Angaben zum **Immobilienbesitz**. Zu erwarten ist, dass die Sozialhilfequote umso geringer ausfällt, je grösser der Anteil an Immobilienbesitzenden ist. Dabei kann es sich bei den Immobilienbesitzenden auch um Personen in bescheidenen finanziellen Verhältnissen handeln, die jedoch wegen ihres Hauseigentums nicht ohne Weiteres Anspruch auf Sozialhilfe haben.[12] Die aktuellsten

[12] Gemäss den Richtlinien der SKOS hat eine Person bzw. ein Haushalt erst Anspruch auf die Unterstützung der Sozialhilfe, wenn das Vermögen bis auf einen Freibetrag verwertet worden ist (Vermögensfreibeträge: Einzelperson 2000 Fr., Ehepaare 8000 Fr., für jedes

Zahlen zum Anteil der Immobilienbesitzenden in den Schweizer Kantonen stammen aus dem Jahr 2000 (Volkszählung).

### Urbanisierungsgrad

Der Urbanisierungsgrad bildet sowohl eine wirtschaftliche wie soziokulturelle Grösse. Bekanntlich sind die sozialen Problemlagen in urbanen Zentren deutlich stärker verdichtet als in ländlichen Gebieten (Fluder/Salzgeber 2001). Dies wird einerseits auf die wirtschaftliche Struktur und die Anziehungskraft von Städten zurückgeführt; andererseits aber auch ihre Bevölkerungsstruktur und starke Tendenz zur Individualisierung. In der jüngeren Vergangenheit zeichnet sich insofern eine Verlagerung ab, als Kernstädte als Wohngebiete an Attraktivität gewinnen und Gentrifizierungsprozesse zu einer Verdrängung von finanzschwachen Haushalten in die Agglomeration führen (Leuthold/Hermann 2007). Um solche Prozesse zu abzubilden, erfassen wir den Urbanisierungsgrad nicht auf einer zweipoligen «Stadt-Land-Achse», sondern verwenden die Gemeindetypologie des BFS. Gemessen wird jeweils der Anteil der Bevölkerung, der innerhalb eines Kantons im jeweiligen Gemeindetyp wohnt. Die Gemeindetypologie des BFS orientiert sich an einem Zentrum-Peripherie-Modell und klassifiziert die Gemeinden nach folgenden Kriterien: Pendlerbewegungen, Beschäftigungssituation, Wohnverhältnisse, Reichtum, Tourismus, Bevölkerung, Zentrumsfunktionen. Die neun Haupttypen sind:[13]

- Zentren
- Suburbane Gemeinden (in Agglomerationsgürtel, meistens nahe am Stadtzentrum gelegen: Arbeitsplatzgemeinden oder Gemeinden mit hohem Anteil an grossen Wohngebäuden)
- Einkommensstarke Gemeinden (in Agglomerationsgürtel)
- Periurbane Gemeinden (in Agglomerationsgürtel, aber weder suburbane Gemeinden noch einkommensstarke Gemeinden)
- Touristische Gemeinden
- Industrielle und tertiäre Gemeinden
- Ländliche Pendlergemeinden (ausserhalb Agglomerationsgürtel)
- Agrar-gemischte Gemeinden (ausserhalb Agglomerationsgürtel)
- Agrarische Gemeinden (ausserhalb Agglomerationsgürtel)

Um die mögliche Anziehungskraft von Zentrumsstädten noch präziser erfassen zu können, wurde zusätzlich eine Variable gebildet, welche einzig die Bevölkerung in Gross- und Mittelzentren erfasst – es handelt sich also um eine Untergruppe der Variable «Zentren», zu welcher zusätzlich die Kleinzentren gehören.

---

minderjährige Kind 2000 Fr., maximal 10'000 Fr. pro Familie). Personen, die Liegenschaften besitzen, werden dabei grundsätzlich gleich behandelt wie Personen, die Vermögenswerte in Form von Sparkonten oder Wertschriften angelegt haben. Auf eine Verwertung der Liegenschaft ist allerdings dann zu verzichten, wenn die Person zu marktüblichen oder gar günstigeren Bedingungen in der Liegenschaft wohnen kann oder wenn der Liegenschaftsbesitz – bei Selbstständigerwerbenden ohne berufliche Vorsorge – einer nötigen Alterssicherung gleichkommt (SKOS-Richtlinie E.2.2.).

[13] Zum genauen Vorgehen bei der Typenbildung siehe Schuler/Joye o.J.

BASS

### 3.3.2 Bivariate Auswertungen

**Tabelle 4** zeigt die Ergebnisse der bivariaten Auswertungen.

Tabelle 4: Korrelationen zwischen wirtschaftlichen Variablen und der Sozialhilfequote, 2005 – 2008

| | Sozialhilfe | Bedarfsleistungen (ohne Stipendien und IPV) | Bedarfsleistungen (ohne IPV) |
|---|---|---|---|
| Arbeitslosenquote im selben Jahr | 0.554 ** | 0.760 ** | 0.768 ** |
| Arbeitslosenquote 1 Jahr zuvor | 0.582 ** | 0.771 ** | 0.778 ** |
| Arbeitslosenquote 2 Jahre zuvor | 0.609 ** | 0.794 ** | 0.798 ** |
| Arbeitslosenquote 3 Jahre zuvor | 0.554 ** | 0.743 ** | 0.745 ** |
| Arbeitslosenquote 4 Jahre zuvor | 0.457 ** | 0.649 ** | 0.651 ** |
| Stellenlosenquote im selben Jahr | 0.548 ** | 0.715 ** | 0.723 ** |
| Stellenlosenquote 1 Jahr zuvor | 0.578 ** | 0.735 ** | 0.740 ** |
| Stellenlosenquote 2 Jahre zuvor | 0.607 ** | 0.761 ** | 0.762 ** |
| Stellenlosenquote 3 Jahre zuvor | 0.541 ** | 0.699 ** | 0.698 ** |
| Stellenlosenquote 4 Jahre zuvor | 0.436 ** | 0.606 ** | 0.606 ** |
| Langzeitsarbeitslosenquote im selben Jahr | 0.548 ** | 0.769 ** | 0.769 ** |
| Langzeitsarbeitslosenquote 1 Jahr zuvor | 0.574 ** | 0.785 ** | 0.784 ** |
| Langzeitsarbeitslosenquote 2 Jahre zuvor | 0.567 ** | 0.780 ** | 0.777 ** |
| 1. Sektor: Anteil Beschäftigte (VZÄ) | -0.556 ** | -0.578 ** | -0.550 ** |
| 1. Sektor: Veränderung Anteil Beschäftigte (VZÄ) | 0.409 ** | 0.446 ** | 0.423 ** |
| 2. Sektor: Anteil Beschäftigte (VZÄ) | -0.400 ** | -0.424 ** | -0.419 ** |
| 2. Sektor: Veränderung Anteil Beschäftigte (VZÄ) | -0.019 | -0.017 | 0.004 |
| 3. Sektor: Anteil Beschäftigte (VZÄ) | 0.515 ** | 0.542 ** | 0.529 ** |
| 3. Sektor: Veränderung Anteil Beschäftigte (VZÄ) | -0.193 * | -0.204 * | -0.333 ** |
| Tieflohnbranchen: Anteil Beschäftigte (VZÄ) | -0.333 ** | -0.252 ** | -0.201 * |
| Tieflohnbranchen: Veränderung Anteil Beschäftigte (VZÄ) | 0.259 ** | 0.274 ** | 0.267 ** |
| Beschäftigung: Veränderung total (VZÄ) | -0.050 | 0.090 | 0.081 |
| Direkte Bundessteuer: Anteil geringste Klasse | -0.014 | 0.240 * | 0.283 * |
| Vermögenssteuer: Anteil geringste Klasse | 0.526 ** | 0.608 ** | 0.629 ** |
| Ressourcenindex | 0.284 ** | 0.305 ** | 0.281 ** |
| Immobilienbesitzende gemäss VZ 2000 | -0.775 ** | -0.770 ** | -0.737 ** |
| Gross- und Mittelzentren (Anteil Wohnbevölkerung) | 0.807 ** | 0.728 ** | 0.717 ** |
| Zentren (Anteil Wohnbevölkerung) | 0.696 ** | 0.597 ** | 0.586 ** |
| Suburbane Gemeinden (Anteil Wohnbevölkerung) | 0.107 | 0.102 | 0.062 |
| Einkommensstarke Gemeinden (Anteil Wohnbevölkerung) | 0.151 | 0.167 | 0.147 |
| Periurbane Gemeinden (Anteil Wohnbevölkerung) | -0.111 | -0.028 | -0.016 |
| Touristische Gemeinden (Anteil Wohnbevölkerung) | -0.329 ** | -0.317 ** | -0.268 ** |
| Industrielle und tertiäre Gemeinden (Anteil Wohnbev.) | -0.377 ** | -0.305 ** | -0.291 ** |
| Ländliche Pendlergemeinden (Anteil Wohnbevölkerung) | -0.066 | -0.105 | -0.099 |
| Agrar-gemischte Gemeinden (Anteil Wohnbevölkerung) | -0.408 ** | -0.396 ** | -0.379 ** |
| Agrarische Gemeinden (Anteil Wohnbevölkerung) | -0.247 * | -0.240 * | -0.213 * |

* Die Korrelation ist auf einem Niveau von 5% zweiseitig signifikant.
** Die Korrelation ist auf einem Niveau von 1% zweiseitig signifikant. – IPV: Individuelle Prämienverbilligung.
Quellen: BFS/Sozialhilfestatistik, Seco/Arbeitsmarktstatistik, BFS/Betriebszählung, ESTV/Direkte Bundessteuer, ESTV/Vermögensstatistik, BFS/Volkszählung, BFS/ESPOP

#### Arbeitslosigkeit

Der Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Sozialhilfequote wird wie erwartet bestätigt. Bemerkenswert sind folgende Sachverhalte:

■ Wie die Arbeitslosigkeit genau gemessen bzw. operationalisiert wird, spielt keine grosse Rolle. Ob man sich auf die offizielle Arbeitslosenquote, die Quote der Langzeitarbeitslosen oder der Stellensuchenden

stützt[14] – die Korrelationskoeffizienten bewegen sich in ähnlichen Dimensionen. Verglichen mit den anderen bisher diskutierten Erklärungsfaktoren fallen die Korrelationskoeffizienten dabei recht hoch aus.

■ Am engsten ist der Zusammenhang, wenn man einen Abstand von zwei Jahren zwischen der Sozialhilfequote und der Arbeitslosenquote (oder auch Stellenlosenquote) wählt. Die Unterschiede zu kürzeren oder längeren Zeitabständen sind jedoch gering.

■ Bei den Bedarfsleistungsquoten fallen die Korrelationskoeffizienten durchgängig höher aus als bei den Sozialhilfequoten. Hier darf nun vermutet werden, dass sich darin ein armutsverhindernder Effekt derjenigen Bedarfsleistungen spiegelt, die der Sozialhilfe vorgelagert sind. Gleichzeitig ist der Effekt auch erstaunlich, weil es sich bei einem beträchtlichen Teil der vorgelagerten Bedarfsleistungen um Ergänzungsleistungen zur AHV handelt. Bei diesen wäre eigentlich zu erwarten, dass die Bezugsquote weitgehend unabhängig von der Entwicklung auf dem Arbeitsmarkt ist. Würde also diese Leistung aus der Bedarfsleistungsquote entfernt, so dürfte der Zusammenhang noch enger ausfallen.

### Beschäftigungsstruktur

Die Beschäftigungsstruktur wurde über die Betriebszählungen 2001, 2005 und 2008 erschlossen. Veränderungen wurden wie folgt gemessen: Für das Jahr 2005 wurden die Veränderungen der Beschäftigung von der Betriebszählung 2001 zur Betriebszählung 2005 eingetragen; für das Jahr 2008 die Veränderungen von der Betriebszählung 2005 zur Betriebszählung 2008. Für die beiden dazwischenliegenden Jahre (2006 und 2007) wurde ein Wert gebildet, der die Veränderungen der beiden Phasen (2001-2005, 2005-2008) mit einer Gewichtung berücksichtigt. Für das gesamte Beschäftigungsvolumen wurde die relative Veränderung der Vollzeitäquivalente ermittelt, für die einzelnen Sektoren die Veränderung des Anteils am gesamten Beschäftigungsvolumen (in Prozentpunkten).[15]

Der Versuch, auf kantonaler Ebene Wirtschaftsstrukturen und Transformationsprozesse zu identifizieren, welche die unterschiedliche Höhe der Sozialhilfequote erklären, misslingt jedoch über weite Strecken. Zunächst einmal lässt sich zwischen der **Veränderung des gesamten Beschäftigungsvolumens** und der Sozialhilfequote kein statistisch signifikanter Zusammenhang belegen.

Bezüglich der **einzelnen Sektoren** wurde über die explizit formulierten Hypothesen hinaus generell geprüft, ob ein Zusammenhang zwischen den Anteilen der Beschäftigten, den entsprechenden Beschäftigungsveränderungen und den Sozialhilfe- bzw. Bedarfsleistungsquoten besteht. Dabei zeigt sich, dass Kantone mit einem verhältnismässig starken 1. oder 2. Sektor tendenziell tiefe Sozialhilfequoten ausweisen. Dasselbe gilt für Kantone mit einem relativ hohen Anteil an Beschäftigten im Tieflohnsektor (Detailhandel, Gastgewerbe, persönliche Dienstleistungen).

Die relative Veränderung des Beschäftigungsvolumens in den drei Sektoren führt kaum zu signifikanten oder plausiblen Resultaten:

■ **1. Sektor**: Im 1. Sektor sind die Veränderungen in allen Kantonen negativ, es gingen also Arbeitsplätze verloren. Gemäss dem Korrelationskoeffizienten nimmt nun die Sozialhilfequote zu, je schwächer der Arbeitsplatzverlust in der Landwirtschaft ausfällt. Dieses auf den ersten Blick sehr überraschende Resultat ist darauf zurückzuführen, dass die Kantone mit einem verhältnismässig grossen Landwirtschaftssektor gleichzeitig auch den grössten Beschäftigungsrückgang im 1. Sektor verzeichnen. Die Korrelation belegt

[14] Die Quoten der Stellensuchenden und der Langzeitarbeitslosen wurden gleich gebildet wie die Arbeitslosenquote: Die Anzahl Stellensuchende bzw. Langzeitarbeitslose wurde durch die Anzahl Erwerbspersonen gemäss Volkszählung 2000 geteilt.

[15] Ohne Berücksichtigung der relativen Grösse eines Sektors lässt sich die Veränderung kaum sinnvoll feststellen bzw. würden objektiv geringfügige Veränderungen in kantonal sehr kleinen Sektoren stark überbewertet.

also in erster Linie, was wir schon wussten: Je grösser der Anteil der Beschäftigten im 1. Sektor, desto geringer ist tendenziell die Sozialhilfequote.

■ **2. Sektor**: Bezüglich des 2. Sektors hatten wir die Hypothese formuliert, dass ein Beschäftigungsrückgang zur einer Zunahme der Sozialhilfequote führt, weil es vielen Arbeiterinnen und Arbeitern des Industriesektors schwer falle, in Dienstleistungsberufen Fuss zu fassen. Diese Hypothese kann nicht bestätigt werden, zwischen der Veränderung des Beschäftigungsvolumens und der Sozialhilfequote besteht kein signifikanter Zusammenhang.

■ **3. Sektor**: Für Veränderungen im 3. Sektor zeichnet sich ein sehr schwacher Zusammenhang ab: Je grösser die relative Zunahme des Beschäftigungsvolumens, desto geringer die Sozialhilfequote. Etwas stärker ist der Zusammenhang, wenn man statt der Sozialhilfequote die Bezugsquote der Bedarfsleistungen (ohne Prämienverbilligung) in den Blick nimmt.

Ähnlich wie im 1. Sektor stellt man für die **Tieflohnbranchen** fest, dass die relativen Beschäftigungsveränderungen fast ausschliesslich negativ sind – d.h. der Anteil der «traditionellen» Tieflohnbranchen am gesamten Beschäftigungsvolumen war rückläufig. Jedoch zeigt sich: Je besser sich die Tieflohnbranchen zu behaupten vermochten, desto stärker stieg tendenziell die Sozialhilfequote.[16]

### Materielle Basis der Haushalte

Erstaunlicherweise besteht kein Zusammenhang zwischen dem Anteil der Steuersubjekte in der **geringsten Einkommensklasse der Bundessteuer** und der Sozialhilfequote. Auch bezüglich der Bezugsquote von Bedarfsleistungen lässt sich nur ein schwacher Zusammenhang feststellen. Beim **Ressourcenindex** ist der Zusammenhang nur schwach – und weist nicht in die erwartete Richtung: Die Sozialhilfequote steigt leicht, je grösser die fiskalischen Ressourcen eines Kantons sind. Hier dürften Ungleichheiten in der Verteilung finanziellen Mittel eine Rolle spielen: Den mit Abstand grössten Ressourcenindex weist der Kanton Zug aus, danach folgen die drei städtisch geprägten Kantone Genf, Basel-Stadt und Zürich, die alle drei überdurchschnittliche Sozialhilfequoten besitzen.

Das erwartete Bild zeigt sich erst, wenn man die **Vermögenslage** betrachtet: Je grösser der Anteil an Steuerpflichtigen, die kein oder nur geringes Vermögen besitzen, desto grösser fällt auch die Sozialhilfequote aus. Sehr eng ist der Zusammenhang mit dem **Immobilienbesitz** (gemäss Volkszählung 2000): Je grösser der Anteil an Immobilienbesitzenden, desto kleiner die Sozialhilfequote.

Weshalb haben die Einkommensverhältnisse einen derart geringen Einfluss auf die Sozialhilfequote? Womöglich kommt hier indirekt ein Stadt-Land-Unterschied zu tragen. In mehreren verhältnismässig ländlich geprägten Kantonen (z.B. AI, JU, OW) ist der Anteil an einkommensschwachen Steuerpflichtigen überdurchschnittlich hoch. Dass sich dies nicht direkt in der Sozialhilfequote niederschlägt, kann mehrere Gründe haben: Dazu gehören in Bauernhaushalten die Möglichkeit zur Selbstversorgung, die enge Verflechtung zwischen Haushalt und Betrieb (Reduktion des Verbrauchs bei geringen finanziellen Mitteln), rechtliche Schranken der Langzeitunterstützung von nicht rentablen Betrieben,[17] aber auch starke Vorbe-

---

[16] Anders als beim 1. Sektor lässt sich die positive Korrelation zwischen der Veränderung des Beschäftigungsvolumens und der Sozialhilfequote nicht darauf zurückführen, dass vor allem Kantone mit vielen Beschäftigten in Tieflohnbranchen die grössten Rückgänge zu verzeichnen haben. Zwischen dem Anteil der Beschäftigten in Tieflohnbranchen und der entsprechenden Beschäftigungsveränderung besteht kein signifikanter Zusammenhang.

[17] Gemäss einem Urteil des Bundesgerichts aus dem Jahr 1999 dürfen Sozialhilfegelder nicht zur Unterstützung von nicht rentablen Betrieben eingesetzt werden (BLW 2000). Gemäss den Richtlinien der SKOS werden landwirtschaftliche Betriebe nur dann unterstützt, wenn der ausgewiesene Betriebsertrag mindestens zur Deckung der Betriebskosten reicht. Die Unterstützung darf maximal zwei bis drei Jahre dauern (Richtlinie H.7.1).

halte gegenüber dem Sozialhilfebezug und eine relativ grosse soziale Kontrolle (vgl. Fluder u.a. 2009; Wicki/Pfister 2000).

**Urbanisierungsgrad / Gemeindetypen**

Die sozialräumlichen Unterschiede der Kantone wurden möglichst differenziert operationalisiert, um nicht unbesehen einen zu vereinfachenden Stadt-Land-Gegensatz zu konstruieren. Deshalb wurde mit der Statistik der ständigen Wohnbevölkerung bestimmt, wie gross der Anteil der Bevölkerung ist, der in den verschiedenen Gemeindetypen gemäss der **Gemeindetypologie des BFS** lebt. Zusätzlich zur Variable «Zentrumsgemeinden» wurde dabei eine Variable gebildet, die einzig den Bevölkerungsanteil in Gross- und Mittelzentren verzeichnet. Den grössten Anteil weist hier der Kanton Basel-Stadt aus (2008: 88%), während zehn Kantone gar keine Gross- oder Mittelzentren haben (AI, AR, BL, GL, JU, NW, OW, SZ, TG, UR).

Das Ergebnis der Korrelationen ist deutlich: Am stärksten korrelieren die Sozialhilfequote und der Anteil der Wohnbevölkerung in **Gross- und Mittelzentren**. Je grösser dieser ist, desto höher fällt die Sozialhilfequote aus. Erneut bestätigt sich, dass die Sozialhilfequote sinkt, je stärker ein Kanton agrarisch geprägt ist. Dasselbe gilt für den Anteil Personen, die in touristischen Gemeinden leben.

## 3.4 Institutionelle Rahmenbedingungen

### 3.4.1 Hypothesen

**Sozialhilfe**

Obwohl die meisten Kantone sich beim Vollzug der Sozialhilfe an den Richtlinien der SKOS orientieren, besitzen sie bei deren Anwendung durchaus Gestaltungsspielräume. Ein zentraler und vieldiskutierter Punkt betrifft die **Schwelleneffekte beim Eintritt und Austritt**. Schwelleneffekte entstehen dann, wenn die Zulagen oder Freibeträge bei der Berechnung der Eintritts- und Austrittsgrenzen nicht einbezogen werden. Dies führt dazu, dass Sozialhilfebeziehende über ein höheres Einkommen verfügen als Personen, die knapp keinen Anspruch auf Sozialhilfe haben. Um Schwelleneffekte zu vermeiden, müssen die Einkommensfreibeträge bereits bei der Berechnung der Anspruchsgrenzen beim Eintritt und Austritt berücksichtigt werden. Theoretisch führt dies dazu, dass mehr Personen Anspruch auf die Unterstützung der Sozialhilfe haben. Deshalb die Hypothese: Kantone mit Schwelleneffekten beim Eintritt und/oder Austritt haben durchschnittlich tiefere Sozialhilfequoten als Kantone ohne Schwelleneffekte.

**Vorgelagerte Bedarfsleistungen**

Tendenziell ist zu erwarten, dass die Sozialhilfequote umso geringer ausfällt, je stärker das System an vorgelagerten Bedarfsleistungen ausgebaut ist. Der Ausbau bezieht sich dabei auf zwei Dimensionen: Erstens die Reichweite bzw. den Bezügerkreis, zweitens die Höhe der Bedarfsleistungen.

Vor allem normative Analysen der kantonalen Bedarfsleistungssysteme äussern die Vermutung, dass diese die Zahl der Sozialhilfebeziehenden verringern (Knöpfel 2009; BFS 2007b). Erste statistische Analysen mahnen allerdings zu einer gewissen Vorsicht: So zeigt sich beispielsweise ein positiver Zusammenhang zwischen der Anzahl Bedarfsleistungen und der Sozialhilfequote im weiteren Sinn (Anteil Bezüger/innen von Bedarfsleistungen an der Gesamtbevölkerung) – es scheint also, «dass eine Sozialleistung umso häufiger in Anspruch genommen wird, je grösser die Zahl der Sozialleistungen ist» (BFS 2008).

Geht es darum, die kantonalen Unterschiede der Sozialhilfequoten zu erklären, so muss zwischen **verschiedenen vorgelagerten Bedarfsleistungen** differenziert werden. Da sie weitgehend bundesrechtlich geregelt sind, können die Ergänzungsleistungen zur AHV/IV kaum für die kantonalen Unterschiede im Sozialhilfebezug verantwortlich gemacht werden. Bei den Prämienverbilligungen stellt sich – wie bereits in

Abschnitt 3.2.1 erwähnt – das Problem, dass sie nicht allein auf die Vermeidung von finanzieller Armut gerichtet sind, sondern gezielt auch mittelständischen Familien zu Gute kommen. Wir konzentrieren uns deshalb auf die Bedarfsleistungen ohne diese beiden Leistungen.

Weil die Kantone in der Regel mehrere vorgelagerte Bedarfsleistungen ausrichten, fällt es schwer, das Leistungsniveau der einzelnen Bedarfsleistungen in den statistischen Auswertungen angemessen zu berücksichtigen. Jedoch lassen sich **zwei unterschiedliche Indikatoren** für den Bezug der Bedarfsleitungen bilden:

- Die Bezugsquote, d.h. der Anteil der Personen, die mindestens eine der Sozialhilfe vorgelagerte Bedarfsleistung beziehen.
- Der durchschnittliche Betrag (in Franken) an vorgelagerten Bedarfsleistungen, der pro Einwohner/in entrichtet wird. Auch in diesem Indikator ist die Bezugsquote indirekt enthalten, weil die durchschnittliche Leistungshöhe pro Einwohner/in davon abhängt, wie viele Personen die entsprechende Bedarfsleistung beanspruchen. Zusätzlich zur blossen Bezugsquote spiegelt der Indikator jedoch auch den ausbezahlten Betrag. Dieser ist nicht nur von normativen Vorgaben (maximale Leistungshöhe) abhängig, sondern auch von der Bedürftigkeit der unterstützten Personen.

Bezogen auf diese beiden Indikatoren formulieren wir folgende Hypothesen: Je grösser die Bezugsquote bzw. der durchschnittliche Betrag (pro Einwohner/in) der vorgelagerten Bedarfsleistungen (ohne EL und Prämienverbilligungen), desto geringer die Sozialhilfequote.

**Besteuerung einkommensschwacher Haushalte**

Zu den institutionellen Rahmenbedingungen gehört auch das Steuerrecht. Die materielle Situation von Haushalten mit knappen finanziellen Mitteln hängt massgeblich davon ab, wie stark die Staatssteuern auf ihnen lasten (vgl. Knupfer/Pfister/Bieri 2007). Hypothese: Je höher die Steuerbelastung schwacher Einkommen, desto höher die kantonale Sozialhilfequote.

### 3.4.2 Bivariate Auswertungen

**Sozialhilfe**

Die Informationen zu den Schwelleneffekten beim Eintritt und Austritt wurden uns freundlicherweise von der SKOS zur Verfügung gestellt, welche in den Kantonen regelmässig Angaben zur Umsetzung ihrer Richtlinien ermittelt (vgl. dazu ausführlicher Abschnitt 4.3.2). Weil einzelne Kantone die revidierten Richtlinien 2005 noch nicht angewandt hatten, konzentrieren sich unsere Auswertungen auf die Jahre 2006 bis 2008.

Es wurde je eine Variable für den Schwelleneffekt beim Eintritt und denjenigen beim Austritt gebildet, wobei zu beachten ist, dass es faktisch keine Kantone gibt, die ausschliesslich einen «Austritts-Schwelleneffekt» kennen. Mehrere Kantone haben Schwelleneffekte beim Austritt insofern abgemildert, als sie Einkommensfreibeträge noch während vier bis sechs Monaten entrichten, wenn die Einnahmen (ohne Berücksichtigung des Freibetrags) der sozialhilfeziehenden Person den anrechenbaren Bedarf übertreffen. Wir haben diese Kantone als Kantone mit Schwelleneffekt beim Austritt eingestuft. Wie unsere Auswertungen zeigen, haben Kantone mit **Schwelleneffekt** beim Eintritt zwar im Durchschnitt etwas tiefere Sozialhilfequoten als Kantone ohne Schwelleneffekt beim Eintritt, doch fallen diese Unterschiede nicht signifikant aus. Ebenso verhält es sich mit den Schwelleneffekten beim Austritt.

### Vorgelagerte Bedarfsleistungen

Die **Bezugsquoten** zu den vorgelagerten Bedarfsleistungen wurden mit Hilfe der Informationen des Armutsindikators gebildet. Wie bereits erwähnt, enthält der Armutsindikator keine Fallzahlen zur Opferhilfe, Rechtshilfe, den Zuschüssen für Sozialversicherungsbeiträge und den Ausbildungsbeihilfen. In zwei weiteren Punkten weichen die Daten des Armutsindikators zudem vom Inventar der bedarfsabhängigen Sozialleistungen und von der Finanzstatistik ab: Zum einen enthält der Armutsindikator nur Leistungen, die an mehr als 0.05% der Bevölkerung oder mehr als 100 Personen gehen – diese Lücken sind mit Blick auf unsere Fragestellung wenig gravierend. Zum anderen sind Wohnbeihilfen nur dann aufgeführt, wenn grundsätzlich alle Mieter/innen Zugang haben und der Entscheid, die Leistung anzubieten, im Verantwortungsbereich des Kantons liegt (BFS 2008, S. 9). Aus diesem Grund enthält der Armutsindikator 2008 nur zwei Kantone mit Wohnbeihilfen (BS, GE), während im Inventar deren zwölf enthalten sind.

Bei der Berechnung der Bezugsquoten gibt es zudem mehrere **Variantenentscheidungen** zu treffen: So stellt sich beispielsweise die Frage, ob Doppelbezüger/innen von Sozialhilfe und anderen Bedarfsleistungen mitgezählt werden sollen. Bei den Ausbildungsbeihilfen können die fehlenden Angaben zwar mit den Informationen aus der Stipendienstatistik ergänzt werden, doch ist dies mit dem Nachteil behaftet, dass diesbezüglich keine Schätzungen zu Mehrfachbezügen vorliegen. Um die Konsequenzen transparent zu machen, wurde die Bezugsquote vorgelagerter Bedarfsleistungen in mehreren Varianten berechnet (vgl. **Tabelle 5**). Als am angemessensten erachten wir die erste Variante: Sie schliesst Personen aus, die gleichzeitig Sozialhilfe und andere Bedarfsleistungen beziehen; damit wird der Effekt der vorgelagerten Bedarfsleistungen, den Sozialhilfebezug zu vermeiden, am besten erfasst. Die Stipendiat/innen sind in dieser ersten Variante einbezogen. Dies bringt zwar eine gewisse Gefahr von Doppelzählungen mit sich, doch wird mit den Stipendien ein vollständigeres Bild der Bedarfsleistungen gezeichnet.

Bei der Berechnung der durchschnittlichen **Bedarfsleistungsausgaben pro Einwohner/in** stützen wir uns auf die Finanzstatistik der bedarfsabhängigen Sozialleistungen. In dieser sind die Opferhilfe, Rechtshilfe und die Zuschüsse zu Sozialversicherungsbeiträgen enthalten, zudem ist das Bild der Wohnbeihilfen umfassender als im Armutsindikator. Anders als bei der Bezugsquote wurde nur eine Variante berechnet: Sie enthält die Ausgaben aller vorgelagerten Bedarfsleistungen mit Ausnahme der Prämienverbilligung, der Ergänzungsleistungen zur AHV/IV und der Kantonalen Beihilfen zu den Ergänzungsleistungen.[18]

Wie Tabelle 5 zeigt, kann die Hypothese nicht bestätigt werden, dass die Sozialhilfequote sinkt, je höher der **Bezug vorgelagerter Bedarfsleistungen** ist. Eher trifft das Gegenteil zu: Zwischen der Sozialhilfequote und der Bezugsquote vorgelagerter Bedarfsleistungen (ohne EL und IPV, mit Stipendien, ohne Parallelbezug von Sozialhilfe) besteht ein sehr schwacher positiver Zusammenhang (erste Zeile in Tabelle 5). Dasselbe gilt für die Ausgaben pro Einwohner/in (siebte Zeile in Tabelle 5).

[18] Die Kantonalen Beihilfen sind ausgeschlossen, weil sie fast immer zusammen mit Ergänzungsleistungen zur AHV/IV bezogen werden. Ihre Wirkung ist deshalb stark von den Anspruchskriterien der bundesrechtlich geregelten Ergänzungsleistungen abhängig.

Tabelle 5: Korrelationen zwischen Variablen zu institutionellen Rahmenbedingungen und Sozialhilfequote, 2005 – 2008

| | | Sozialhilfequote |
|---|---|---|
| Vorgelagerte Bedarfsleistungen: Bezugsquote | ohne EL, ohne IPV, mit Stipendien, ohne Sozialhilfebeziehende mit Doppelbezügen | 0.194 * |
| | ohne EL, ohne IPV, mit Stipendien, mit Sozialhilfebeziehenden mit Doppelbezügen | 0.235 * |
| | ohne EL, ohne IPV, ohne Stipendien, ohne Sozialhilfebeziehende mit Doppelbezügen | 0.180 |
| | ohne EL, ohne IPV, ohne Stipendien, mit Sozialhilfebeziehenden mit Doppelbezügen | 0.225 * |
| | mit EL, ohne IPV, mit Stipendien, ohne Sozialhilfebeziehende mit Doppelbezügen | 0.435 ** |
| | mit EL, ohne IPV, mit Stipendien, mit Sozialhilfebeziehenden mit Doppelbezügen | 0.448 ** |
| Vorgelagerte Bedarfsleistungen: Ausgaben pro Einwohner/in | ohne EL, ohne Kantonale Beihilfen, ohne IPV, mit Stipendien (im Gegensatzu zu Bezugsquote: mit Opferhilfe, Rechtshilfe und Zuschüssen zu Sozialversicherungsbeiträgen) | 0.245 * |
| Steuerbelastung | Ledige Person mit 25'000 Fr. Erwerbseinkommen | -0.232 * |
| | Verheiratetes Paar mit 2 Kindern und 50'000 Fr. Erwerbseinkommen | -0.067 |

* Die Korrelation ist auf einem Niveau von 5% zweiseitig signifikant.
** Die Korrelation ist auf einem Niveau von 1% zweiseitig signifikant.
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Lässt sich daraus schliessen, dass die kantonalen Bedarfsleistungssysteme weitgehend wirkungslos bleiben, wenn es darum geht, den Sozialhilfebezug zu vermeiden? Ein solcher Schluss wäre aus mehreren Gründen voreilig:

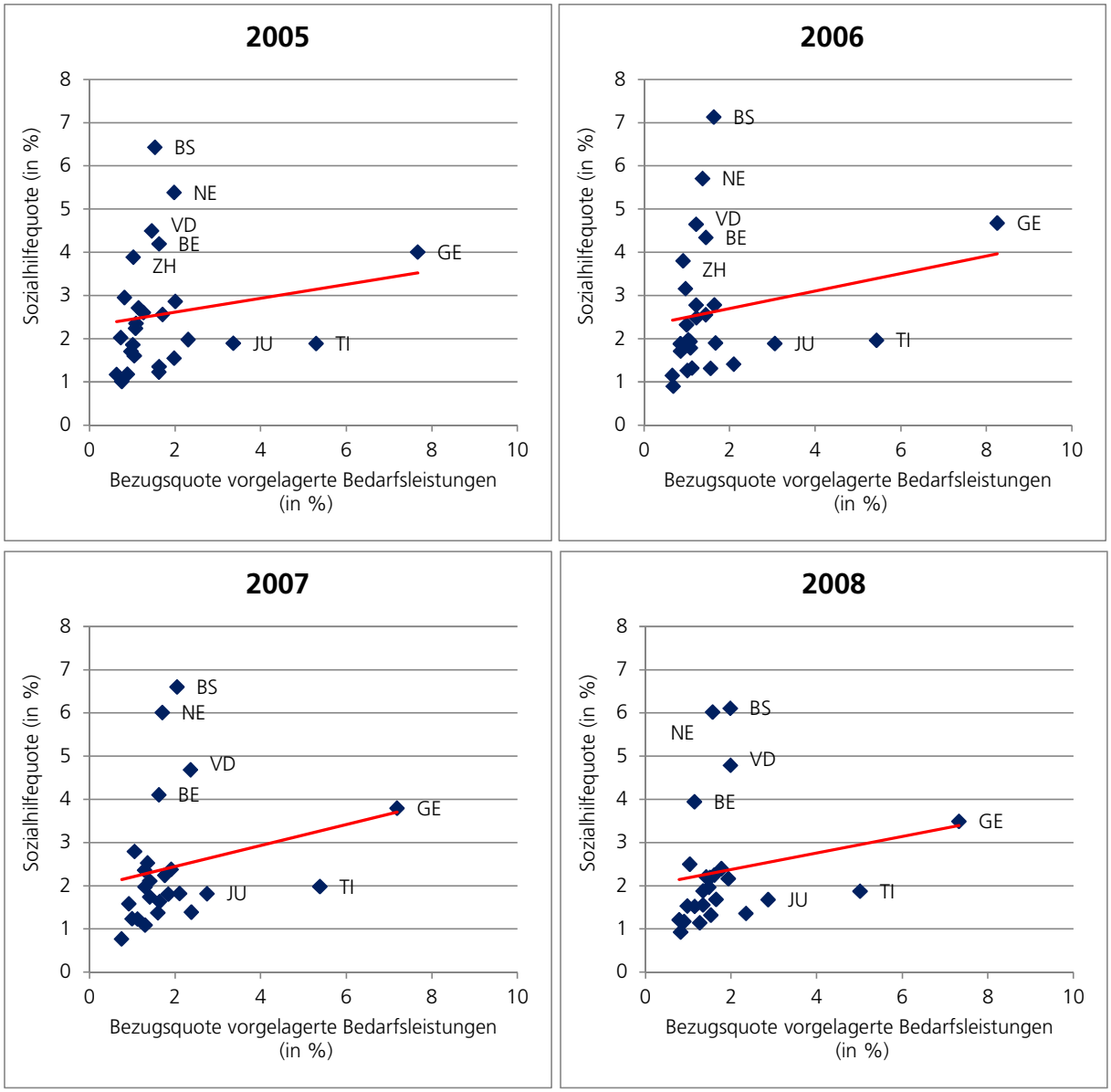
■ Erstens wissen wir nicht, wie gross die **soziale Belastung** der betreffenden Kantone ist. Es scheint eine plausible Hypothese, dass Bedarfsleistungen zur Entlastung der Sozialhilfe vor allem von Kantonen eingeführt werden, in denen überdurchschnittlich viele Personen armutsgefährdet sind. Deshalb wäre es möglich, dass diese Kantone auch mit den vorgelagerten Bedarfsleistungen noch verhältnismässig hohe Sozialhilfequoten ausweisen. Um zu prüfen, wie stark der «Auffang-Effekt» der vorgelagerten Bedarfsleistungen ist, müsste deshalb – in multivariaten Analysen – zusätzlich die soziale Belastung der Kantone berücksichtigt werden. Wir führen solche Berechnungen in Abschnitt 3.5.1 durch.

■ Zweitens ist es möglich, dass die vorgelagerten Bedarfsleistungen bzw. die konkrete Ausgestaltung dieser Bedarfsleistungen zwar einen Einfluss auf die Sozialhilfequote **spezifischer Risikogruppen** hat (z.B. Alleinerziehende), dieser Effekt jedoch in der allgemeinen Sozialhilfequote nicht mehr oder nur noch schwach sichtbar ist.

■ Drittens könnte ein Problem darin bestehen, dass es ausgesprochen schwierig ist, die Wirkungsweise vorgelagerter Bedarfsleistungen ohne **zusätzliche qualitative Informationen** zu beurteilen. Darauf deutet auch **Abbildung 13**, die in Streudiagrammen den Zusammenhang zwischen der Sozialhilfequote und der Bezugsquote von Bedarfsleistungen (ohne EL und IPV, mit Stipendien, ohne Parallelbezug von Sozialhilfe) veranschaulicht. So ist bei der Interpretation der Streudiagramme beispielsweise die Zusatzinformation wichtig, dass die hohe Bezugsquote vorgelagerter Bedarfsleistungen im Kanton Genf vor allem auf Wohnbeihilfen beruht. Es wäre näher abzuklären, ob diese in der Praxis häufig auch Personen aus dem unteren Mittelstand zu Gute kommen, was den begrenzten Einfluss auf die Sozialhilfequote erklären würde. Im Kanton Tessin dagegen handelt es sich bei den vorgelagerten Bedarfsleistungen hauptsächlich um Ergänzungsleistungen für Familien, die unter anderem mit dem Ziel eingeführt worden sind, die Sozialhilfe zu entlasten. Tendenziell dürften die Besonderheiten kantonaler Bedarfsleistungssystem durchaus

relevant sein, um das Ausmass des Sozialhilfebezugs im interkantonalen Vergleich zu erhellen. Es scheint jedoch kaum möglich, diese Einzelfallbetrachtungen derart zu systematisieren, dass sich daraus aussagekräftige Variablen bilden lassen, welche die Kantone in ausreichend grosse Gruppen teilen, um die in der qualitativen Betrachtung gewonnen Hypothesen mit statistischen Methoden zu prüfen.

Abbildung 13: Streudiagramme Sozialhilfequote und Bezugsquote vorgelagerter Bedarfsleistungen (ohne EL und IPV, mit Stipendien, ohne Parallelbezug von Sozialhilfe), 2005 – 2008




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Unsere Ausführungen haben sich bisher auf die Bedarfsleistungen ohne die **Ergänzungsleistungen zur AHV/IV** beschränkt. Schliesst man die Ergänzungsleistungen mit ein, so besteht ein deutlicher positiver Zusammenhang zwischen dem Bezug vorgelagerter Bedarfsleistungen und der Sozialhilfequote (vgl. Tabelle 5, fünfte und sechste Spalte). Dies mag auf den ersten Blick erstaunlich erscheinen, ist es jedoch bei näherem Hinsehen nicht: Weil die Grenzen zwischen Sozialhilfe- und Ergänzungsleistungsbezug in allen Kantonen vergleichbar definiert sind, ist es grundsätzlich stimmig, dass sich kantonale Unterschiede in der finanziellen Lage der Bevölkerung sowohl in der Sozialhilfequote wie auch im Bezug von Ergänzungsleis-

tungen ausdrücken. Etwas anders formuliert: Wegen der weitgehend identischen Anspruchskriterien kann der Anteil an Bezüger/innen von Ergänzungsleistungen zur AHV/IV – ähnlich wie die Sozialhilfequote – als Indikator dafür dienen, wie gross in einem Kanton der Anteil an Personen in finanziell prekären Verhältnissen ist (vgl. auch BFS 2005). Deshalb ist es naheliegend, dass zwischen der Bezugsquote der Ergänzungsleistungen zur AHV/IV und der Sozialhilfequote ein positiver statistischer Zusammenhang besteht. Im Kanton Bern beispielsweise dient die Anzahl Bezüger/innen von Ergänzungsleistungen zur AHV/IV als einer von drei Indikatoren, um die zu erwartenden Kosten pro Sozialdienst zu schätzen (Gattlen 2011).[19]

**Besteuerung einkommensschwacher Haushalte**

Angaben über die Steuerbelastung in Kantonen, Kantonshauptorten und Gemeinden sind für die Jahre 2000 bis 2009 über die Publikationen der eidgenössischen Steuerverwaltung verfügbar, wobei die Belastung von drei Falltypen unterschieden wird (Ledige, Verheiratete ohne Kinder, Verheiratete mit 2 Kindern). Für die Auswertungen haben wir zwei Falltypen mit geringen Erwerbseinkommen ausgewählt: Ledige mit 25'000 Franken Erwerbseinkommen pro Jahr und Verheiratete mit 2 Kindern und 50'000 Franken Erwerbseinkommen pro Jahr. Die Hypothese, dass mit steigender Steuerbelastung (Steuerbetrag in Franken, Angabe für den Kantonshauptort) auch die Sozialhilfequote steigt, lässt sich nicht bestätigen (siehe oben Tabelle 5). Unter anderem könnte hier eine Rolle spielen, dass den Sozialhilfebeziehenden Steuerstundungen gewährt werden.

## 3.5 Multivariate Analysen

Die bisherigen Auswertungen haben jeweils bloss den Zusammenhang zwischen einer Variable und der Sozialhilfequote untersucht. Sie können erste wichtige Hinweise auf die Bedeutung einzelner Erklärungsfaktoren geben. Gleichzeitig besteht bei solchen Auswertungen aber auch die Gefahr von Fehlschlüssen: So ist beispielsweise zu vermuten, dass es sich beim engen Zusammenhang zwischen dem Anteil betagter Personen in der Wohnbevölkerung und der Sozialhilfequote um eine Scheinkorrelation handelt (vgl. oben Abschnitt 3.2.2). Umgekehrt ist es auch möglich, dass die bivariaten Auswertungen gewisse statistische Zusammenhänge «übersehen». So wäre beispielsweise denkbar, dass vor allem Kantone mit starken sozialen Belastungen zusätzliche Bedarfsleistungen einführen. Um deren tatsächlichen Einfluss auf die Sozialhilfequote zu erfassen, müsste man deshalb zugleich die soziale Belastung des Kantons (z.B. Arbeitslosenquote, Anteil Personen mit keinem oder geringem Vermögen) berücksichtigen.

Aus diesem Grund führen wir im Folgenden **multiple Regressionsanalysen** durch, welche gleichzeitig mehrere Erklärungsfaktoren umfassen. Der Einfluss eines spezifischen Erklärungsfaktors wird damit unter Berücksichtigung anderer relevanter Faktoren gemessen.

Wie in der Einleitung dargelegt, wird das Erklärungsmodell in den multivariaten Analysen in zwei Punkten ausdifferenziert:

- **«Etappierung» der Regressionsanalyse**: Erstens führen wir nicht eine einzige Regressionsanalyse mit sämtlichen Variablen durch, sondern teilen die Regression in zwei Etappen: Die erste Etappe berücksichtigt einzig die demographischen Erklärungsfaktoren; die zweite Etappe misst den Einfluss der Variablen zur Wirtschaftsstruktur und den institutionellen Rahmenbedingungen. Auf die Gründe dieser Etappierung gehen wir in Abschnitt 3.5.1 näher ein.
- **«Zerlegung» der Sozialhilfequote**: Zweitens wird die Sozialhilfequote in zwei Elemente zerlegt. Dahinter steht das Motiv, die Fluktuation unter den Sozialhilfebeziehenden besser zu erfassen. Die Zerlegung geschieht in zwei Varianten: Die Variante «Verbleibensquote» unterscheidet zwischen der Eintrittsquote

[19] Die beiden anderen Indikatoren sind die Anzahl Arbeitslose und die Anzahl Ausländer/innen.

und der Verbleibensquote; die Variante «Austrittswahrscheinlichkeit» zwischen der Eintrittsquote und der Austrittswahrscheinlichkeit.

Wir stellen die Ergebnisse der multivariaten Analysen in folgenden Schritten vor:

■ **Abschnitt 3.5.1** verzichtet vorläufig noch auf «Zerlegung» der Sozialhilfequote und knüpft insofern an die bivariaten Analysen an: Es werden multiple Regressionen durchgeführt, welche direkt die kantonalen Unterschiede der Sozialhilfequoten zu erklären versuchen.
■ **Abschnitt 3.5.2** prüft, auf welche Art und Weise sich die Fluktuationen unter den Sozialhilfebeziehenden präziser erfassen lassen. Es werden die beiden Varianten für eine «Zerlegung» der Sozialhilfequote entwickelt: die Variante «Verbleibensquote» und die Variante «Austrittswahrscheinlichkeit».
■ **Abschnitt 3.5.3** präsentiert die Ergebnisse der Regressionen zur Eintritts- und Verbleibensquote. Die Regressionen verwenden dabei dieselben erklärenden Variablen wie die Regressionen zu Sozialhilfequote (Abschnitt 3.5.1.). Die Darstellung konzentriert sich deshalb vor allem die Unterschiede zu den Ergebnissen in Abschnitt 3.5.1.
■ **Abschnitt 3.5.4** präsentiert die Ergebnisse der Regression zur Austrittswahrscheinlichkeit.

### 3.5.1 Sozialhilfequote insgesamt

Die ersten Regressionen, die wir zur Erklärung der Sozialhilfequote durchführten, verzichteten noch auf eine Etappierung und umfassten alle relevanten Erklärungsfaktoren. Dies führte jedoch zu keinen plausiblen Ergebnissen. Irritierend war namentlich der Einfluss des Anteils Alleinerziehender an der Gesamtbevölkerung. Dieser korreliert sehr stark mit der Arbeitslosenquote (2005 bis 2008: COV = 0.888)[20]. Werden beide Variablen in einer Regression berücksichtigt, so hat der Anteil Alleinerziehender einen stark negativen Einfluss auf die Sozialhilfequote – er würde also dazu beitragen, dass die Sozialhilfequote eines Kantons sinkt. Dieser Sachverhalt erscheint sehr unwahrscheinlich. Deshalb wurde entschieden, die Einflüsse der Bevölkerungsstruktur und der übrigen Erklärungsfaktoren in zwei getrennten Etappen zu untersuchen:

■ **Etappe a**: Die erste Regressionsanalyse untersucht die Einflüsse der Bevölkerungsstruktur auf die Sozialhilfequote
■ **Etappe b**: Die zweite Regressionsanalyse untersucht die übrigen Einflüsse (Wirtschaft, institutionelle Rahmenbedingungen) auf die Sozialhilfequote

Diese Etappierung wurde auch für die übrigen Regressionsanalysen beibehalten. Neben den hier aufgeführten praktischen Überlegungen sprachen dafür auch die folgenden Gründe: Erstens erlaubt es die Etappierung, den Einfluss der Bevölkerungsstruktur getrennt von den übrigen Einflussfaktoren zu ermitteln. Zweitens ist es plausibel, dass die wirtschaftlichen Erklärungsfaktoren keinen additiven, sondern einen multiplikativen Einfluss ausüben. Das heisst: In Etappe a wird festgestellt, welchen Einfluss die soziodemographischen Merkmale der Kantonsbevölkerung auf die Wahrscheinlichkeit ausüben, dass ein gewisser Teil dieser Bevölkerung auf die Unterstützung der Sozialhilfe angewiesen ist. Etappe b geht davon aus, dass sich diese Wahrscheinlichkeit je nach wirtschaftlichen und institutionellen Rahmenbedingungen multiplikativ um einen gewissen Faktor verändert.

Grundsätzlich bleibt anzumerken, dass sich die multivariaten Analysen zur Sozialhilfequote als **verhältnismässig instabil** erwiesen. Wie wir in den bivariaten Analysen gesehen haben, gibt es mehrere Erklärungsfaktoren mit sehr starken Korrelationskoeffizienten. Bei diesen ist plausibel, dass es sich nicht nur um den «reinen» Einfluss des betreffenden Erklärungsfaktors handelt, sondern dass sich dahinter auch Einwirkungen von Drittvariablen verbergen. Dies wird unter anderem darin ersichtlich, dass etliche dieser

[20] Alle Kantone, Arbeitslosenquote zwei Jahre zuvor.

Erklärungsfaktoren relativ stark mit anderen Variablen korrelieren (Multikollinearität). Werden nun mehrere solcher Erklärungsfaktoren in die Regression aufgenommen, so ist es möglich, dass der Einfluss einzelner Faktoren unterschätzt wird oder die Kausalität des Einflusses («je…, desto…») wenig plausibel erscheint. Gleichzeitig können sich die Koeffizienten stark verändern, wenn eine einzelne Variable aus der Regression entfernt oder hinzugefügt wird. Wir haben uns bei der Bildung der Regressionen darum bemüht, nur Erklärungsfaktoren aufzunehmen, deren Einfluss nachvollziehbar ist.

### Bevölkerungsstruktur

**Tabelle 6** zeigt die Ergebnisse der Regressionsanalyse, welche die Einflüsse der Bevölkerungsstruktur auf die kantonalen Unterschiede der Sozialhilfequoten untersucht (Etappe a). Als Erklärungsfaktoren berücksichtigt wurden die Altersstruktur, die Haushaltsstruktur, die Nationalität und der Gemeindetyp.[21] Die Erklärungskraft der Regression ist mit einem $R^2$ von 0.787 sehr hoch. Es scheint deshalb wahrscheinlich, dass sich «hinter» den beobachteten Effekten der Bevölkerungsstruktur noch andere, zusätzliche Einflüsse verbergen.

Tabelle 6: Regressionsanalyse a («Bevölkerungsstruktur») zur Erklärung der kantonal unterschiedlichen Sozialhilfequoten, 2005 – 2008

| | | Koeffizient | t-Statistik | p-Wert |
|---|---|---|---|---|
| | Konstante | 92.373 | 0.657 | 0.513 |
| Altersstruktur | Kinder (0-17 Jahre) | 0.360 | 3.798 | 0.000 ** |
| Haushaltsstruktur | Paar ohne Kind | 0.101 | 1.392 | 0.168 |
| | Paar mit Kind(ern) | -0.094 | -1.292 | 0.200 |
| | Einelternhaushalt | 0.228 | 1.334 | 0.186 |
| Nationalität | Ausländer/innen | -0.015 | -0.616 | 0.540 |
| Gemeindetyp | Gross- und Mittelzentren | 0.055 | 5.172 | 0.000 ** |
| Trend | Jahr | -0.048 | -0.691 | 0.491 |

* Ergebnis auf dem Niveau von 5% signifikant
** Ergebnis auf dem Niveau von 1% signifikant
N=88; $R^2$ = 0.787
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Zwei der ausgewählten Variablen besitzen einen signifikanten Einfluss auf die Sozialhilfequote:

■ Anders als in den bivariaten Auswertungen hat der **Anteil der Kinder** den erwarteten, stark positiven Einfluss auf die Sozialhilfequote. Das heisst: Berücksichtigt man zusätzlich die Haushaltsstrukturen, die Nationalitäten und den Gemeindetyp, so gilt, dass die Sozialhilfequote tendenziell steigt, je grösser der Anteil Kinder an der Gesamtbevölkerung ist.
■ Je grösser der **Anteil an Personen, die in städtischen Gross- und Mittelzentren leben**, desto grösser die Sozialhilfequote. Dieses Ergebnis deckt sich mit den bivariaten Auswertungen.

Die Regression lässt sich auch «individualistisch» interpretieren: In Tabelle 6 fehlt pro Erklärungsdimension (Altersstruktur, Haushaltsstruktur usw.) jeweils eine Kategorie; diese dient in der Regression als Referenzkategorie. Die Referenzperson der Regression ist demnach eine erwachsene Person, die alleine lebt, Schweizer Nationalität ist und ausserhalb eines städtischen Gross- oder Mittelzentrums lebt. Die Regressionskoeffizienten zeigen nun, in welchem Ausmass sich – über die gesamte Schweiz betrachtet – die

[21] In den bivariaten Auswertungen wurde der Gemeindetyp zu den wirtschaftlichen Erklärungsfaktoren gezählt. Wir haben ihn in der vorliegenden Regression zur Bevölkerungsstruktur berücksichtigt, weil die bivariaten Auswertungen zeigten, dass die statistischen Zusammenhänge zwischen der Altersstruktur der Bevölkerung und der Höhe der Sozialhilfequote selten als «direkte», kausale Zusammenhängen interpretiert werden können, sondern sich dahinter Einflüsse von Drittvariablen verbergen. Dabei dürfte der Gemeindetyp (Gross- und Mittelzentren vs. übrige Gemeinden) eine wichtige Rolle spielen.

Wahrscheinlichkeit eines Sozialhilfebezugs verändert, wenn man von den soziodemographischen Merkmalen der Referenzperson abweicht. So lässt sich beispielsweise aus der Tabelle schliessen, dass die Wahrscheinlichkeit eines Sozialhilfebezugs bei einem Kind um 36% grösser ist als bei einer erwachsenen Person (Regressionskoeffizient Kinder: 0.360).

Diese «individualistische» Interpretation der Regression ist allerdings für unsere Untersuchungen nicht zentral: Uns interessieren nicht in erster Linie die durchschnittlichen Sozialhilferisiken bestimmter Bevölkerungsgruppen. Vielmehr möchten wir wissen, in welchem Ausmass sich die kantonalen Unterschiede in den Sozialhilfequoten auf Unterschiede in der Bevölkerungsstruktur zurückführen lassen – und welche demographischen Aspekte dabei relevant sind. Auskunft darüber erteilen uns das $R^2$ der Regression und p-Werte der einzelnen Variablen. Das Bestimmtheitsmass $R^2$ gibt an, in welchem Umfang die Regression die kantonalen Unterschiede der Sozialhilfequoten zu erklären vermag (maximaler Wert: 1); die p-Werte erlauben Rückschlüsse auf die Irrtumswahrscheinlichkeit, d.h. die Wahrscheinlichkeit, dass der beobachtete Zusammenhang zwischen unabhängiger und abhängiger Variable in Tat und Wahrheit gar nicht besteht.

### Wirtschaftsstruktur und institutionelle Rahmenbedingungen

Die «demographische» Regression (Etappe a) untersuchte, in welchem Ausmass sich die Sozialhilfequote eines Kantons auf dessen Bevölkerungsstruktur zurückführen lässt. Dabei wurde in der Regression für jeden Kanton mithilfe der demographischen Erklärungsfaktoren eine Sozialhilfequote geschätzt. Diese geschätzte Sozialhilfequote können wir mit der tatsächlichen Sozialhilfequote vergleichen. Angenommen, in jedem Kanton würde die geschätzte Sozialhilfequote genau der tatsächlichen Sozialhilfequote entsprechen: In diesem Fall hätten wir die kantonalen Unterschiede in den Sozialhilfequoten vollständig durch die Bevölkerungsstruktur erklärt. Dies trifft allerdings nicht zu: In den meisten Kantonen verbleibt zwischen der geschätzten Sozialhilfequote und der beobachteten Sozialhilfequote eine gewisse Differenz. Diese Differenzen versuchen wir in der zweiten Regression (Etappe b) zu erklären. Das heisst: Die zu erklärende Variable dieser Regression (Etappe b) bilden die kantonalen Unterschiede in den Sozialhilfequoten, die sich nicht mit Hilfe der Bevölkerungsstruktur erklären lassen.

**Tabelle 7** zeigt das Ergebnis dieser Regression. Das $R^2$ ist mit 0.299 nun deutlich geringer als dasjenige der «demographischen» Regression. Einzelne Variablen, die in den bivariaten Auswertungen starke Korrelationen mit der Sozialhilfequote ausgewiesen hatten, sind nicht in der Regression enthalten, weil sie keine signifikanten oder keine plausiblen Effekte erzielten. Dies gilt namentlich für den Anteil der Steuerpflichtigen mit geringem oder keinem Vermögen sowie den Anteil Immobilienbesitzender.

Tabelle 7: Regressionsanalyse «Wirtschaftsstruktur und institutionelle Rahmenbedingungen» zur Erklärung der kantonal unterschiedlichen Sozialhilfequoten, 2005 – 2008

| | Koeffizient | t-Statistik | p-Wert |
|---|---|---|---|
| Anteil Langzeitarbeitslose | 0.034 | 2.833 | 0.006 ** |
| Veränderung Arbeitslosenquote zu Vorjahr | 0.082 | 0.715 | 0.477 |
| Fiskalische Ressourcen | -0.002 | -2.763 | 0.007 ** |
| Veränderung Tieflohnbranchen | 0.154 | 3.402 | 0.001 ** |
| Vorgelagerte Bedarfsleistungen | -0.095 | -3.049 | 0.003 ** |

* Ergebnis auf dem Niveau von 5% signifikant
** Ergebnis auf dem Niveau von 1% signifikant
N=88; $R^2$ = 0.299
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Vier der ausgewählten Erklärungsfaktoren üben einen signifikanten Einfluss auf die Höhe der Sozialhilfequote aus. Dabei ist bemerkenswert, dass die bivariaten Auswertungen bei mehreren dieser Erklärungsfaktoren zu anderen kausalen Zusammenhängen geführt hatten (Ressourcenindex, Bezug vorgelagerter

Bedarfsleistungen). In den multivariaten Analysen erhält man jedoch Ergebnisse, die grundsätzlich plausibler erscheinen:

■ Die Sozialhilfequote steigt, je grösser der Anteil an Langzeitarbeitslosen ist.
■ Die Sozialhilfequote steigt, je stärker sich Tieflohnbranchen zu behaupten vermögen.
■ Die Sozialhilfequote sinkt, je grösser die – im Ressourcenindex ausgedrückten – fiskalischen Ressourcen eines Kantons sind.
■ Die Sozialhilfequote sinkt, je grösser der Anteil der Personen ist, welche der Sozialhilfe vorgelagerte Bedarfsleistungen (ohne Ergänzungsleistungen zur AHV/IV und Prämienverbilligungen) beanspruchen.

### Schwelleneffekte beim Eintritt und Austritt

Weil die revidierten SKOS-Richtlinien 2005 noch nicht in allen Kantonen umgesetzt waren, lassen sich mögliche Effekte von unterschiedlichen Umsetzungsweisen einzig für die Jahre 2006 bis 2008 ermitteln. Wir haben zu diesem Zweck die eben diskutierte Regression (Etappe b) erneut durchgeführt und dabei zusätzlich die Schwelleneffekte beim Eintritt und Austritt als mögliche Erklärungsfaktoren berücksichtigt. Es liessen sich keine signifikanten Einflüsse nachweisen. Die Hypothese, dass die Beseitigung von Schwelleneffekten zu einer Erhöhung der Sozialhilfequote führt, wird in der Regression nicht bestätigt.

### Erklärung der kantonalen Unterschiede

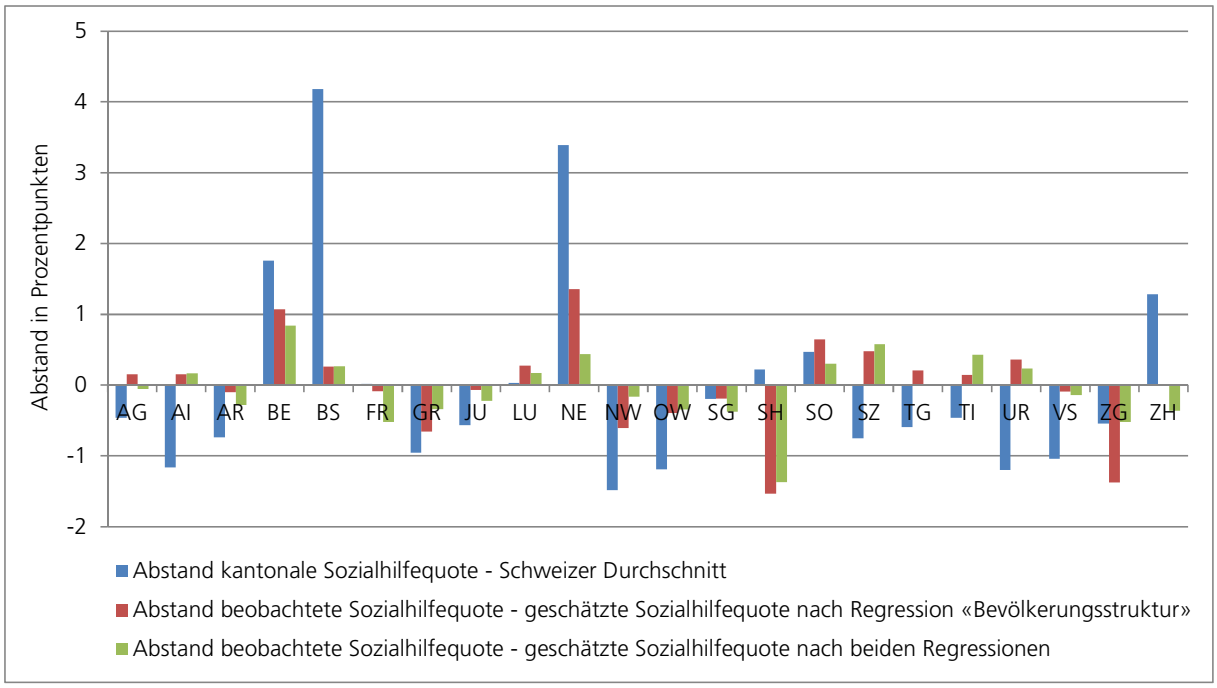
Inwieweit vermögen die in den beiden Regressionsanalysen verwendeten Variablen nun zu erklären, weshalb und in welchem Ausmass die Sozialhilfequote eines bestimmten Kantons vom Schweizer Durchschnitt abweicht? **Abbildung 14** zeigt dies für alle berücksichtigten Kantone, wobei die Durchschnittswerte der Jahre 2005 bis 2008 verwendet worden sind. Die Säulen bilden folgende Sachverhalte ab:

■ Die **blaue Säule** zeigt den tatsächlich beobachteten Abstand der kantonalen Sozialhilfequote vom Schweizer Durchschnitt. Der Abstand ist in Prozentpunkten angegeben.
■ Die **rote Säule** zeigt den verbleibenden, unerklärten Abstand zwischen der tatsächlichen kantonalen Sozialhilfequote und der Sozialhilfequote, die mit der «demographischen» Regression geschätzt wurde.
■ Die **grüne Säule** zeigt den verbleibenden, unerklärten Abstand zwischen der tatsächlichen kantonalen Sozialhilfequote und der Sozialhilfequote, die mit allen erklärenden Variablen (Bevölkerungsstruktur, Wirtschaft, institutionelle Rahmenbedingungen) geschätzt wurde.

Die Ergebnisse sind einfach zu interpretieren, wenn die Abstände alle in dieselbe Richtung (positiv/negativ) weisen und das Ausmass der Abweichung abnimmt. Dies ist bei rund der Hälfte der 22 untersuchten Kantone der Fall. Zwei unterschiedliche Fälle seien exemplarisch herausgegriffen:

■ Im **Kanton Neuenburg** lag die Sozialhilfequote von 2005 bis 2008 im Durchschnitt 3.4. Prozentpunkte über dem Schweizer Durchschnitt (blaue Säule). Unter Berücksichtigung der Bevölkerungsstruktur, der Wirtschaftsstruktur und der institutionellen Rahmenbedingungen ist die tatsächliche Sozialhilfequote noch 0.4 Prozentpunkte grösser als die geschätzte Sozialhilfequote (grüne Säule). Das heisst, die Variablen können 3 Prozentpunkte des Abstands zum schweizerischen Durchschnitt erklären.
■ Anders verhält es sich im **Kanton Graubünden**, wo die Abstände ebenfalls abnehmen, aber negativ sind. Dort lag die Sozialhilfequote von 2005 bis 2008 im Durchschnitt knapp einen Prozentpunkt unter dem Schweizer Durchschnitt (blaue Säule). Unter Berücksichtigung der Bevölkerungsstruktur, der Wirtschaftsstruktur und der institutionellen Rahmenbedingungen ist die tatsächliche Sozialhilfequote 0.3 Punkte tiefer als die geschätzte Sozialhilfequote (grüne Säule). Das heisst, die Variablen können 0.7 Prozentpunkte des Abstands zum schweizerischen Durchschnitt erklären.

Abbildung 14: Beobachtete und unerklärte Abweichungen der kantonalen Sozialhilfequoten, 2005 – 2008




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Komplizierter ist die Interpretation, wenn die Abstände zunehmen und/oder vom negativen in den positiven Bereich wechseln. Auch hier seien einzelne Fälle herausgegriffen:

■ Im **Kanton Luzern** nimmt der Abstand im positiven Bereich (geringfügig) zu. Die tatsächlich beobachtete Sozialhilfequote entspricht dort weitgehend dem schweizerischen Mittel. Aufgrund der Bevölkerungsstruktur, der Wirtschaftsstruktur und der institutionellen Rahmenbedingungen würde man jedoch annehmen, dass die Sozialhilfequote um 0.2 Prozentpunkte unterhalb des schweizerischen Durchschnitts liegt. Der nicht erklärte Abstand zwischen der tatsächlichen Sozialhilfequote und der geschätzten Sozialhilfequote entspricht diesem Betrag: Der Kanton Luzern hat in Realität eine um 0.2 Prozentpunkte höhere Sozialhilfequote, als wir aufgrund der Regressionen geschätzt haben.

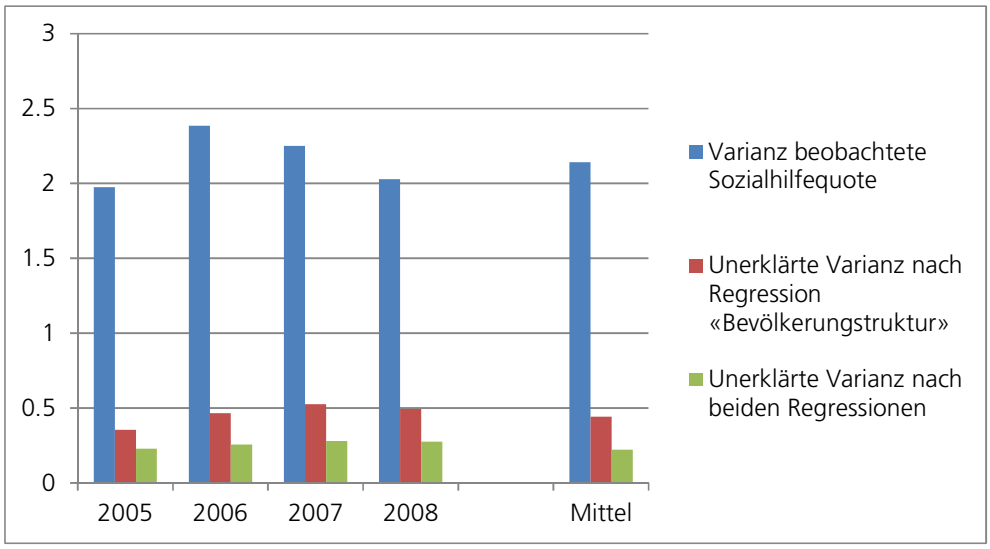
■ Im **Kanton St. Gallen** steigt der nicht erklärte Abstand im negativen Bereich. Die tatsächliche Sozialhilfequote liegt 0.2 Prozentpunkte unter dem schweizerischen Mittel. Unter Berücksichtigung der Bevölkerungsstruktur, der Wirtschaftsstruktur und der institutionellen Rahmenbedingungen ist die tatsächliche Sozialhilfequote sogar 0.4 Prozentpunkte kleiner als die geschätzte Sozialhilfequote. Das heisst: Aufgrund der Regressionen würden wir eigentlich erwarten, dass die Sozialhilfequote rund 0.2 Prozentpunkte grösser ist als der Schweizer Durchschnitt. Faktisch liegt sie jedoch 0.2 Prozentpunkte unter dem Schweizer Durchschnitt. Die tatsächliche Sozialhilfequote ist somit «nicht erklärbare» 0.4 Prozentpunkte kleiner als die geschätzte Sozialhilfequote.

■ Im **Kanton Zürich** ist die tatsächliche Sozialhilfequote deutlich grösser als der Schweizer Durchschnitt, der Abstand zwischen der (nach beiden Regressionen) geschätzten Quote und der tatsächlichen Quote bewegt sich dagegen im negativen Bereich. Konkret würden wir aufgrund der Regressionen erwarten, dass die Sozialhilfequote 1.7 Prozentpunkte über dem Schweizer Durchschnitt liegt; faktisch sind es 1.3 Prozentpunkte. Die tatsächliche Sozialhilfequote ist somit «nicht erklärbare» 0.4 Prozentpunkte kleiner als die geschätzte Sozialhilfequote.

■ Im **Kanton Schwyz** ist die tatsächliche Sozialhilfequote kleiner als der Schweizer Durchschnitt, die Abstände zwischen den geschätzten Quoten und der tatsächlichen Quote bewegen sich dagegen im positiven Bereich. Konkret würden wir aufgrund der Regressionen erwarten, dass die Sozialhilfequote 1.4 Prozentpunkte unter dem Schweizer Durchschnitt liegt; faktisch sind es 0.8 Prozentpunkte. Die tatsächliche Sozialhilfequote ist somit «nicht erklärbare» 0.6 Prozentpunkte grösser als die geschätzte Sozialhilfequote.

Wie **Abbildung 15** zeigt, ist die Erklärungskraft der Regressionsanalyse sehr hoch, nach der Durchführung der beiden Regressionen verbleibt nur noch eine geringe nicht erklärte Varianz. Im Durchschnitt aller vier Jahre vermag die Regressionsanalyse 89% der Varianz zu erklären. Wie angedeutet, ist dieser Wert verdächtig hoch und die Regression deshalb nicht ganz befriedigend: Wahrscheinlich ist die hohe Erklärungskraft nicht ausschliesslich auf die ausgewählten Variablen zurückzuführen, sondern sind Drittvariablen mit im Spiel. Diese Drittvariablen wären nicht in der Regression enthalten, sondern würden «im Hintergrund» mit den erklärenden Variablen korrelieren und so gewissermassen unsichtbar das Ergebnis der Regression beeinflussen.

Abbildung 15: Erklärungskraft der Regressionen zu den kantonal unterschiedlichen Sozialhilfequoten




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

### 3.5.2 Fluktuationen unter den Sozialhilfebeziehenden

Die bisherigen Auswertungen haben sich auf die Sozialhilfequote als eine feste, einheitliche Grösse bezogen. Genauer betrachtet ist dies eine erhebliche Vereinfachung. Denn es liegt nahe, dass Veränderungen der Sozialhilfequote in unterschiedlicher Weise auf **Fluktuationen in oder aus der Sozialhilfe** zurückgeführt werden können. So ist es beispielsweise denkbar, dass gewisse Kantone über eine hohe Sozialhilfequote verfügen, weil sie einen grossen «Sockel» an Personen besitzen, die seit längerer Zeit Leistungen der Sozialhilfe beziehen. Auch können ein Anstieg oder ein Absinken der Sozialhilfequote in unterschiedlicher Weise darauf zurückzuführen sein, dass Eintritte oder Austritte zu- oder abnehmen.

Aus diesem Grund waren wir bestrebt, die Fluktuationen unter den Sozialhilfebeziehenden möglichst präzise zu beschreiben. **Idealerweise** hätten wir dabei ein Modell gebildet, das aus zwei Teilen besteht:

■ Erstens einer Regression, welche die Wahrscheinlichkeit schätzt, dass eine Person nur für kurze Dauer Sozialhilfe bezieht

■ Zweitens einer Regression, welche die Austrittswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit der bisherigen Dauer des Sozialhilfebezugs schätzt

Die in den Standardtabellen enthaltenen Angaben zur **Dauer des Sozialhilfebezugs** erwiesen sich für diese Analysen nicht als geeignet. Die Schwankungen von Jahr zu Jahr sind zu gross und dürften zumindest teilweise auf administrative Umstellungen zurückzuführen sein (z.B. neuer Beginn der Jahreszählung nach Einführung eines neuen Administrationssystems).

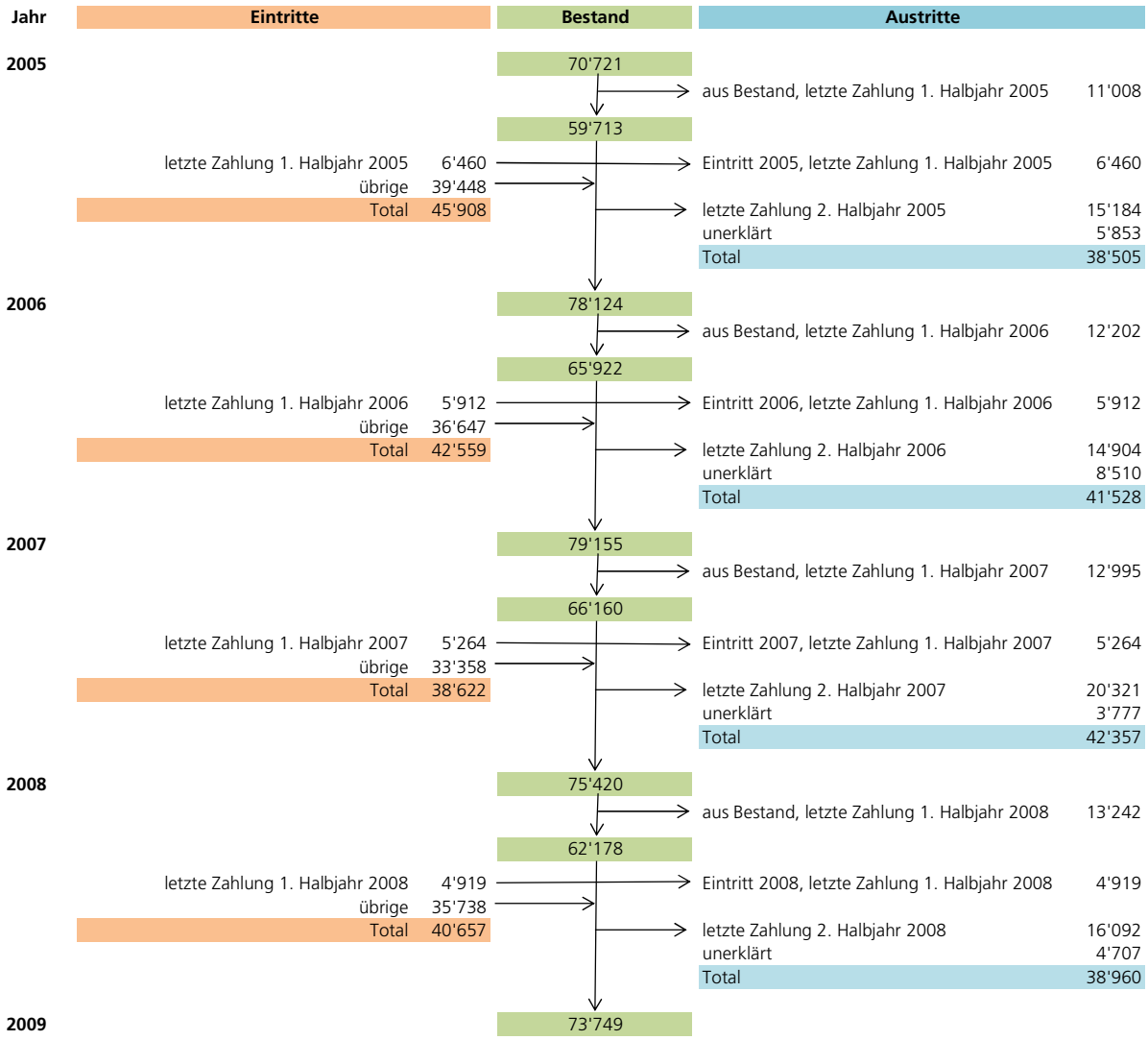
Auch mit den Angaben zu **neuen Fällen und abgeschlossenen Fällen**, wie sie Standardtabelle 1.2 enthält, lassen sich Kurzzeitbezüger/innen (und Langzeitbezüger/innen) nicht eindeutig identifizieren. Dafür sind hauptsächlich zwei Gründe verantwortlich (vgl. auch **Abbildung 16**):

■ Die Standardtabellen erlauben zwar bei den Austritten im ersten Halbjahr eine Identifikation von Kurzzeitbezüger/innen (Abbildung 16: Eintritte mit letzter Zahlung im 1. Halbjahr), nicht aber bei den Austritten im zweiten Halbjahr (Abbildung 16: Austritte mit letzter Zahlung im 2. Halbjahr; Standardtabellen: Kategorie «Ohne Leistungsbezug in der Erhebungsperiode» des Folgejahres).
■ Theoretisch müsste sich der Anfangsbestand des Jahres X+1 (Standardtabellen: «bestehenden Fälle mit Erstauszahlung vor Erhebungsperiode») aus folgender Rechnung ergeben:

- Anfangsbestand des Jahres X
- plus alle Eintritte des Jahres X (Standardtabellen: «Neue Dossiers [Neubezüger]»)
- minus ordentliche Austritte in der ersten Hälfte des Jahres X (Abbildung 16: Austritte mit letzter Zahlung im 1. Halbjahr [aus Bestand und Eintritte]; Standardtabellen: «bestehende Fälle, davon abgeschlossen» und «Neue Fälle, davon abgeschlossen»)
- minus ordentliche Austritte in der zweiten Hälfte des Jahres X (Abbildung 16: Austritte mit letzter Zahlung im zweiten Halbjahr, Standardtabellen: «Ohne Leistungsbezug in der EP» des Jahres X+1 [= abgeschlossene Fälle mit letzter Auszahlung in der zweiten Hälfte des Jahres X])

Faktisch zeigt sich allerdings, dass der derart berechnete Wert stets deutlich vom tatsächlichen Anfangsbestand des Jahres X+1 abweicht. Das heisst: Es gibt vermutlich eine Reihe von Austritten, die nicht korrekt «abgemeldet» werden. Die Zahl dieser Austritte ist in der Kategorie «unerklärt» aufgeführt. Ähnlich wie bei den Austritten im zweiten Halbjahr ist auch bei diesen keine Identifikation von Kurzzeitbezüger/innen möglich.

Abbildung 16: Verläufe in der Sozialhilfe (Fälle)




Ohne GL, BL, VD, GE.

*Lesebeispiel*: 2005 gab es in den untersuchten 22 Kantonen 70’721 Dossiers, die bereits im Vorjahr Leistungen der Sozialhilfe bezogen hatten und 2005 weiterhin unterstützt wurden. 11’008 dieser Dossiers wurden 2005 geschlossen. Ein Dossier gilt erst dann als geschlossen, wenn während sechs Monaten keine Zahlung erfolgte: Entsprechend muss die letzte Zahlung bei diesen 11’008 Dossiers im ersten Halbjahr 2005 geschehen sein. Somit verbleiben 59’713 Dossiers, die bereits im Vorjahr Leistungen der Sozialhilfe bezogen hatten, 2005 weiterhin unterstützt wurden und Ende 2005 noch nicht geschlossen waren. Insgesamt kamen im Jahr 2005 45’908 neue Fälle hinzu. 6460 dieser neuen Fälle wurden im selben Jahr wieder geschlossen; d.h. die letzte Auszahlung fand im ersten Halbjahr 2005 statt. Aus der Sozialhilfestatistik des Folgejahres wissen wir, dass es 15’184 Dossiers gab, die 2006 keine Leistung bezogen: Es handelt sich um Fälle, die im 2. Halbjahr 2005 letztmals unterstützt worden waren und wegen der «Sechs-Monate-Regel» erst 2006 geschlossen wurden. Insgesamt kommt man somit auf 32’652 «ordentliche» Austritte im Jahr 2005, d.h. Fälle, deren letzte Auszahlung im Jahr 2005 stattfand und die 2005 bzw. 2006 als abgeschlossen gemeldet wurden. Zählt man nun zum Bestand des Jahres 2005 (70’721 Fälle) die Eintritte hinzu (plus 45’908 Fälle) und zieht die «ordentlichen» Austritte davon ab (minus 32’652 Fälle), so kommt man auf eine Zahl von 83’977 Dossiers. Es wäre zu erwarten, dass diese Dossiers den aus dem Vorjahr übernommenen Bestand des Jahres 2006 bilden. Tatsächlich beträgt dieser Bestand aber nur 78’124 Dossiers. Offensichtlich gab es also im Jahr 2005 5853 zusätzliche («unerklärte») Austritte, die nicht als geschlossene Dossiers erfasst worden sind.

*Schlüssel zum Vergleich mit den Standardtabellen der Sozialhilfestatistik:*
Bestand (vor Abzug der Austritte im 1. Halbjahr): «Bestehende Dossiers: Erstauszahlung vor EP» in Standardtabellen
Bestand (nach Abzug der Austritte im 1. Halbjahr): «Bestehende Dossiers: Erstauszahlung vor EP, laufende Fälle» in Standardtabellen
Eintritte mit Austritt im 1. Halbjahr: «Neue Dossiers, davon abgeschlossene Fälle» in Standardtabellen
Eintritte übrige: «Neue Dossiers, davon laufende Fälle» in Standardtabellen
Austritte im 1. Halbjahr aus Bestand: «Bestehende Dossiers: Erstauszahlung vor EP, davon abgeschlossene Fälle» in Standardtabellen
Austritte im 1. Halbjahr mit Eintritt im selben Jahr: «Neue Dossiers, davon abgeschlossene Fälle» in Standardtabellen
Austritte im 2. Halbjahr: «Ohne Leistungsbezug in der EP» in Standardtabellen des Folgejahres

Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Darstellung: BASS

Aus diesen Gründen mussten wir auf eine differenzierte Analyse der Fluktuationen verzichten. Gleichwohl wurde aber versucht, die Verläufe in der Sozialhilfe soweit als möglich zu berücksichtigen. Dabei haben wir **zwei Varianten** gewählt (vgl. auch die Präsentation des Analysemodells in Abschnitt 1.1):

■ **Variante «Verbleibensquote»**: Erstens wird die Sozialhilfequote in die Eintrittsquote und die Verbleibensquote «zerlegt», und es werden für beide Quoten getrennte Regressionen durchgeführt. Die Eintrittsquote bezeichnet dabei den Anteil der Personen, die in einem bestimmten Jahr neu von der Sozialhilfe unterstützt werden, gemessen an der ständigen Wohnbevölkerung. Die Verbleibensquote bezeichnet den Anteil der Sozialhilfebeziehenden eines bestimmten Jahres, die auch im Vorjahr von der Sozialhilfe unterstützt worden waren, gemessen an der ständigen Wohnbevölkerung. Die Sozialhilfequote ergibt sich aus der Addition von Eintrittsquote und Verbleibensquote.
■ **Variante «Austrittswahrscheinlichkeit»**: Zweitens wird die Sozialhilfequote in die Eintrittsquote und die Austrittswahrscheinlichkeit «zerlegt». Die Austrittswahrscheinlichkeit bezeichnet den Anteil der Sozialhilfebeziehenden, die sich einem gegebenen Jahr von der Sozialhilfe ablösen. Unter der Annahme, dass die Eintrittsquote über die Zeit konstant bleibt, erhält man die Sozialhilfequote, indem man die Eintrittsquote durch die Austrittswahrscheinlichkeit dividiert. Ein wesentlicher Unterschied bei diesem Vorgehen liegt darin, dass in der zweiten Regression (zur Austrittswahrscheinlichkeit) die Struktur der Sozialhilfebeziehenden (und nicht die Bevölkerungsstruktur) in den Mittelpunkt rückt.

Beide Varianten räumen somit Platz für die Möglichkeit ein, dass unterschiedliche Faktoren den Eintritt und den Verbleib in der Sozialhilfe beeinflussen. Bezogen auf die Risikogruppen wäre beispielsweise denkbar, dass gewisse Gruppen zwar ein überdurchschnittliches Eintrittsrisiko besitzen, aber sich häufig relativ rasch wieder aus der Sozialhilfe zu lösen vermögen. Solche Beobachtungen sind teilweise bei den jungen Erwachsenen gemacht worden (vgl. BFS 2009b; BFS/Sozialamt des Kantons Zürich 2006). Umgekehrt wäre es möglich, dass gewisse Gruppen ein geringes Eintrittsrisiko aufweisen, aber im Fall eines Sozialhilfebezugs überdurchschnittlich grosse Schwierigkeiten bekunden, wieder ohne Sozialhilfe auszukommen. Dies könnte allenfalls bei Rentner/innen zutreffen, die wegen der Ergänzungsleistungen zur AHV ein geringes Sozialhilferisiko haben, deren Einkommenssituation sich jedoch im Zeitverlauf vermutlich nur selten deutlich verbessert.

### 3.5.3 Variante «Verbleibensquote»

Die Variante «Verbleibensquote» setzt sich aus zwei Regressionsanalysen zusammen, die jeweils in zwei Etappen gegliedert sind:

■ Regression 1: Die erste Regression erklärt die kantonalen Unterschiede in den Eintrittsquoten, d.h. im Anteil der Personen an der ständigen Wohnbevölkerung, für die im betreffenden Jahr ein neues Sozialhilfedossier eröffnet wird. Regression 1a untersucht dabei den Einfluss der Bevölkerungsstruktur; Regression 1b den Einfluss der Wirtschaftsstruktur und der institutionellen Rahmenbedingungen.
■ Regression 2: Die zweite Regression erklärt die kantonalen Unterschiede in den Verbleibensquoten, d.h. im Anteil der Personen an der ständigen Wohnbevölkerung, die im Vorjahr und im betreffenden Jahr Leistungen der Sozialhilfe bezogen haben. Auch hier gibt es zwei Etappen: Regression 2a beschäftigt sich mit dem Einfluss der Bevölkerungsstruktur; Regression 2b mit dem Einfluss der Wirtschaftsstruktur und der institutionellen Rahmenbedingungen.

In den Regressionen werden dieselben Erklärungsfaktoren berücksichtigt wie in den Regressionen zur Sozialhilfequote (siehe Abschnitt 3.5.1). Bei der Diskussion der Ergebnisse von Regression 1 (Eintrittsquote) konzentrieren wir uns deshalb auf die Unterschiede zu den Regressionen, welche wir zur Erklärung der kantonalen Unterschiede der Sozialhilfequote durchgeführt haben. Bei Regression 2 (Verbleibensquote)

interessiert uns in erster Linie, in welchem Ausmass die einzelnen Erklärungsfaktoren einen unterschiedlichen Einfluss auf die Verbleibensquote und die Eintrittsquote ausüben.

### Eintrittsquoten (Regression 1)

Die Ergebnisse der Regression zur **Bevölkerungsstruktur** (Regression 1a; $R^2$ = 0.673; siehe **Tabelle 8**) decken sich in zwei Punkten mit der Regression, welche zur Sozialhilfequote insgesamt durchgeführt worden war (vgl. oben Tabelle 6): Je grösser der Anteil Kinder an der Wohnbevölkerung und je grösser der Anteil an Personen in Gross- und Mittelzentren, desto grösser ist die Eintrittsquote eines Kantons. Dazu kommen zwei weitere Erklärungsfaktoren, die einen signifikanten Einfluss auf die Eintrittsquote ausüben:

■ Erstens nimmt die Eintrittsquote zu, je grösser der Anteil an Alleinerziehenden in der Wohnbevölkerung ist.
■ Zweitens nimmt die Eintrittsquote zu, je grösser der Anteil an Paaren ohne Kinder in der Wohnbevölkerung ist.

Das zweite Ergebnis ist insofern erstaunlich, als Paare ohne Kinder gemäss der Sozialhilfestatistik eine stark unterdurchschnittliche Sozialhilfequote besitzen und somit gerade keine typische Risikogruppe bilden – im Gegenteil. Es ist deshalb zu vermuten, dass der statistische Zusammenhang auf «verborgene» Drittvariablen zurückzuführen ist, die in der Regression nicht berücksichtigt sind. Auffällig ist, dass mehrere Kantone mit tiefen Anteilen von Paaren ohne Kinder tendenziell ländlich geprägt sind und häufig auch unterdurchschnittliche Sozialhilfequoten ausweisen (z.B. AI, JU, OW, UR, VS). Kantone mit einem hohen Anteil von Paaren ohne Kinder besitzen öfter, aber nicht ausnahmslos, einen urbaneren Charakter (z.B. BE, SH, SO, ZH).

Tabelle 8: Regression 1a («Bevölkerungsstruktur») zur Erklärung der kantonal unterschiedlichen Eintrittsquoten

| | | Koeffizient | t-Statistik | p-Wert |
|---|---|---|---|---|
| | Konstante | 83.497 | 1.675 | 0.098 |
| Altersstruktur | Kinder (0-17 Jahre) | 0.127 | 3.789 | 0.000 ** |
| Haushaltsstruktur | Paar ohne Kind | 0.056 | 2.177 | 0.032 * |
| | Paar mit Kind(ern) | -0.011 | -0.431 | 0.667 |
| | Einelternhaushalt | 0.178 | 2.941 | 0.004 ** |
| Nationalität | Ausländer/innen | -0.008 | -0.933 | 0.354 |
| Gemeindetyp | Gross- und Mittelzentren | 0.015 | 3.907 | 0.000 ** |
| Trend | Jahr | -0.043 | -1.756 | 0.083 |

* Ergebnis auf dem Niveau von 5% signifikant
** Ergebnis auf dem Niveau von 1% signifikant
N=88; $R^2$ = 0.673
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

In der Regression zu **Wirtschaftsstruktur und institutionellen Rahmenbedingungen** ($R^2$ = 0.257; siehe **Tabelle 9**) bestätigt sich (vgl. oben Tabelle 7), dass ein zunehmender Anteil an Langzeitarbeitslosen und ein – gemessen am gesamten Beschäftigungsvolumen – geringer Rückgang der Beschäftigung in Tieflohnbranchen die Eintrittsquote erhöht. In folgenden Punkten weicht die Regression zur Eintrittsquote dagegen von der Regression zur Sozialhilfequote insgesamt ab:

■ Die Eintrittsquote steigt, je stärker die Arbeitslosenquote im Vergleich zum Vorjahr zunimmt. Bei der Sozialhilfequote insgesamt hatte sich kein solcher Zusammenhang belegen lassen.
■ Bezüglich des Ressourcenindex und der Bezugsquote der vorgelagerten Bedarfsleistungen zeigen sich zwar dieselben Zusammenhänge (Vorzeichen der Regressionskoeffizienten) wie bei der Regression zur Sozialhilfequote insgesamt. Jedoch sind die Ergebnisse nicht mehr signifikant.

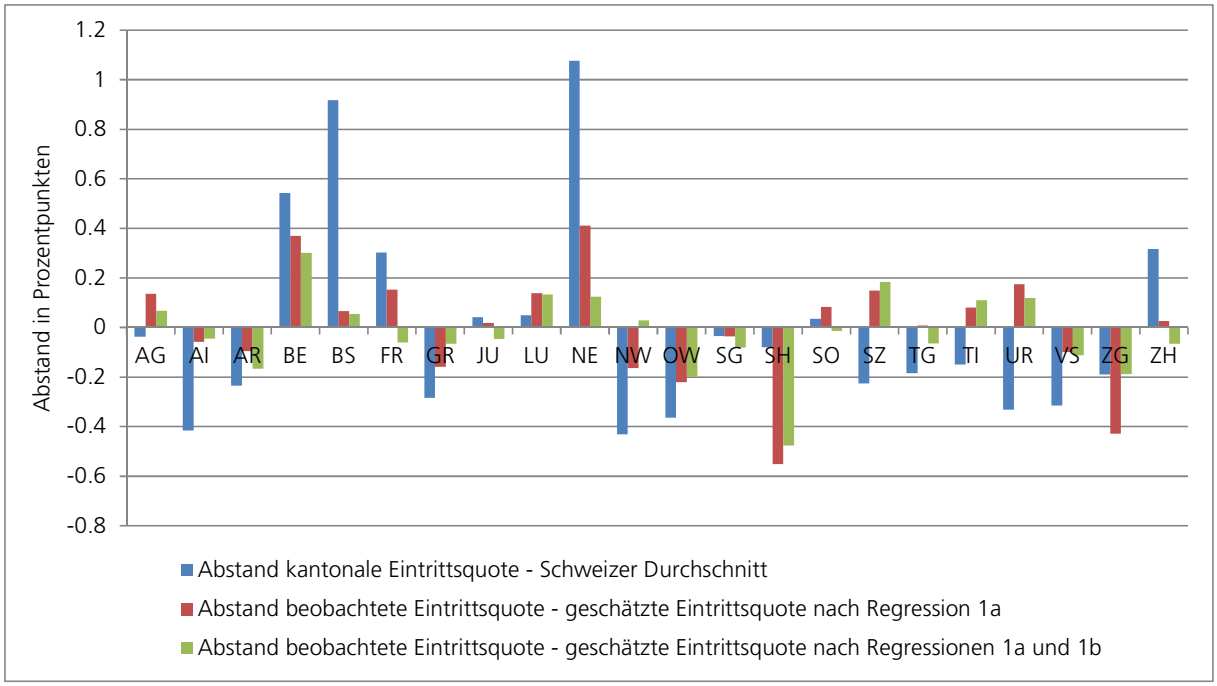
Tabelle 9: Regression 1b («Wirtschaftsstruktur und institutionelle Rahmenbedingungen») zur Erklärung der kantonal unterschiedlichen Eintrittsquoten

| | Koeffizient | t-Statistik | p-Wert |
|---|---|---|---|
| Anteil Langzeitarbeitslose | 0.031 | 2.169 | 0.033 * |
| Veränderung Arbeitslosenquote zu Vorjahr | 0.275 | 2.034 | 0.045 * |
| Fiskalische Ressourcen | -0.002 | -1.705 | 0.092 |
| Veränderung Tieflohnbranchen | 0.198 | 3.699 | 0.000 ** |
| Vorgelagerte Bedarfsleistungen | -0.071 | -1.911 | 0.060 |

* Ergebnis auf dem Niveau von 5% signifikant
** Ergebnis auf dem Niveau von 1% signifikant
N=88; $R^2$ = 0.257
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

**Abbildung 17** zeigt die **beobachteten und unerklärten Abweichungen** der kantonalen Eintrittsquoten. Im Detail gibt es durchaus Unterschiede zur Sozialhilfequote insgesamt: So fällt zum Beispiel auf, dass der Kanton Basel-Stadt, der die grösste Sozialhilfequote hat, in der Eintrittsquote von Neuenburg übertroffen wird. Das könnte ein Hinweis darauf sein, dass die Sozialhilfequote in Basel-Stadt auf einen relativ grossen «Sockel» an Sozialhilfebeziehenden beruht, während sie in Neuenburg stärker konjunkturbedingt ist.

Abbildung 17: Beobachtete und unerklärte Abweichungen der kantonalen Eintrittsquoten, 2005 – 2008

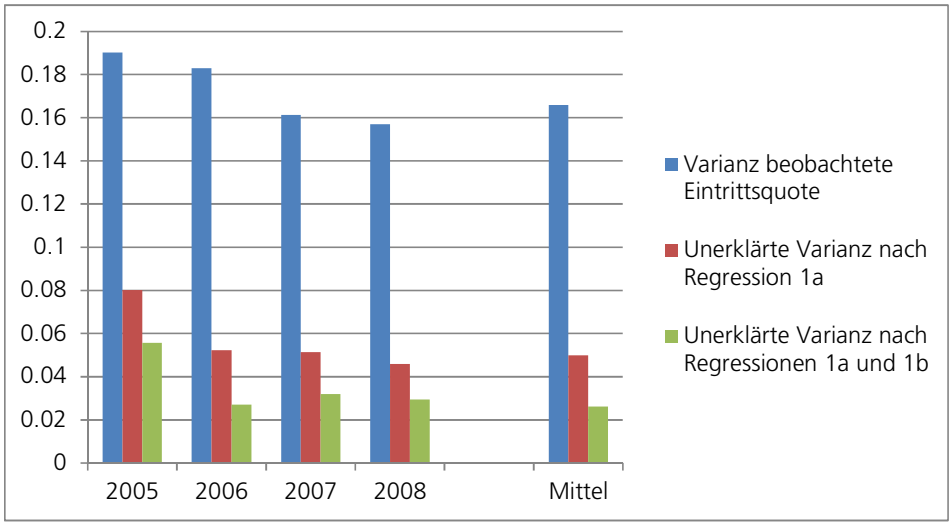



Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

In zwei Kantonen (NW, SO) funktionieren die Regressionen fast perfekt und gibt es praktische keine Differenzen zwischen der tatsächlichen und der geschätzten Eintrittsquote. In acht Kantonen (AG, BE, BS, LU, NE, SZ, TI, UR) verbleibt ein unerklärter positiver Abstand, das heisst: Die Eintrittsquoten dieser Kantone fallen höher aus, als dies aufgrund der Regressionen zu vermuten wäre. In den restlichen zwölf Kantonen (AI, AR, FR, GR, JU, OW, SG, SH, TG, VS, ZG, ZH) trifft das Umgekehrte zu: In diesen Kantonen werden weniger Personen neu von der Sozialhilfe unterstützt, als man dies aufgrund der Regressionen vermuten würde.

Im Durchschnitt erklären die Regressionen rund 84% der Varianz, am grössten ist die unerklärte Varianz im ersten der vier beobachteten Jahre (2005) (vgl. Abbildung 18).

Abbildung 18: Erklärungskraft der Regression zu den kantonal unterschiedlichen Eintrittsquoten




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

**Verbleibensquote (Regression 2)**

Die Verbleibensquote ist in allen Kantonen deutlich grösser als die Eintrittsquote. Das heisst: Die Höhe der Sozialhilfequote ist viel stärker durch die Anzahl Personen bestimmt, die vom einen Jahr zum anderen in der Sozialhilfe verbleiben, als durch die Neueintritte in die Sozialhilfe. Daraus folgt für unser Modell, dass sich die Regressionsanalysen zur Verbleibensquote und zur Sozialhilfequote stark gleichen. Sie leiden auch unter demselben Mangel: einem sehr hohen $R^2$, welches die indirekte Wirkung einer oder mehrerer Drittvariablen sehr wahrscheinlich macht (Verbleibensquote: $R^2 = 0.806$; vgl. **Tabelle 10**).

Worin unterscheiden sich die Regressionen zur Eintrittsquote und zur Verbleibensquote?

■ **Einelternhaushalte** (Regression 2a): Mit steigendem Anteil an Einelternhaushalten steigt die Eintrittsquote, nicht aber die Verbleibensquote.

■ **Paare ohne Kinder** (Regression 2a): Dasselbe gilt für Paare ohne Kinder, wobei eine schlüssige Interpretation nicht einfach fällt: Mit zunehmendem Anteil an Paaren ohne Kinder steigt die Eintrittsquote; für die Verbleibensquote lässt sich kein Zusammenhang belegen. Es ist zu vermuten, dass sich hinter diesem Sachverhalt eine Drittvariable verbirgt (z.B. Stadt-Land-Gegensatz).

■ **Fiskalisches Potenzial** (Regression 2b): Je grösser das fiskalische Potenzial eines Kantons (Ressourcenindex), desto kleiner die Verbleibensquote. Dagegen lässt sich nicht belegen, dass das fiskalische Potenzial die Eintrittsquote signifikant beeinflusst.

■ **Vorgelagerte Bedarfsleistungen** (Regression 2b): Je grösser der Anteil der Personen, welche der Sozialhilfe vorgelagerte Bedarfsleistungen beziehen, desto geringer die Verbleibensquote. Auch hier lässt sich aber kein signifikanter Zusammenhang mit der Eintrittsquote nachweisen.

Tabelle 10: Regression 2a («Bevölkerungsstruktur») zur Erklärung der kantonal unterschiedlichen Verbleibensquoten

| | | Koeffizient | t-Statistik | p-Wert |
|---|---|---|---|---|
| | Konstante | 8.875 | 0.090 | 0.929 |
| Altersstruktur | Kinder (0-17 Jahre) | 0.233 | 3.489 | 0.001 ** |
| Haushaltsstruktur | Paar ohne Kind | 0.045 | 0.882 | 0.380 |
| | Paar mit Kind(ern) | -0.083 | -1.619 | 0.109 |
| | Einelternhaushalt | 0.050 | 0.414 | 0.680 |
| Nationalität | Ausländer/innen | -0.007 | -0.405 | 0.686 |
| Gemeindetyp | Gross- und Mittelzentren | 0.040 | 5.384 | 0.000 ** |
| Trend | Jahr | -0.005 | -0.098 | 0.923 |

* Ergebnis auf dem Niveau von 5% signifikant
** Ergebnis auf dem Niveau von 1% signifikant
N=88; $R^2$ = 0.806
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

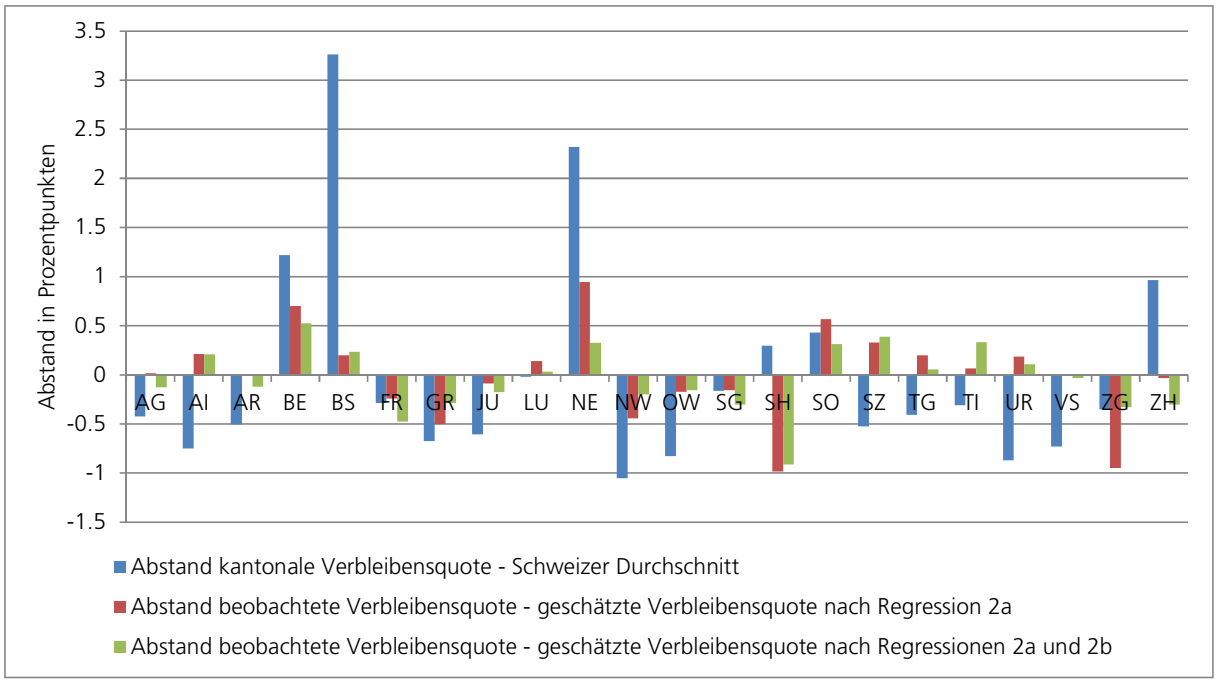
Tabelle 11: Regression 2b («Wirtschaftsstruktur und institutionelle Rahmenbedingungen») zur Erklärung der kantonal unterschiedlichen Verbleibensquoten

| | Koeffizient | t-Statistik | p-Wert |
|---|---|---|---|
| Anteil Langzeitarbeitslose | 0.034 | 2.524 | 0.014 * |
| Veränderung Arbeitslosenquote zu Vorjahr | -0.022 | -0.176 | 0.861 |
| Fiskalische Ressourcen | -0.002 | -2.887 | 0.005 ** |
| Veränderung Tieflohnbranchen | 0.130 | 2.585 | 0.012 * |
| Vorgelagerte Bedarfsleistungen | -0.108 | -3.126 | 0.002 ** |

* Ergebnis auf dem Niveau von 5% signifikant
** Ergebnis auf dem Niveau von 1% signifikant
N=88; $R^2$ = 0.263
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

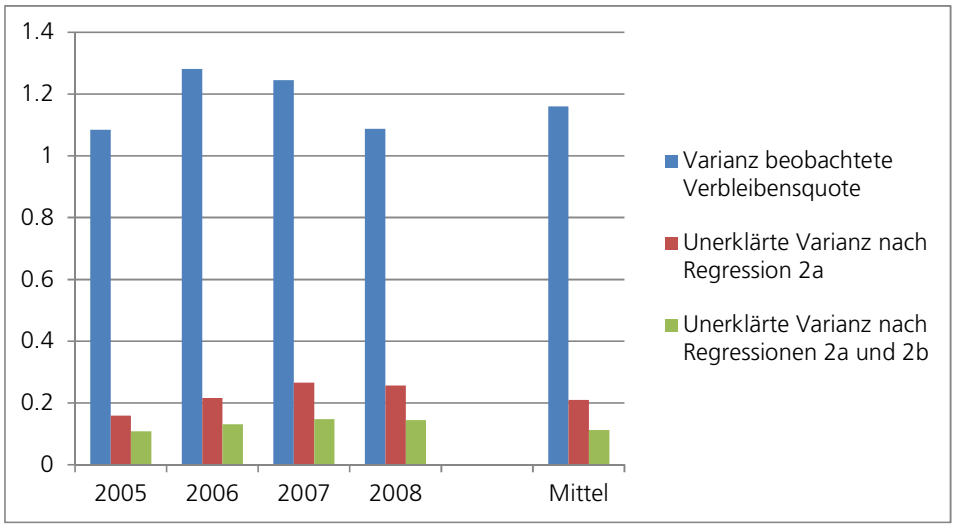
**Abbildung 19** zeigt die beobachteten und unerklärten Abweichungen der Verbleibensquote, **Abbildung 20** die Erklärungskraft der Regressionen zur Verbleibensquote. Weil sich die Ergebnisse nur geringfügig von den Regressionen zur Sozialhilfequote unterscheiden, verzichten wir auf eine Kommentierung.

Abbildung 19: Beobachtete und unerklärte Abweichungen der kantonalen Verbleibensquoten, 2005 – 2008




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Abbildung 20: Erklärungskraft der Regressionen zu den kantonal unterschiedlichen Verbleibensquoten




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

### 3.5.4 Variante «Austrittswahrscheinlichkeit»

Weil die Regressionen zur Verbleibensquote mit grosser Wahrscheinlichkeit durch Drittvariablen beeinflusst sind, haben wir die Sozialhilfequote auf eine alternative Art und Weise «zerlegt»: in die Eintrittsquote und die Austrittswahrscheinlichkeit. Die **Austrittswahrscheinlichkeit** bezeichnet dabei die Wahrscheinlichkeit, dass sich eine Sozialhilfe beziehende Person im Verlauf des betrachteten Jahres von der Sozialhilfe abzulösen vermag. Unter der Annahme, dass die Eintrittsquote über die Zeit konstant bleibt, erhält man die Sozialhilfequote, indem man die Eintrittsquote durch die Austrittswahrscheinlichkeit divi-

diert. Dies deshalb, weil die durchschnittliche Verweildauer in der Sozialhilfe annäherungsweise der inversen Austrittswahrscheinlichkeit entspricht. Die Sozialhilfequote ergibt sich, indem man die Eintrittsquote mit der durchschnittlichen Verweildauerdauer multipliziert. Somit entspricht die Sozialhilfequote der Eintrittsquote geteilt durch die Austrittswahrscheinlichkeit.

Mit diesem Vorgehen entfernen wir uns deutlich weiter von den Regressionen zur «blossen» Sozialhilfequote als mit der Variante «Verbleibensquote». Wie geschildert, macht die Verbleibensquote den grössten Teil der Sozialhilfequote aus; die Unterschiede zwischen der Variante «Verbleibensquote» und den Regressionen zur blossen Sozialhilfequote sind deshalb nicht sehr gross. In der zweiten Variante spielt die Verbleibensquote dagegen keine Rolle mehr: In welchem Ausmass es Personen gelingt, sich von der Sozialhilfe abzulösen, wird anhand der Austrittswahrscheinlichkeit festgestellt. Im Gegensatz zur Verbleibensquote bezieht sich die Austrittswahrscheinlichkeit nicht auf die ständige Wohnbevölkerung, sondern auf die **Sozialhilfebeziehenden**. Mit Blick auf die demographischen Erklärungsfaktoren erscheint dies korrekter: Es ist einsichtig, dass die soziodemographische Zusammensetzung der Sozialhilfebeziehenden darüber entscheidet, wie viele Personen sich aus der Sozialhilfe abzulösen vermögen. Die Bevölkerungsstruktur ist hier allenfalls mittelbar von Bedeutung. Diesen Vorteilen steht der Nachteil entgegen, dass wir starke Annahmen treffen müssen (Stabilität der Eintrittsquote im Verlauf der Zeit), um mit den beiden Kennzahlen – Eintrittsquote und Austrittswahrscheinlichkeit – die Sozialhilfequote zu berechnen.

Die Regressionen zur Eintrittsquote sind in dieser Variante dieselben, wie in Abschnitt 3.5.3 geschildert. Bei der Regression zur Austrittswahrscheinlichkeit zeigten die wirtschaftlichen und institutionellen Erklärungsfaktoren keine signifikanten Einflüsse; die Regression konzentriert sich deshalb auf den «demographischen» Teil. Dabei beziehen wir uns nicht auf die Bevölkerungsstruktur, sondern auf die **Empfängerstruktur**: Berücksichtigt wurden das Alter der Sozialhilfebeziehenden (Referenzkategorie: über 14-Jährige), die Fallstruktur (Referenzkategorie: Ein-Personen-Fälle), die Nationalität (Referenzkategorie: Schweizer/innen) und der Wohnort (Referenzkategorie: Gemeinden mit mehr als 2000 Einwohner/innen). Wie in Abschnitt 3.5.2 dargelegt, ist es leider nicht möglich, die Austrittswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit der bisherigen Aufenthaltsdauer in der Sozialhilfe zu schätzen.

Das $R^2$ der Regression ist mit 0.297 deutlich geringer als das sehr hohe $R^2$ der Regression zur Verbleibensquote, welches den Einfluss von Drittvariablen nahe legte. Die Regression zeigt, dass die Austrittswahrscheinlichkeit steigt, je grösser der **Anteil an Sozialhilfebeziehenden in kleinen Gemeinden** (weniger als 2000 Einwohner/innen) ist (vgl. **Tabelle 12**). Dagegen sinkt die Austrittswahrscheinlichkeit, je grösser der **Anteil der Kinder** unter den Sozialhilfebeziehenden ist. Das deutet stark darauf hin, dass es vor allem kinderreichen Familien schwer fällt, sich aus der Sozialhilfe zu lösen. Etwas überraschend haben **Alleinerziehende** und **Paare mit Kindern** eine höhere Austrittswahrscheinlichkeit als Ein-Personen-Fälle. Auch für sie gilt aber, dass die Austrittswahrscheinlichkeit mit zunehmender Kinderzahl sinkt. Für Aussagen über individuelle Austrittswahrscheinlichkeiten einzelner Personen müssen deshalb die Angaben zur Fallstruktur und zur Altersstruktur kombiniert betrachtet werden müssen. Ob Alleinerziehende oder Paare mit Kindern insgesamt eine höhere oder tiefere Austrittswahrscheinlichkeit haben als Ein-Personen-Fälle, ist gemäss den multivariaten Analysen wesentlich davon abhängig, wie viele Kinder in den betreffenden Haushalten leben.

Tabelle 12: Regression 2 zur Erklärung der kantonal unterschiedlichen Austrittswahrscheinlichkeit

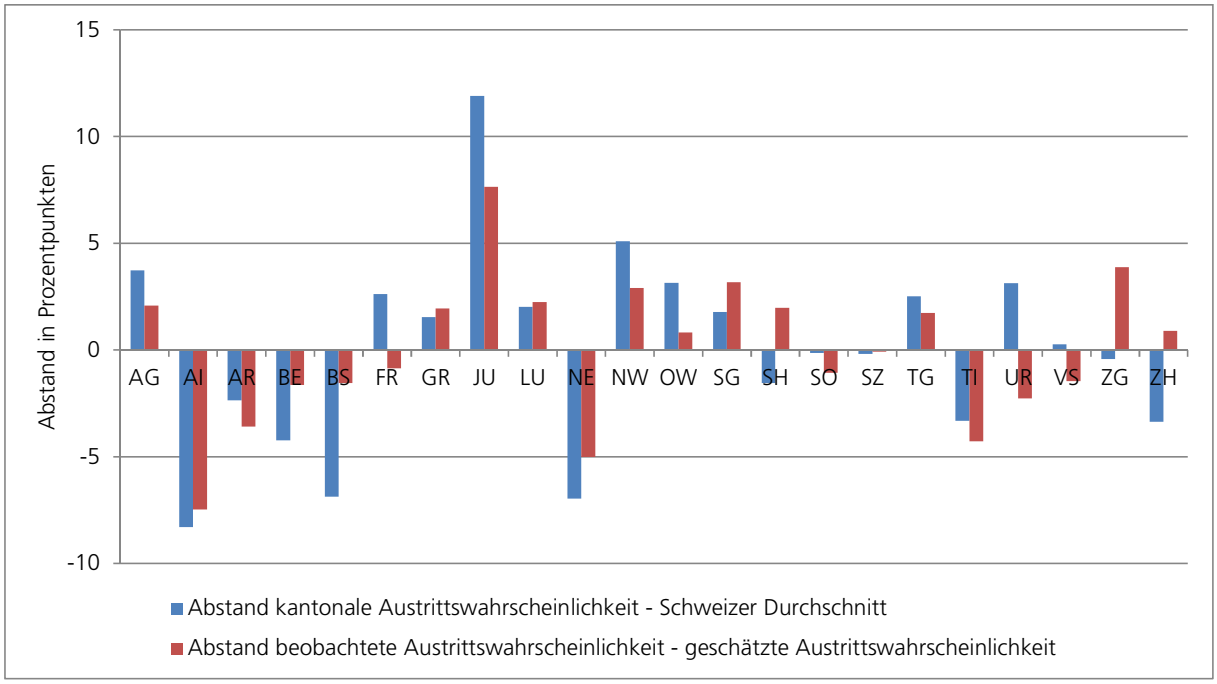
| | | Koeffizient | t-Statistik | p-Wert |
|---|---|---|---|---|
| Empfängerstruktur: Alter | Kinder (0-14 Jahre) | -0.948 | -2.314 | 0.023 * |
| Empfängerstruktur: Fallstruktur | Paare ohne Kind | 0.558 | 1.263 | 0.210 |
| | Paar mit Kind(ern) | 0.671 | 2.409 | 0.018 * |
| | Alleinerziehende | 1.006 | 2.884 | 0.005 ** |
| | Heime | 0.743 | 2.580 | 0.012 * |
| | Besondere Wohnformen | 1.083 | 1.801 | 0.076 |
| Empfängerstruktur: Nationalität | Ausländer/innen | 0.108 | 0.647 | 0.520 |
| Empfängerstruktur: Wohnort | Kleine Gemeinde | 0.215 | 2.706 | 0.008 ** |
| Trend | Jahr | 0.010 | 1.895 | 0.062 |

* Ergebnis auf dem Niveau von 5% signifikant
** Ergebnis auf dem Niveau von 1% signifikant
N=88; $R^2$ = 0.297
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

**Abbildung 21** zeigt die **Abweichungen zwischen den beobachteten und den geschätzten Austrittswahrscheinlichkeiten**. Die mit Abstand grösste Austrittswahrscheinlichkeit weist der Kanton Jura auf, ebenfalls deutlich über dem Schweizer Durchschnitt liegen die Kantone Nidwalden, Aargau, Obwalden und Uri. Die tiefsten Austrittswahrscheinlichkeiten besitzen die Kantone Appenzell Innerrhoden, Basel-Stadt und Neuenburg.

Im Kanton Schwyz vermag die Regression das Austrittsverhalten präzise zu erklären; zwischen der beobachteten und der geschätzten Austrittswahrscheinlichkeit besteht praktisch keine Differenz. In elf Kantonen (AG, GR, JU, LU, NW, OW, SG, SH, TG, ZG, ZH) ist die Austrittswahrscheinlichkeit höher, als man aufgrund der Regressionen vermuten würde. Und in zehn Kantonen (AI, AR, BE, BS, FR, NE, SO, TI, UR, VS) fällt es den Sozialhilfebeziehenden schwerer als angenommen, sich von der Sozialhilfe abzulösen.

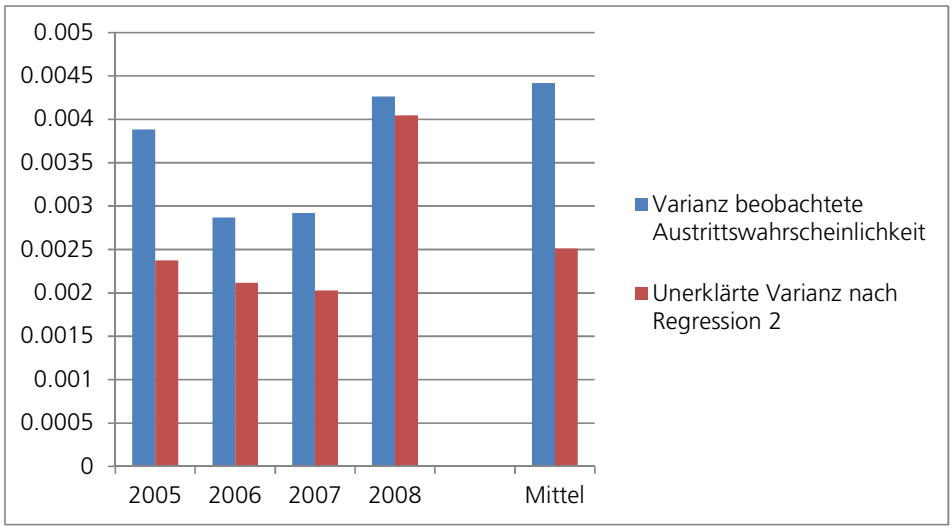
Abbildung 21: Beobachtete und unerklärte Abweichungen der kantonalen Austrittswahrscheinlichkeiten, 2005 – 2008




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Die **Erklärungskraft der Regressionsanalyse** ist im Durchschnitt aller vier Jahre (2005 – 2008) mit 43% überraschenderweise grösser als in den einzelnen Jahren (vgl. **Abbildung 22**). Das deutet sehr stark darauf hin, dass die Informationen zu den Austritten zwar im Grossen und Ganzen durchaus stimmig sind, dass die Datenqualität der einzelnen Jahre aber – vermutlich aus administrativen Gründen – nicht optimal ist (z.B. Austritte ohne abgeschlossene Dossiers, vgl. Abschnitt 3.5.2).

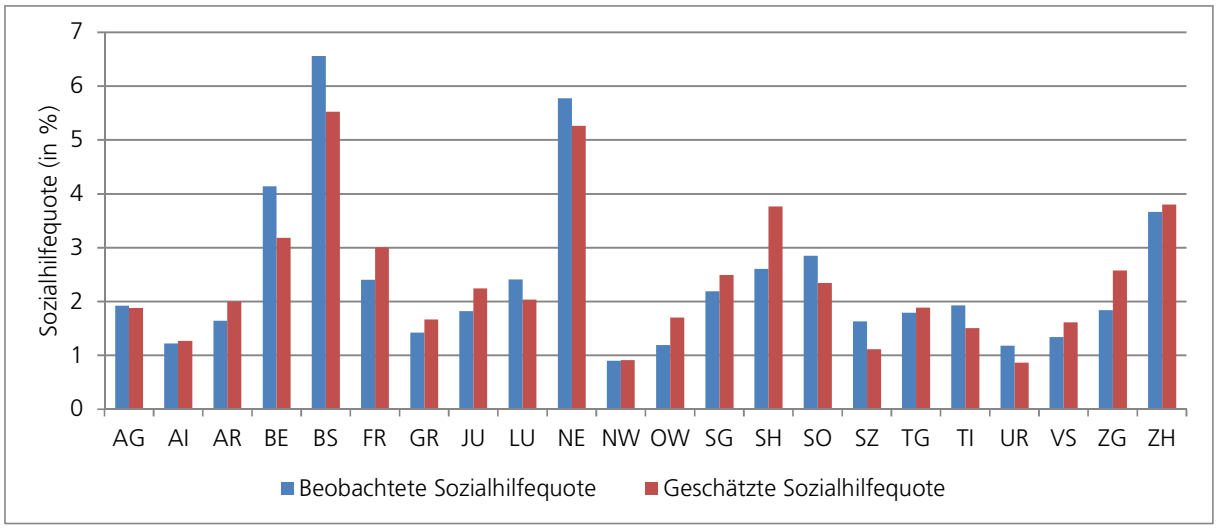
Abbildung 22: Erklärungskraft der Regressionen zu den kantonal unterschiedlichen Austrittswahrscheinlichkeiten, 2005 – 2008




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Entscheidend dafür, ob wir die Regression zur Austrittswahrscheinlichkeit in das Gesamtmodell integrieren sollen, ist nun allerdings die Frage, wie sich mit dem vorgeschlagenen Vorgehen die **kantonalen Sozialhilfequoten** erklären lassen. Dass dies gelingt, ist nicht ganz selbstverständlich. Immerhin beruht das Vorgehen (Division der Eintrittsquote durch die Austrittswahrscheinlichkeit) auf der relativ starken Annahme, dass die Eintrittsquote im Zeitverlauf stabil bleibt. Wie Abbildung 23 zeigt, gelingt dies jedoch sehr gut. Die Unterschiede zwischen der beobachteten und der geschätzten Sozialhilfequote sind in den meisten Kantonen nur gering. Um einiges höher als geschätzt sind die Sozialhilfequoten der Kantone Bern und Basel-Stadt. Das umgekehrte Phänomen – die Sozialhilfequote eines Kantons liegt deutlich tiefer als aufgrund der Regressionen vermutet – tritt im Kanton Schaffhausen auf. Im Durchschnitt erklären die Regressionen zur Eintrittsquote und zur Austrittswahrscheinlichkeit rund 86% der Varianz der kantonalen Sozialhilfequoten der Jahre 2005 bis 2008.

Abbildung 23: Beobachtete und unerklärte Abweichungen der kantonalen Sozialhilfequoten (Variante «Austrittswahrscheinlichkeit»)




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

## 3.6 Fazit

Das vorliegende Kapitel befasste sich mit der Frage, weshalb in den Schweizer Kantonen in den Jahren 2005 bis 2008 unterschiedlich grosse Anteile der Wohnbevölkerung auf die Unterstützung der Sozialhilfe angewiesen waren. Zur Erklärung dieses Sachverhalts wurden drei Gruppen von Erklärungsfaktoren berücksichtigt:

- die kantonale Bevölkerungsstruktur
- die kantonale Wirtschaftsstruktur
- die institutionellen Rahmenbedingungen, insbesondere das kantonale System der Bedarfsleistungen

**Bivariate Auswertungen**

Mögliche Zusammenhänge zwischen den Erklärungsfaktoren und den kantonalen Sozialhilfequoten wurden zunächst in bivariaten Auswertungen geprüft. Gemäss diesen bestehende folgende starken[22] und statistisch signifikanten Zusammenhänge, die zu einer Erhöhung der Sozialhilfequote führen: **Die Sozialhilfequote fällt umso grösser aus, ...**

- je grösser der Anteil an betagten Personen (80 Jahre und älter)
- je grösser die Scheidungsziffer
- je grösser der Anteil der Einelternhaushalte
- je grösser der Anteil der Einpersonenhaushalte
- je grösser der Anteil an Ausländer/innen
- je grösser die Arbeitslosenquote
- je grösser der Anteil an Beschäftigten im Dienstleistungssektor
- je grösser der Anteil an Steuerpflichtigen ohne oder mit geringem Vermögen
- je grösser der Anteil der ständigen Wohnbevölkerung in Zentren, insbesondere Gross- und Mittelzentren

[22] Korrelationskoeffizient grösser 0.4 oder kleiner -0.4.

- je grösser der Anteil an Personen, die der Sozialhilfe vorgelagerte Bedarfsleistungen (inklusive Ergänzungsleistungen zur AHV/IV, ohne Prämienverbilligungen) beziehen

Bei folgenden Faktoren besteht dagegen ein starker und statistisch signifikant negativer Zusammenhang mit der Sozialhilfequote: **Die Sozialhilfequote fällt umso kleiner aus, …**

- je grösser der Anteil an Kindern (0- bis 17-Jährige)
- je grösser der Anteil an Paaren mit Kindern
- je grösser der Anteil an erwachsenen Personen, die mit ihren Eltern zusammen wohnen
- je grösser der Anteil an Beschäftigten in der Landwirtschaft
- je grösser der Rückgang an Beschäftigten in der Landwirtschaft
- je grösser der Anteil an Beschäftigten im industriellen Sektor
- je grösser der Anteil an Immobilienbesitzenden
- je grösser der Anteil der ständigen Wohnbevölkerung in agrar-gemischten Gemeinden

Die Ergebnisse der bivariaten Auswertungen bestätigen in mehreren Punkten unsere Erwartungen: Naheliegend ist der enge Zusammenhang mit der **Arbeitslosenquote** und der **materiellen Basis der Haushalte** eines Kantons (Vermögen, Immobilienbesitz). Auch ist bekannt, dass **städtische Zentren** überdurchschnittlich stark von sozialen Problemlagen betroffen sind. Erstaunlicher ist dagegen der Sachverhalt, dass **ländlich geprägte, eher strukturschwache Kantone** tendenziell geringe Sozialhilfequoten ausweisen – obwohl es gerade in diesen Kantonen relativ viele einkommensschwache Haushalte gibt. Hier können verschiedene Gründe eine Rolle spielen: rechtliche Schranken der Langzeitunterstützung von nicht rentablen Bauernbetrieben, Möglichkeit zur Selbstversorgung, die enge Verflechtung zwischen Haushalt und Betrieb (Reduktion des Verbrauchs bei geringen finanziellen Mitteln), aber auch starke Vorbehalte gegenüber dem Sozialhilfebezug und eine relativ grosse soziale Kontrolle.

Bezüglich der Bevölkerungsstruktur ist bekannt, dass **Ausländer/innen** ein deutlich höheres Sozialhilferisiko tragen als Schweizer/innen (tendenziell geringere Bildung, andere Altersstruktur, teilweise begrenzte Ansprüche auf vorgelagerte Bedarfsleistungen). **Scheidungen** stellen ein Sozialhilferisiko dar, weil zusätzliche Kosten wegen der doppelten Haushaltsführung entstehen und Frauen wegen vorübergehenden Erwerbsunterbrüchen oder Teilzeitarbeit teilweise ungenügend sozial abgesichert sind. Am deutlichsten findet dies seinen Ausdruck im stark erhöhten Sozialhilferisiko von **Alleinerziehenden**.

Andere Ergebnisse zur Bevölkerungsstruktur sind allerdings überraschend und warnen davor, ohne weiteres «direkte» Zusammenhänge zwischen der Präsenz einer «Risikogruppe» in der Bevölkerung und der Höhe der Sozialhilfequote zu postulieren. So ist beispielsweise das Sozialhilferisiko von **betagten Menschen** sehr gering, weil finanziell bedürftige Personen im Alter meistens Anspruch auf Ergänzungsleistungen zur AHV haben. Dass Kantone eine grössere Sozialhilfequote aufweisen, je grösser der Anteil an Betagten in der Wohnbevölkerung ist, hat also nichts damit zu tun, dass es sich hierbei um eine Gruppe mit einem besonders grossen Sozialhilferisiko handelt: Vielmehr liegt eine Scheinkorrelation ohne kausalen Zusammenhang vor. Eine wichtige Rolle dürfte dabei spielen, dass in städtisch geprägten Kantonen überdurchschnittlich viele Betagte wohnen.

Ähnlich verhält es sich mit dem **Anteil an Kindern** an der ständigen Wohnbevölkerung: Gemäss der Sozialhilfestatistik tragen Kinder das höchste Sozialhilferisiko aller Altersgruppen. Doch im interkantonalen Vergleich gilt: Je grösser der Anteil Kinder an der ständigen Wohnbevölkerung, desto geringer ist die Sozialhilfequote. Offensichtlich steht der «Kinderreichtum» eines Kantons mit Faktoren in Zusammenhang, welche einen dämpfenden Einfluss auf die Sozialhilfequote haben. Und die Bedeutung dieser dämpfenden Faktoren ist viel grösser als der Sachverhalt, dass Kinder eine Risikogruppe bilden.

Nicht selten wird vermutet, dass Kantone die Sozialhilfe entlasten können, wenn sie **zusätzliche Bedarfsleistungen** (z.B. Ergänzungsleistungen für Familien) einführen, welche der Sozialhilfe vorgelagert sind. Die bivariaten Auswertungen scheinen dem zu widersprechen: Je grösser die Bezugsquote von «vorgelagerten» Bedarfsleistungen, desto grösser ist die Sozialhilfequote. Bei näherem Hinsehen ist dies allerdings nicht erstaunlich, denn in dieser Bezugsquote sind auch die **Ergänzungsleistungen zur AHV/IV** enthalten. Weil die Anspruchskriterien für diese Bedarfsleistung in den Kantonen weitgehend identisch sind, ist nicht zu erwarten, dass die Bezugsquote der Ergänzungsleistungen eine überzeugende kausale Erklärung für die kantonalen Unterschiede der Sozialhilfequoten liefert. Wegen der einheitlichen Anspruchskriterien ist die Bezugsquote der Ergänzungsleistungen im kantonalen Vergleich jedoch ein Indikator dafür, wie gross der Anteil an Personen in prekären finanziellen Verhältnissen ist (vgl. BFS 2005, S. 23f.). In dieser Perspektive ist es durchaus stimmig, dass zwischen der EL-Bezugsquote und der Sozialhilfequote ein positiver Zusammenhang besteht.

Auch wenn man die Bezugsquote **der vorgelagerten Bedarfsleistungen ohne die Ergänzungsleistungen** berechnet, bleibt allerdings der erwartete Effekt aus: Der Umfang des vorgelagerten Bedarfsleistungssystems hat in den bivariaten Auswertungen keinen dämpfenden Einfluss auf die Sozialhilfequote. Hier stellt sich die Frage nach den Gründen für den Ausbau des Bedarfsleistungssystems: Waren die Kantone dabei präventiv tätig oder reagierten sie auf soziale Herausforderungen? Beziehungsweise: Bleibt der Effekt des vorgelagerten Bedarfleistungssystems in einer oberflächlichen Betrachtung unsichtbar, weil vor allem Kantone mit hohem sozialem Problemdruck ihr Bedarfsleistungssystem ausbauen? Um diese Frage zu beantworten, sind multivariate Analysen notwendig, welche neben der Bezugsquote von Bedarfsleistungen weitere Faktoren berücksichtigen, die einen Einfluss auf die Höhe der Sozialhilfequote ausüben.

### Multivariate Auswertungen

Die multivariaten Analysen knüpften zunächst direkt an die bivariaten Auswertungen an: Die Regressionen beschäftigten sich mit kantonalen Unterschieden in den Sozialhilfequoten. Dieses Vorgehen ist allerdings nicht ganz befriedigend, weil es plausibel ist, dass die Höhe der Sozialhilfequote stark von Fluktuationen unter den Sozialhilfebeziehenden abhängt.

Deshalb wurde in den multivariaten Analysen zusätzlich versucht, die Sozialhilfequote in zwei Elemente zu zerlegen. Dies geschah in zwei Varianten. Die erste Variante teilt die Sozialhilfequote in eine Eintrittsquote und eine **Verbleibensquote**.[23] Dieses Vorgehen unterscheidet sich jedoch nicht sehr stark von den Regressionen zur «blossen» Sozialhilfequote, weil die Sozialhilfequote zu grossen Teilen auf die Verbleibensquote zurückgeführt werden kann. Die Regressionen zur Verbleibensquote teilen denn auch den Makel der Regressionen zur «blossen» Sozialhilfequote: Sie weisen ein sehr hohes $R^2$ auf, das den «verdeckten» Einfluss von Drittvariablen wahrscheinlich macht.

Überzeugender ist deshalb die zweite Variante, welche zwischen der Eintrittsquote und der **Austrittswahrscheinlichkeit** unterscheidet. Die Austrittswahrscheinlichkeit bezeichnet den Anteil der Sozialhilfebeziehenden, der sich von der Sozialhilfe abzulösen vermag. Unter der Voraussetzung, dass die Eintrittsquote über die Zeit stabil bleibt, ergibt sich die Sozialhilfequote, indem man die Eintrittsquote durch die Austrittswahrscheinlichkeit dividiert.

Bei der Regression zur **Eintrittsquote** zeigen sich folgende Einflüsse: Der Anteil der Personen, die neu auf die Unterstützung der Sozialhilfe angewiesen sind, steigt…

---

[23] Definition Eintrittsquote: Anteil der neuen Sozialhilfebeziehenden an der ständigen Wohnbevölkerung; Definition Verbleibensquote: Anteil der Sozialhilfebeziehenden, die auch im Vorjahr von der Sozialhilfe unterstützt worden waren, gemessen an der ständigen Wohnbevölkerung.

- je grösser der Anteil an Personen ist, die in städtischen Gross- und Mittelzentren leben
- je grösser der Anteil an Kindern in der ständigen Wohnbevölkerung ist
- je grösser der Anteil an Alleinerziehenden in der ständigen Wohnbevölkerung ist
- je grösser der Anteil an Langzeitarbeitslosen ist
- je stärker die Arbeitslosenquote im Vergleich zum Vorjahr zugenommen hat
- je stärker die Tieflohnbranchen ihren Anteil am Beschäftigungsvolumen zu behaupten vermögen

Zudem steigt die Eintrittsquote auch, je grösser der Anteil an Paaren ohne Kinder in der Wohnbevölkerung ist. Weil diese Bevölkerungsgruppe bekanntlich nur ein geringes Sozialhilferisiko besitzt, ist zu vermuten, dass der statistische Zusammenhang auf «verborgene» Drittvariablen zurückzuführen ist, die in der Regression nicht berücksichtigt sind.

Die kantonalen Unterschiede in der **Austrittswahrscheinlichkeit** sind schwieriger zu erklären. Für die wirtschaftlichen und institutionellen Erklärungsfaktoren lässt sich kein signifikanter Zusammenhang belegen. Bei der Empfängerstruktur zeigt sich, dass die Austrittswahrscheinlichkeit steigt, je grösser der Anteil an Sozialhilfebeziehenden ist, die in kleinen Gemeinden (weniger als 2000 Einwohner/innen) leben. Dagegen sinkt die Austrittswahrscheinlichkeit, je grösser der Anteil der Kinder unter den Sozialhilfebeziehenden ist. Etwas überraschend mutet an, dass der Anteil an Paaren mit Kindern die Austrittswahrscheinlichkeit erhöht, ebenso der Anteil Alleinerziehender. Allerdings ist zu berücksichtigen, dass für Aussagen über individuelle Austrittswahrscheinlichkeiten die Angaben zur Fallstruktur und zur Altersstruktur kombiniert betrachtet werden müssen.

Mit den beiden Regressionen wurde für jeden Kanton aufgrund der ausgewählten Merkmale eine Eintrittsquote und eine Austrittswahrscheinlichkeit geschätzt. Dividiert man nun die derart geschätzte Eintrittsquote durch die geschätzte Austrittswahrscheinlichkeit, so erhält man für jeden Kanton die geschätzte Sozialhilfequote. Sie weicht in den meisten Fällen nur geringfügig von der tatsächlich beobachteten Sozialhilfequote ab. Diese hohe Entsprechung ist nicht ganz selbstverständlich: Denn die Berechnung der (geschätzten) Sozialhilfequote aus der Eintrittsquote und der Austrittswahrscheinlichkeit beruht auf der starken Annahme, dass die Eintrittsquote im Zeitverlauf stabil bleibt.

# 4 Unterschiede in den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in

Unser Erklärungsmodell baut auf der Überlegung auf, dass sich die Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in aus zwei Grössen zusammensetzen: der Sozialhilfequote und dem Leistungsniveau der Sozialhilfe (Ausgaben pro Empfänger/in). Wie in Kapitel 2 gezeigt worden ist, spielen die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in nicht die wichtigste Rolle, wenn es darum geht, die kantonalen Unterschiede der Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in zu erklären. Doch heisst dies keineswegs, dass diese Unterschiede deshalb irrelevant wären. Es ist erstaunlich, dass die durchschnittlichen jährlichen Leistungen der Sozialhilfe pro Empfänger/in in einigen Kantonen mehr als doppelt so gross sind wie in anderen Kantonen. Worauf lassen sich diese Differenzen zurückführen?

Wir gehen für die Entwicklung des zweiten Teilmodells in folgenden Schritten vor:

- **Abschnitt 4.1** beschreibt, wie sich die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in in der Phase von 2005 bis 2008 entwickelt haben.
- **Abschnitte 4.2 bis 4.4** entwickeln Hypothesen zur Erklärung der kantonalen Unterschiede der Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in und überprüfen diese anhand bivariater Auswertungen.
- **Abschnitt 4.5** entwickelt die multiple Regressionsanalyse, die sich erneut aus zwei Teilregressionen (3a: Empfängerstruktur, 3b: Wirtschaftsstruktur und institutionelle Rahmenbedingungen) zusammensetzt.

## 4.1 Ausgaben pro Empfänger/in 2005 – 2008

**Tabelle 13** zeigt die abhängige Variable, deren kantonale Unterschiede wir erklären wollen: die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in. Auf gesamtschweizerischer Ebene zeigt sich ein nominales Wachstum um 12 Prozent von rund 7200 Franken pro Empfänger/in im Jahr 2005 auf 8100 Franken im Jahr 2008 (real: plus 7.4 Prozent).

Die **Unterschiede zwischen den Kantonen** sind beachtlich: 2005 liegt die Bandbreite zwischen 3900 und 10’800 Franken, 2008 zwischen 4000 und 10’400 Franken. Bemerkenswert ist auch, dass einzelne Kantone im Zeitverlauf teilweise beachtliche Schwankungen aufweisen.

Teilweise dürften **Rückvergütungen** von Sozialhilfeleistungen für die jährlichen Schwankungen verantwortlich sein. Die Finanzstatistik der Sozialhilfe verzeichnet die Nettoausgaben, d.h. die Bruttoausgaben für die materielle Sozialhilfe (ausbezahlte Leistungen) abzüglich der Rückvergütungen – beispielsweise von Sozialversicherungen (insbesondere von ALV und IV), anderen Bedarfsleistungssystemen (z.B. Alimentenbevorschussung), (ehemaligen) Bezüger/innen oder Verwandten. In der Statistik werden die Rückvergütungen im Jahr ihrer Zahlung verbucht, unabhängig vom Jahr der ursprünglichen Bruttoleistung (BFS 2010). Die Rückvergütungen lassen sich als solche nicht identifizieren, ihren Einfluss auf die Ausgabenhöhe können wir somit nicht genau beziffern. Es scheint aber plausibel, dass es sich nicht um eine konstante Grösse handelt, sondern um einen «Störfaktor», der von Jahr zu Jahr unterschiedlich ausfällt.

Bei sehr **kleinen Kantonen** dürfte zudem die geringe Zahl von Sozialhilfefällen eine Rolle spielen, weil bereits kleine Veränderungen in der Gruppe der Sozialhilfebeziehenden beachtliche Konsequenzen haben können. Insbesondere in den Kantonen Uri und Nidwalden, die nur einige hundert Sozialhilfebeziehende pro Jahr zählen, treten mehrmals Veränderungen von mehr als 20 Prozent auf.

BASS

Tabelle 13: Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in, 2005 – 2008 (sortiert nach Ausgabenhöhe im Jahr 2008)

| Kanton | 2005 | | 2006 | | | 2007 | | | 2008 | | | Veränderung 2005-2008 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | CHF | Rang | CHF | Veränderung zu Vorjahr | Rang | CHF | Veränderung zu Vorjahr | Rang | CHF | Veränderung zu Vorjahr | Rang | nominal | real |
| Zürich | 9'172 | 5 | 9'616 | 4.8% | 5 | 9'583 | -0.3% | 4 | 10'446 | 9.0% | 1 | 13.9% | 9.3% |
| Solothurn | 9'781 | 2 | 9'744 | -0.4% | 4 | 11'596 | 19.0% | 2 | 9'957 | -14.1% | 2 | 1.8% | -2.3% |
| Basel-Stadt | 10'759 | 1 | 9'768 | -9.2% | 3 | 9'672 | -1.0% | 3 | 9'605 | -0.7% | 3 | -10.7% | -14.3% |
| Bern | 7'903 | 8 | 7'998 | 1.2% | 7 | 8'567 | 7.1% | 6 | 9'071 | 5.9% | 4 | 14.8% | 10.1% |
| Tessin | 8'045 | 6 | 8'549 | 6.3% | 6 | 8'015 | -6.2% | 11 | 8'671 | 8.2% | 6 | 7.8% | 3.4% |
| Schwyz | 7'318 | 9 | 7'561 | 3.3% | 9 | 8'280 | 9.5% | 8 | 8'460 | 2.2% | 5 | 15.6% | 10.9% |
| Graubünden | 9'523 | 3 | 9'806 | 3.0% | 2 | 8'610 | -12.2% | 5 | 7'623 | -11.5% | 7 | -19.9% | -23.2% |
| Genf | 6'400 | 15 | 5'946 | -7.1% | 19 | 7'718 | 29.8% | 10 | 7'159 | -7.2% | 8 | 11.9% | 7.4% |
| Wallis | 5'400 | 21 | 6'171 | 14.3% | 18 | 5'563 | -9.9% | 22 | 7'104 | 27.7% | 9 | 31.6% | 26.3% |
| Basel-Landschaft | 6'546 | 11 | 6'724 | 2.7% | 16 | 6'679 | -0.7% | 14 | 7'086 | 6.1% | 10 | 8.2% | 3.9% |
| Waadt | 4'233 | 25 | 6'900 | 63.0% | 13 | 7'202 | 4.4% | 12 | 7'053 | -2.1% | 11 | 66.6% | 59.9% |
| Schaffhausen | 5'357 | 22 | 5'923 | 10.6% | 20 | 5'996 | 1.2% | 21 | 6'753 | 12.6% | 12 | 26.0% | 21.0% |
| Appenzell Ausserrhoden | 8'033 | 7 | 7'456 | -7.2% | 10 | 8'051 | 8.0% | 9 | 6'749 | -16.2% | 13 | -16.0% | -19.4% |
| Nidwalden | 6'433 | 14 | 7'971 | 23.9% | 8 | 8'537 | 7.1% | 7 | 6'706 | -21.4% | 14 | 4.2% | 0.0% |
| Zug | 6'171 | 17 | 6'763 | 9.6% | 15 | 6'627 | -2.0% | 16 | 6'663 | 0.5% | 15 | 8.0% | 3.6% |
| Neuenburg | 6'856 | 10 | 7'175 | 4.6% | 11 | 6'617 | -7.8% | 17 | 6'618 | 0.0% | 16 | -3.5% | -7.4% |
| Glarus | 9'196 | 4 | 9'982 | 8.6% | 1 | 11'948 | 19.7% | 1 | 6'416 | -46.3% | 17 | -30.2% | -33.0% |
| Luzern | 5'997 | 18 | 6'497 | 8.3% | 17 | 6'768 | 4.2% | 13 | 6'224 | -8.0% | 18 | 3.8% | -0.4% |
| Aargau | 6'516 | 12 | 7'082 | 8.7% | 12 | 6'604 | -6.8% | 18 | 5'936 | -10.1% | 19 | -8.9% | -12.6% |
| Jura | 5'131 | 23 | 5'506 | 7.3% | 22 | 6'123 | 11.2% | 20 | 5'930 | -3.2% | 20 | 15.6% | 10.9% |
| Appenzell Innerrhoden | 6'376 | 16 | 5'881 | -7.8% | 21 | 6'440 | 9.5% | 19 | 5'287 | -17.9% | 21 | -17.1% | -20.4% |
| Thurgau | 5'594 | 20 | 6'814 | 21.8% | 14 | 5'529 | -18.9% | 23 | 5'275 | -4.6% | 22 | -5.7% | -9.5% |
| St. Gallen | 5'070 | 24 | 5'009 | -1.2% | 25 | 5'273 | 5.3% | 24 | 5'052 | -4.2% | 23 | -0.4% | -4.4% |
| Obwalden | 5'921 | 19 | 5'182 | -12.5% | 24 | 4'947 | -4.5% | 25 | 4'887 | -1.2% | 24 | -17.5% | -20.8% |
| Freiburg | 3'897 | 26 | 4'056 | 4.1% | 26 | 4'647 | 14.6% | 26 | 4'270 | -8.1% | 25 | 9.6% | 5.2% |
| Uri | 6'457 | 13 | 5'470 | -15.3% | 23 | 6'648 | 21.5% | 15 | 4'026 | -39.4% | 26 | -37.6% | -40.2% |
| Schweiz | 7'221 | | 7'691 | 6.5% | | 8'003 | 4.1% | | 8'083 | 1.0% | | 11.9% | 7.4% |

Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik.

Trotz der Schwankungen von Jahr zu Jahr ist doch auch eine **gewisse Stabilität** zu verzeichnen. Die Ausgabenhöhe verändert sich zwischen den Kantonen nicht beliebig. Richtet man beispielsweise den Blick auf die zehn Kantone mit den höchsten Ausgaben pro Empfänger/in, so stellt man fest, dass sechs Kantone in allen Jahren zu dieser Gruppe gehören (ZH, SO, BS, BE, SZ, GR). Ähnlich verhält es sich bei den zehn Kantonen mit den geringsten Ausgaben, in dieser Gruppe sind fünf Kantone in jedem Jahr vertreten (AI, JU, SG, OW, FR).

Wie lassen sich diese Ausgabenunterschiede nun erklären? Wir präsentieren zunächst erneut Hypothesen zur Empfängerstruktur (Abschnitt 4.2), zu den institutionellen Rahmenbedingungen (Abschnitt 4.3) und zur Wirtschaftsstruktur bzw. dem kantonalen Preisniveau (Abschnitt 4.4) und prüfen diese in bivariaten Auswertungen. Anschliessend entwickeln wir die multiple Regression (Abschnitt 4.5).

## 4.2 Empfängerstruktur

### 4.2.1 Hypothesen

Die Empfängerstatistik der Sozialhilfe enthält Angaben zu den folgenden soziodemographischen Merkmalen: Alter, Geschlecht, Nationalität, Zivilstand, Erwerbssituation, Bildungsstand und Fallstruktur bzw. Wohnform. Wenn relativ zu diesen Merkmalen signifikante Unterschiede in den Sozialhilfeausgaben auftreten, dann deshalb,

- weil sich dahinter bedeutsame Einkommensunterschiede und -zusammensetzungen verbergen,
- weil die betreffenden Gruppen in verschiedenem Ausmass Zulagen oder situationsbedingte Leistungen beanspruchen,
- oder weil sich das Ausmass des Kurzzeitbezugs markant unterscheidet.

Angesichts der überschaubaren Zahl von Merkmalen berücksichtigen wir in den Analysen grundsätzlich alle Merkmalsdimensionen. Allerdings fällt es nicht immer einfach, überzeugende Hypothesen über mögliche Zusammenhänge zwischen den soziodemographischen Merkmalen und den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in zu formulieren. Gewisse Einschränkungen bestehen auch insofern, als die Aggregatdaten meistens nur für eine Merkmalsdimension vorliegen und nicht mit anderen Variablen gekreuzt werden können. Gestützt auf die Literatur und zusätzliche Standardauswertungen haben wir die folgenden Hypothesen zum Zusammenhang von Empfängerstruktur und Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in formuliert:[24]

- **Erwerbssituation**: Personen, die ein Erwerbseinkommen erzielen, dürften in der Regel einen geringeren Unterstützungsbedarf haben als Personen, die keine Erwerbsarbeit finden oder erwerbsunfähig sind. Auch ist der Anteil der Kurzzeitbeziehenden vermutlich grösser als unter den Nichterwerbspersonen (vgl. BFS 2009b; BFS/Sozialamt des Kantons Zürich 2006). Hypothese: Je geringer der Anteil an erwerbstätigen Sozialhilfebeziehenden, desto grösser die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in.
- **Fallstruktur**: Gemäss den Standardauswertungen der Empfängerstatistik ist unter den Privathaushalten die Deckungsquote (Anteil des anerkannten Bruttobedarfs eines Haushalts, für den die Sozialhilfe aufkommt) bei Ein-Personen-Fällen überdurchschnittlich hoch. (Teilweise spiegelt sich darin vermutlich die Erwerbssituation, weil Ein-Personen-Fälle häufiger als andere Unterstützungseinheiten über kein Erwerbseinkommen verfügen.) Hypothese: Je grösser der Anteil der Ein-Personen-Fälle unter den Unterstützungseinheiten, desto grösser die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in.

[24] Wir konzentrieren uns auf Hypothesen, die entweder einen direkten Zusammenhang zwischen den soziodemographischen Merkmalen und den Sozialhilfeausgaben postulieren, oder bei welchen es um indirekte Zusammenhänge geht, die sich mangels zusätzlicher Variablen nicht auf andere, «direktere» Weise formulieren und überprüfen lassen.

■ **Wohnform**: Die Standardauswertungen der Empfängerstatistik zeigen, dass die Deckungsquote bei Personen, die in besonderen Wohnformen leben, überdurchschnittlich gross ist. Hypothese: Je grösser der Anteil der Sozialhilfebeziehenden, die in besonderen Wohnformen leben, desto grösser die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in.
■ **Alter**: Tendenziell gilt, dass der Anteil der Kurzzeitbeziehenden mit zunehmendem Alter sinkt (BFS/Sozialamt des Kantons Zürich 2006; BFS 2007a; BFS 2009b). Auch wäre denkbar, dass der Bedarf an situationsbedingten Leistungen (z.B. Gesundheitskosten) mit dem Alter zunimmt. Dazu kommt, dass die Reintegrationschancen in den Arbeitsmarkt vor allem bei Personen im fortgeschrittenen Erwerbsalter erheblich sinken. Hypothese: Je höher der Anteil an Sozialhilfebeziehenden im fortgeschrittenen Erwerbsalter, desto grösser die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in.
■ **Bildungsstand**: Personen ohne Berufsabschluss sind überdurchschnittlich oft in Tieflohnbranchen tätig. Es ist vorstellbar, dass solche Unterschiede auch noch innerhalb der (erwerbstätigen) Sozialhilfebeziehenden relevant sind und die Höhe des Unterstützungsbedarfs beeinflussen. Auch ist der Kurzzeitbezug unter «Ausbildungslosen» (Personen ohne Berufsabschluss) deutlich seltener als bei Personen mit einem nachobligatorischen Bildungsabschluss (BFS/Sozialamt des Kantons Zürich 2006). Hypothese: Je höher der Anteil der Ausbildungslosen unter den Sozialhilfebeziehenden, desto grösser die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in.

Bezüglich Zivilstand, Nationalität und Geschlecht formulierten wir keine expliziten Hypothesen. Zwar ist hinlänglich bekannt, dass geschiedene Personen und Ausländer/innen ein deutlich überdurchschnittliches Sozialhilferisiko besitzen. Doch heisst dies selbstverständlich noch nicht, dass sie auch überdurchschnittlich hohe Sozialhilfeausgaben verursachen. Argumente für mögliche Zusammenhänge zwischen diesen Merkmalsdimensionen und den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in sind nicht ohne weiteres ersichtlich; ähnliches gilt auch für das Geschlecht. Deshalb wurde auf Hypothesen verzichtet.

Die postulierten Zusammenhänge zwischen der Empfängerstruktur und den Sozialhilfeausgaben sind indirekter Natur: Wir vermuten beispielsweise, dass die Empfängerstruktur die Dauer des Sozialhilfebezugs beeinflusst und sich deshalb auch auf die Ausgaben auswirkt. Diesen zweiten Teil der «Kausalitätskette» überprüfen wir – soweit als möglich – durch zusätzliche Auswertungen: Dabei formulieren wir erstens die nahe liegende Hypothese, dass die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in umso höher sind, je grösser die durchschnittliche **Deckungsquote** ausfällt. Zweitens nehmen wir an, dass die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Person sinken, je grösser der Anteil der Personen ist, die sich **von der Sozialhilfe ablösen** und entsprechend nicht über das ganze Jahr hinweg Sozialhilfe bezogen haben.

### 4.2.2 Bivariate Auswertungen

Zur Überprüfung der Hypothesen wurden als erstes bivariate Auswertungen durchgeführt. Dabei wurden sämtliche Merkmalsdimensionen berücksichtigt. Die Korrelationen wurden für die Jahre 2005 bis 2008 einzeln und anschliessend für alle Jahre gemeinsam durchgeführt. Kantone, bei welchen bei mehr als einem Drittel der Fälle die Angaben fehlten, wurden für das betreffende Jahr aus den Auswertungen ausgeschlossen. Zudem wurde eine geringe Zahl von Kantonen mit offensichtlich unplausiblen Angaben zur Empfängerstruktur oder den Sozialhilfeausgaben (GL) ausgeklammert.

**Tabelle 14** enthält die Ergebnisse. Grundsätzlich fällt auf, dass die **Zusammenhänge nicht sehr stark** sind. Nur in Ausnahmefällen beträgt der Korrelationskoeffizient mehr als +/ bzw. weniger als - 0.4. Auch sind die Ergebnisse wegen der geringen Fallzahlen nur in Ausnahmefällen für einzelne Jahre signifikant. Erst bei den Auswertungen, die sämtliche Jahre umfassen, sind signifikante Resultate häufiger.

Tabelle 14: Korrelationen zwischen soziodemographischen Merkmalen der Sozialhilfebeziehenden (Anteil am Total der Sozialhilfebeziehenden) und Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in

| | | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | alle Jahre |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Erwerbssituation | Erwerbstätige | -0.378 | -0.209 | -0.335 | -0.220 | -0.237 * |
| | Erwerbslose | 0.485 * | 0.408 | 0.379 | 0.516 ** | 0.430 ** |
| | Nichterwerbspersonen | 0.219 | -0.067 | 0.157 | 0.059 | 0.056 |
| | Andere Erwerbstätigkeit | -0.187 | 0.013 | -0.167 | -- | -0.084 |
| | N | 19 | 21 | 23 | 24 | 87 |
| Fallstruktur (Unterstützungs-einheit) | Einpersonenhaushalte | 0.274 | 0.386 | 0.286 | 0.480 * | 0.342 ** |
| | EPH: Alleinlebende | -0.035 | -0.024 | -0.016 | 0.135 | 0.006 |
| | EPH: Nicht Alleinlebende | 0.369 | 0.464 * | 0.349 | 0.333 | 0.378 ** |
| | Alleinerziehende | -0.353 | -0.290 | -0.426 * | -0.410 * | -0.361 ** |
| | Paare mit Kind(ern) | -0.459 * | -0.420 * | -0.179 | -0.097 | -0.290 ** |
| | Paare ohne Kind | -0.241 | -0.295 | -0.258 | -0.399 | -0.287 ** |
| | Heime | 0.112 | 0.026 | 0.082 | -0.200 | 0.017 |
| | Besondere Wohnformen | 0.042 | 0.077 | 0.004 | 0.043 | 0.040 |
| | Andere | -0.110 | -0.485 * | -0.432 * | -0.129 | -0.283 ** |
| | N | 24 | 24 | 24 | 24 | 96 |
| Alter | 0-17 Jahre | -0.399 * | -0.460 * | -0.261 | -0.198 | -0.330 ** |
| | 18-25 Jahre | 0.131 | -0.082 | -0.102 | -0.031 | -0.016 |
| | 26-35 Jahre | 0.169 | 0.391 | 0.309 | 0.493 * | 0.317 ** |
| | 36-45 Jahre | 0.359 | 0.385 | 0.019 | 0.216 | 0.226 * |
| | 46-55 Jahre | -0.030 | 0.069 | 0.007 | -0.090 | 0.000 |
| | 56-64 Jahre | 0.092 | -0.007 | 0.067 | 0.049 | 0.062 |
| | 65 Jahre und älter | 0.115 | 0.051 | 0.045 | -0.413 * | -0.041 |
| | N | 25 | 25 | 25 | 25 | 100 |
| Zivilstand | Ledig | 0.300 | 0.260 | 0.190 | -0.049 | 0.182 |
| | Verheiratet | -0.273 | -0.328 | -0.167 | 0.012 | -0.193 |
| | Geschieden | 0.106 | 0.347 | 0.074 | 0.294 | 0.207 * |
| | Verwitwet | -0.112 | -0.282 | -0.041 | -0.518 ** | -0.251 * |
| | N | 25 | 25 | 25 | 25 | 100 |
| Bildungsstand | Ausbildungslos | 0.129 | -0.009 | 0.020 | -0.076 | 0.036 |
| | Sekundarstufe II | -0.037 | -0.023 | -0.034 | -0.027 | -0.041 |
| | Tertiärstufe | -0.321 | 0.181 | 0.036 | 0.207 | 0.027 |
| | N | 18 | 20 | 21 | 22 | 81 |
| Geschlecht | Frauen | -0.070 | 0.191 | -0.060 | -0.144 | -0.013 |
| | N | 25 | 25 | 25 | 25 | 100 |
| Nationalität | Ausländer | -0.051 | 0.076 | 0.143 | 0.386 | 0.128 |
| | N | 25 | 25 | 25 | 25 | 100 |
| Deckungsquote | Durchschnitt. Deckungsquote | 0.146 | 0.355 | 0.464 * | 0.400 | 0.313 ** |
| | N | 19 | 19 | 21 | 23 | 82 |
| Austritte | Anteil Austritte | -0.587 ** | -0.435 * | -0.318 | -0.06 | -0.316 ** |
| | N | 24 | 25 | 25 | 25 | 99 |

* Die Korrelation ist auf einem Niveau von 5% zweiseitig signifikant.
** Die Korrelation ist auf einem Niveau von 1% zweiseitig signifikant.
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Signifikante Zusammenhänge bestehen zwischen den Ausgaben pro Empfänger/in einerseits und den Merkmalen Erwerbssituation, Fallstruktur, Alter und Zivilstand andererseits. Bei näherem Hinsehen zeigt sich allerdings, dass sich ein grosser Teil dieser Zusammenhänge auf ein und denselben Effekt zurückführen lässt: **Mehrpersonenhaushalte** haben geringere Ausgaben pro Empfänger/in, weil zusätzliche Haushaltsmitglieder geringere Ausgaben verursachen bzw. der Grundbedarf der Sozialhilfe nicht mit der Anzahl Haushaltsmitglieder, sondern mit einer Äquivalenzskala multipliziert wird, welche die Skalenerträge (Einsparungen) der gemeinsamen Haushaltsführung berücksichtigt. Daneben erweist sich vor allem die

**Erwerbssituation** als Merkmal mit grösserer und eigenständiger Erklärungskraft. Wir diskutieren im Folgenden die einzelnen Merkmalsdimensionen.

### Erwerbssituation

Die Hypothese, dass die Ausgaben pro Empfänger/in sinken, je grösser der Anteil Erwerbstätige ist, wird in den bivariaten Analysen bestätigt. Bei den Personen, die keiner Erwerbsarbeit nachgehen, zeigt sich ein Unterschied, der so nicht vermutet worden war: Zwischen dem Anteil der Erwerbslosen und den Ausgaben pro Empfänger/in besteht ein relativ starker Zusammenhang, nicht aber zwischen dem Anteil Nichterwerbspersonen und den Ausgaben pro Empfänger/in. Eine mögliche Erklärung könnte sein, dass Nichterwerbspersonen häufiger über andere Einkommensquellen – insbesondere Sozialversicherungsleistungen (z.B. Invalidenversicherung) – verfügen. Auch wäre denkbar, dass sie – beispielsweise wegen gesundheitlicher Probleme – seltener Integrationszulagen erhalten, die für besondere Anstrengungen zur beruflichen oder sozialen Eingliederung entrichtet werden.

### Fallstruktur

Bezüglich der Fallstruktur scheint die Hypothese, dass die Ausgaben pro Empfänger/in steigen, je grösser der Anteil Ein-Personen-Fälle ist, ebenfalls bestätigt. Ein Blick auf die übrigen Falltypen zeigt allerdings, dass die vermuteten Erklärungen (Deckungsquote, Erwerbssituation) mit grosser Wahrscheinlichkeit über das Ziel hinausschiessen. Der Effekt ist einfacher: **Mehrpersonenhaushalte** haben grundsätzlich geringere Ausgaben pro Kopf bzw. erhalten pro Kopf einen geringeren Grundbedarf der Sozialhilfe. Dieser Effekt kommt bei allen Mehrpersonenhaushalten zum Tragen – Alleinerziehenden, Paaren mit Kindern und Paaren ohne Kinder. Auch die Tatsache, dass der (negative) Zusammenhang bei Alleinerziehenden am stärksten ist, könnte allenfalls damit zu tun haben, dass ein Kind als zusätzliches Haushaltsmitglied geringere Ausgaben verursacht als eine erwachsene Person. Dazu kommt, dass bei Alleinerziehenden häufig nicht eine problematische Erwerbsintegration zum Sozialhilfebezug führt, sondern die erhöhten Kosten der getrennten Haushaltsführung ausschlaggebend sind. Oftmals dürften Alleinerziehende deshalb über ein gewisses Haushaltseinkommen (Erwerbseinkommen, Alimente, Sozialversicherungen) verfügen, das aber nicht das Existenzminimum deckt. Dies zeigt sich auch darin, dass der Anteil der Haushalte, deren Deckungsquote 100 Prozent beträgt – die also einzig über Einkommen der Sozialhilfe verfügen – bei den Alleinerziehenden am geringsten ist.

Bei den **Ein-Personen-Fällen** lässt sich differenzieren zwischen «wahren» und «falschen» Einpersonenhaushalten. Bei den «falschen» Einpersonenhaushalten handelt es sich um Haushalte, in denen lediglich eine Person von der Sozialhilfe unterstützt wird, diese Person aber faktisch mit mindestens einer zusätzlichen Person zusammen einen Haushalt führt. Ein typisches Beispiel hierfür sind Konkubinate. Sehr überraschend ist nun, dass sich gerade bei diesen «falschen» Einpersonenhaushalten ein positiver Zusammenhang zwischen dem Anteil solcher Haushalte und den Ausgaben pro Empfänger/in nachweisen lässt, nicht aber bei den «wahren» Einpersonenhaushalten, in denen nur eine einzige Person lebt. Plausible Erklärungen fallen hier schwer – aufgrund der bisher aufgeführten Erklärungen (geringere Ausgaben bei gemeinsamer Haushaltsführung) würde man gerade das Gegenteil erwarten. Auch Tabelle 6.5 der Standardauswertungen deutet auf anderes hin, ihr zufolge beziehen Alleinlebende im Mittel deutlich höhere Beträge als nicht alleinlebende Ein-Personen-Fälle.

Bei den **Kollektivhaushalten** – Heimen und besonderen Wohnformen – lassen sich keine Zusammenhänge zwischen dem Anteil der betreffenden Haushalte und den Ausgaben pro Empfänger/in nachweisen. Die Hypothese, dass die Ausgaben pro Empfänger/in zunehmen, wenn der Anteil der Sozialhilfebeziehenden in besonderen Wohnformen steigt, kann deshalb mit den bivariaten Auswertungen nicht bestätigt werden. Möglich wäre, dass diese Personen verhältnismässig häufig Beiträge der Krankenversiche-

rung, allenfalls auch der Ergänzungsleistungen (zur IV) erhalten. Auch mag eine Rolle spielen, dass der Anteil der besonderen Wohnformen unter den Unterstützungseinheiten relativ gering ist und – je nach Kanton und Jahr – zwischen 2% und 11% schwankt.

**Alter**

Die Hypothese, dass die Ausgaben pro Empfänger/in steigen, je grösser der Anteil der Sozialhilfebeziehenden im fortgeschrittenen Erwerbsalter ist, lässt sich nicht bestätigen. Beim Anteil der Kinder zwischen 0 und 17 Jahren ist der Zusammenhang negativ. Dies ist darauf zurückzuführen, dass Kinder stets in Mehrpersonenhaushalten leben. Über alle Jahre (2005 – 2008) hinweg zeigt sich zudem ein positiver Zusammenhang zwischen dem Anteil an 26- bis 35-Jährigen sowie den 36- bis 45-Jährigen Personen und dem Ausgaben pro Empfänger/in. Dieser Sachverhalt ist schwierig zu interpretieren; allenfalls wäre denkbar, dass diese Altersgruppen häufiger Zulagen (Integrationszulagen, Einkommensfreibeträge; vgl. dazu Abschnitt 4.3.1) erhalten oder mit ausserordentlichen Beiträgen (z.B. zur Aufnahme einer selbstständigen Erwerbsarbeit) unterstützt werden.

**Bildungsstand**

Bei keiner der «Bildungskategorien» lässt sich ein signifikanter Zusammenhang mit den Ausgaben pro Empfänger/in belegen. Die Hypothese, dass die Ausgaben pro Empfänger/in steigen, je grösser der Anteil an ausbildungslosen Sozialhilfebeziehenden ist, kann nicht bestätigt werden.

**Zivilstand**

Zum Zivilstand sind keine Hypothesen über mögliche Zusammenhänge mit den Ausgaben pro Empfänger/in formuliert worden. In der Gesamtübersicht liegen für zwei Kategorien – Geschiedene und Verwitwete – signifikante, allerdings nur schwache Zusammenhänge vor.

**Geschlecht und Nationalität**

Für das Geschlecht und die Nationalität sind keine Hypothesen formuliert worden, weil wir es nicht als plausibel erachteten, dass entsprechende Zusammenhänge bestehen. Dies wird durch die bivariaten Auswertungen unterstützt, die keine signifikanten Korrelationen ergeben.

**Deckungsquote und Austritte aus der Sozialhilfe**

Bezüglich der Deckungsquote und den Ablösungen von der Sozialhilfe zeigen sich die erwarteten Zusammenhänge. Erstaunlich ist allerdings, dass sie verhältnismässig schwach ausfallen.

## 4.3 Institutionelle Rahmenbedingungen

### 4.3.1 Hypothesen

Mit den institutionellen Rahmenbedingungen gemeint sind die Ausgestaltung der Sozialhilfe selber sowie der übrigen bedarfsabhängigen Sozialleistungen.

**Sozialhilfe**

Seit der Revision der SKOS-Richtlinien 2005 stehen den Kantonen in der Sozialhilfe drei Anreizinstrumente zur Verfügung, um Arbeits- und Integrationsbemühungen der Sozialhilfebeziehenden zu honorieren: die Einkommensfreibeträge (EFB), die Integrationszulagen für Nichterwerbstätige (IZU) und die Minimalen Integrationszulagen (MIZ).[25] Die Kantone haben in der Ausgestaltung dieser Anreizinstrumente einen ge-

[25] Dank der Einkommensfreibeträge (EFB) müssen erwerbstätige Sozialhilfebeziehenden nicht ihren ganzen Lohn mit der Sozialhilfe verrechnen, sondern können einen gewissen Betrag als Bonus zur freien Verfügung behalten. Die Integrationszulage (IZU) wird nicht

wissen Handlungsspielraum; zudem entrichten viele Kantone besondere Leistungen für Alleinerziehende. Es wäre deshalb denkbar, dass die kantonale Umsetzung dieser Anreizinstrumente einen Einfluss auf die Höhe der Sozialhilfeausgaben hat. Dabei werden die folgenden Hypothesen geprüft:

■ **Anzahl der Zulagen**: Die Anzahl Anreizinstrumente (MIZ, IZU, EFB) variiert zwischen den Kantonen: Etwa die Hälfte der Kantone setzt alle drei Instrumente ein, eine Minderheit verzichtet ganz darauf, andere wenden einzelne Anreizinstrumente an. Die Anreizinstrumente sollen Eigeninitiative und Arbeitsbemühungen der Sozialhilfebeziehenden belohnen und damit längerfristig auch ihre Ablösung von der Sozialhilfe fördern. Kurzfristig dürften sie jedoch eher zu einer Zunahme der Pro-Kopf-Ausgaben in der Sozialhilfe führen. Hypothese: Je grösser die Zahl der Anreizinstrumente, desto höher die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in.

■ **Höhe der Zulagen**: Die SKOS hat bei der Revision ihrer Richtlinien Empfehlungen für die Höhe der Anreizinstrumente formuliert (MIZ: 100 Fr., IZU: 100 bis 300 Fr., EFB: 400 bis 700 Fr.; Obergrenze der kumulierten Anreizinstrumente pro Haushalt: maximal 850 Fr.). Insbesondere bei den Einkommensfreibeträgen wurden diese von den Kantonen recht unterschiedlich adaptiert. Hypothese: Je höher der (Maximal-)Betrag der Integrationszulagen und Einkommensfreibeträge, desto höher die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in.

■ **Schwelleneffekte**: Schwelleneffekte treten auf, wenn die Zulagen oder Freibeträge bei der Berechnung der Eintritts- und Austrittsgrenzen nicht einbezogen werden. Dies führt dazu, dass Sozialhilfebeziehende über ein höheres Einkommen verfügen als Personen, die knapp keinen Anspruch auf Sozialhilfe haben. Um Schwelleneffekte zu vermeiden, sollten Anreizinstrumente bereits bei der Berechnung der Eintritts- und Austrittsgrenzen berücksichtigt werden. Damit wird allerdings fraglich, welche Auswirkungen die Anreizinstrumente auf die Höhe der Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in haben. Dies deshalb, weil die Berücksichtigung der Anreizinstrumente bei der Festlegung der Eintritts- und Austrittsgrenze zur Folge hat, dass potenziell mehr Personen Anspruch auf Sozialhilfeunterstützung haben. Sofern diese Personen ihren Anspruch auch tatsächlich geltend machen, beziehen sie aber nur geringe Sozialhilfeunterstützung. Unter diesen Voraussetzungen scheint es deshalb zweifelhaft, dass mit der Höhe der Anreizinstrumente auch die durchschnittlichen Ausgaben pro Empfänger/in steigen. Tendenziell anders verhält es sich, wenn das Anreizinstrument mit einem Schwelleneffekt verbunden ist: Der Schwelleneffekt verhindert, dass die Zahl der Empfänger/innen steigt, während gleichzeitig die Ausgaben pro Person zunehmen.[26] Hypothese: Kantone, bei welchen die Anwendung von Anreizinstrumenten zu Schwelleneffekten führt, haben höhere Ausgaben pro Empfänger/in als Kantone, welche Schwelleneffekte vermeiden.

■ **Häufigkeit der Zulagen**: Wie Untersuchungen der SKOS und die Kennzahlenvergleiche der Städteinitiative Sozialpolitik zeigen, werden Integrationszulagen mit sehr unterschiedlicher Häufigkeit gewährt (Pfister 2009; Salzgeber/Neukomm 2009). Hypothese: Je grösser der Anteil der Personen, die Integrationszulagen beziehen, desto grösser die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in.

### Andere bedarfsabhängige Sozialleistungen

Die anderen bedarfsabhängigen Sozialleistungen können die Höhe der Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in insofern beeinflussen, als sie gleichzeitig mit der Sozialhilfe bezogen werden können – oder eben

---

erwerbstätigen Personen gewährt, die das 16. Lebensjahr vollendet haben und sich besonders um ihre soziale oder berufliche Integration sowie um diejenige von Menschen in ihrer Umgebung bemühen. Die minimale Integrationszulage (MIZ) betrifft Menschen, die sich um die Verbesserung ihrer Situation bemühen, aber aus gesundheitlichen Gründen oder mangels Angebote nicht in der Lage sind, eine besondere Integrationsleistung zu erbringen.

[26] Praktisch könnte allerdings auch ein gegenteiliger Effekt auftreten: Für Menschen, deren Einkommen sich sehr nahe an der Sozialhilfegrenze bewegt, besteht ein erhöhter Anreiz Sozialhilfe zu beziehen, weil sie mit der Sozialhilfe wegen des Schwelleneffekts ein höheres verfügbares Einkommen erzielen.

nicht. Hypothese: Je grösser der Anteil der Sozialhilfeempfänger/innen, die gleichzeitig andere Bedarfsleistungen beziehen, desto tiefer fallen die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in aus.

### 4.3.2 Bivariate Auswertungen

**Sozialhilfe**

Die SKOS ermittelt regelmässig bei den Kantonen, wie ihre Richtlinien zur Ausgestaltung der Sozialhilfe angewendet werden. Die Variablen zur Anzahl und Höhe der Zulagen sowie den Schwelleneffekten stützen sich auf diese **Umfrage der SKOS**. Die Angaben liegen von 2006 bis 2008 vor. Weil die revidierten SKOS-Richtlinien in einigen Kantonen erst auf Anfang 2006 in Kraft gesetzt wurden, wäre eine Rekonstruktion der Verhältnisse im Jahr 2005 ausgesprochen aufwändig.

**Tabelle 15** gibt einen Überblick über die Umsetzung der SKOS-Richtlinien im Jahr 2006 in den Kantonen bzw. Kantonshauptorten; die Angaben wurden uns freundlicherweise von der Fachbereichsleiterin Grundlagen der SKOS, Frau Caroline Knupfer, zur Verfügung gestellt. Für die Jahre 2007 und 2008 ist das Bild nahezu identisch. Lediglich im Kanton Freiburg wurden die revidierten SKOS-Richtlinien erst im Jahr 2007 eingeführt.

Zwischen diese normativen Eckwerten und den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in lassen sich mit bivariaten Auswertungen kaum statistisch signifikante und inhaltlich plausible Zusammenhänge nachweisen (Auswertungen für die Jahre 2006 bis 2008 gemeinsam). Ein deutlicher Unterschied besteht bei den Einkommensfreibeträgen: Der maximale Einkommensfreibetrag, den ein Kanton gewährt, schwankt zwischen null und 600 Franken. Wie sich zeigt, haben Kantone mit einem **maximalen Einkommensfreibetrag von 600 Franken** (BS, NW, SO, SZ, ZG, ZH) durchschnittlich höhere Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in als Kantone mit geringeren maximalen Einkommensfreibeträgen. Weil zwischen den übrigen Kantonen mit unterschiedlich hohen Freibeträgen keine signifikanten Unterschiede bestehen, ist allerdings fraglich, ob wirklich die Höhe des Freibetrags für diesen Ausgabenunterschied verantwortlich ist, oder ob sich andere Gründe dahinter verbergen.

Folgende weiteren Zusammenhänge wurden geprüft:

■ **Anzahl der Zulagen**: Es wäre zu erwarten, dass die durchschnittlichen Ausgaben pro Empfänger/in zunehmen, je grösser die Anzahl der Zulagen (null bis maximal drei Zulagen) ist. Bei Kantonen mit zwei Zulagen und solchen mit drei Zulagen lässt sich ein signifikanter Unterschied feststellen, der allerdings nicht sehr gross ausfällt (6300 vs. 7500 Fr.). Zwischen den übrigen Gruppen von Kantonen bestehen keine signifikanten Unterschiede.

■ **Höhe der Integrationszulagen**: Bei den Integrationszulagen wurde die maximale Integrationszulage berücksichtigt. Auf diese Weise lassen sich fünf Gruppen von Kantonen unterscheiden. Zwar bestehen zwischen diesen Gruppen vereinzelt signifikante Unterschiede, doch laufen sie teilweise den Vermutungen entgegen: So haben beispielsweise die Kantone mit der zweittiefsten maximalen Integrationszulage die höchsten durchschnittlichen Ausgaben. Es lässt sich keine Entwicklung in dem Sinne feststellen, dass die durchschnittlichen Ausgaben zunehmen, je höher die Integrationszulagen sind.

■ **Höhe der Einkommensfreibeträge**: Bei den Einkommensfreibeträgen wurde ebenfalls der maximale Betrag verwendet. Auf diese Weise ergeben sich ebenfalls fünf Gruppen von Kantonen. Die grössten durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in haben die Kantone mit einem maximalen Einkommensfreibetrag von 600 Franken. Dieser unterscheidet sich mit 8800 Fr. signifikant von den übrigen Gruppen, wo er sich zwischen 6400 und 7000 Fr. bewegt. Ansonsten lassen sich keine signifikanten Unterschiede feststellen.

BASS

## Tabelle 15: Umsetzung der SKOS-Richtlinien in den Kantonshauptorten, 2006

| Kanton | Anwendung Grundbedarf | Minimale Integrations-zulage MIZ (CHF) | Integrationszulage IZU (CHF) | Weitere Zulagen (CHF) | Einkommensfreibetrag EFB (CHF) | Kumulierte Integrationszulagen, max. Betrag pro Haushalt (CHF) | Schwellen-effekt beim Einstieg | Schwelleneffekt beim Ausstieg |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| AG | GB I abzüglich 5% + GB II | — | — | Erwerbstätigenpauschale (1. Arbeitsmarkt: 300, 2. Arbeitsmarkt: 150) | — | — | nein | nein |
| AI | GB I abzüglich 10% (Ausnahme Einpersonenhaushalt: 1010) | — *(1)* | — | — | — | — | nein | nein |
| AR | SKOS-RL 2005 | — | 100 - 300 | — | 0 - 400 (proportional zur Erwerbstätigkeit) | 850 | ja | ja |
| BE | SKOS-RL 2005 | 100 *(2)* | 100 (auch für familiäre Betreuungsaufgaben) | Alleinerziehendenzulage bei Nichterwerbstätigkeit: 1 Kind unter 4 Jahren oder 2 Kinder: 200; ab 3 Kindern: 300 | 200 - 400 (+100 für Alleinerziehende) | 850, ab 6 Personen 1000 | nein | nein |
| BL | SKOS-RL 2005 + 100 (Äquivalenzskala unterstellt) | — | — | — | 100 - 400 | 700 | ja | ja |
| BS | SKOS-RL 2005 + 50 (Äquivalenzskala unterstellt) | 100 *(3)* | 100 *(4)* | — | 100 - 600 (1/3 Nettolohn) | — | ja | ja |
| FR | Normes CSIAS 2002 + 15% | — | — | — | — | — | nein | nein |
| GE | Normes CSIAS 2005 | 100 | 300 en lien avec un CASI (contrat d'action sociale individuelle) | Suppl. familles monoparentales sans activité lucrative et enfant inférieur à 2 ans : 200 | 0 - 500 (proportionnel à l'activité lucrative) | 850 | ja | ja |
| GL | SKOS-RL 2005 | — | 100 - 300 | — | 0 - 400 (proportional zur Erwerbstätigkeit) | 850 | ja | Wenn Einnahmen (abzügl. EFB) > Aufwand, wird 1/2 EFB während 4 Monaten weiter bezahlt |
| GR | SKOS-RL 2005 | (100) (5) | 100 - 300 | — | 200 - 500 | 650 | ja | Wenn Einnahmen (abgzügl. EFB) > Aufwand, wird EFB während 6 Monaten weiter bezahlt |
| JU | Normes CSIAS 2005 | 100 | 250 (300 pour parents) | Suppl. familles monoparentales sans activité lucrative et enfant inférieur à 4 ans : 300 | 400 | 1200 | nein | nein |
| LU | SKOS-RL 2005 | 100 | 100 - 200 | Alleinerziehendenzulage bei Nichterwerbstätigkeit und Kind jünger als 3 Jahre: 200 | 100 - 500 (proportional zur Erwerbstätigkeit) | 850 | ja | Wenn Einnahmen (abgzügl. EFB) > Aufwand, wird EFB während 6 Monaten weiter bezahlt |
| NE | Normes CSIAS 2005 | — | 100 - 200 | 200 (8) | 200 - 400 | 850 | nein | nein |
| NW | SKOS-RL 2005 | 100 | 100 - 300 | Alleinerziehendenzulage bei Nichterwerbstätigkeit und Kind jünger als 3 Jahre: 200 | 100 - 600 | 850 | ja | Wenn Einnahmen (abgzügl. EFB) > Aufwand, wird EFB während 6 Monaten weiter bezahlt |
| OW | SKOS-RL 2005 | 100 | 100 - 300 | Alleinerziehendenzulage bei Nichterwerbstätigkeit: 1-2 Kinder 200 bis Eintitt des jüngsten Kindes in Kindergarten (ab 3 Kindern bis Eintritt in Mittelstufe) | 100 - 500 | 850 | ja | Wenn Einnahmen (abgzügl. EFB) > Aufwand, wird EFB während 6 Monaten weiter bezahlt |
| SG | SKOS-RL 2005 | — | 100 - 300 | — | 40 - 400 (proportional zur Erwerbstätigkeit) | 850 | ja | ja |
| SH | SKOS-RL 2005 | — | 100 - 300 | Einmalige Winterzulage 100 pro Kind | 100 - 500 (proportional zur Erwerbstätigkeit) | 850 | ja | Wenn Einnahmen (abgzügl. EFB) > Aufwand, wird EFB während 6 Monaten weiter bezahlt |
| SO | SKOS-RL 2005 | 100 | 100 - 300 | Alleinerziehendenzulage bei Nichterwerbstätigkeit 200 (300 wenn jüngstes Kind jünger als 3 J.) | 100 - 600 (proportional zur Erwerbstätigkeit) | 900 | ja | nein |
| SZ | SKOS-RL 2005 | 100 | 100 - 200 | Alleinerziehendenzulage bei Nichterwerbstätigkeit und Kind jünger als 3 Jahre: 200 | 100 - 600 | 850 | ja | Wenn Einnahmen (abgzügl. EFB) > Aufwand, wird EFB während 6 Monaten weiter bezahlt |
| TG | SKOS-RL 2005 | — | 100 - 300 | — | 0 - 400 (proportional zur Erwerbstätigkeit) | 850 | ja | nein |
| TI | Normes CSIAS 2005 | voir autres suppléments | — | Supplément de 100 par ménage | — | — | nein | nein |
| UR | SKOS-RL 2005 | 100 | 100 - 200 | Alleinerziehendenzulage bei Nichterwerbstätigkeit und Kind jünger als 3 Jahre: 200 | 100 - 500 | 850 | ja | ja |
| VD | Normes CSIAS 1998, angepasst an Teuerung (+ 15%) | — | — | — | 0 - 200 (exception pour familles monoparentales avec plusieurs enfants) | 400 für ein Paar, 200 für Alleinstehende | nein | nein |
| VS | Normes CSIAS2005 | voir autres suppléments | 250 en lien avec un CIS | Suppl. forfaitaire pour chacque personne superieure de 16: 100 (cumulable avec suppl. et franchise, familles monoparentales +100 par enfant inferieur à 4) | 500 | 800 | nein | nein |
| ZG | SKOS-RL 2005 | 100 | 150 - 300 | Alleinerziehendenzulage bei Nichterwerbstätigkeit und Kind jünger als 3 Jahre: 200 | 120 - 600 | 850 | ja | nein |
| ZH | SKOS-RL 2005 | 100 | 100 - 300 | Alleinerziehendenzulage bei Nichterwerbstätigkeit und Kind jünger als 3 Jahre: 200 (7) | 100 - 600 | 850 | ja | ja |

Quelle: SKOS

Freiburg ab 2007: Grundbedarf gemäss SKOS-Richtlinien, MIZ: 100, IZU: 250, Weitere Zulagen: keine, EFB: 400, kumulierter Maximalbetrag Zulagen: 850, Schwelleneffekte: keine
(1) bisher 1 Fall
(2) gemäss Stadt Bern nur bei Krankgeschriebenen und IV-Anmeldungen
(3) gemäss Stadt Basel wird MIZ nur bei Vorliegen eines ärztlichen Zeugnisses, das 100%ige Arbeitzsunfähigkeit attestiert, ausbezahlt
(4) wird gemäss Stadt Basel effektiv v.a. bei Programmen zur beruflichen Eingliederung gewährt
(5) wird gemäss Stadt Chur sehr restriktiv gehandhabt
(6) wird auch in der Sozialhilfe nicht ausbezahlt
(7) Alleinerziehende unter 25 Jahren erhalten nur 100 Fr.
(8) Un supplément mensuel de 200 francs est versé aux ménages comprenant un ou des enfants à charge (art. 3a Arrêté).

■ **Schwelleneffekte**: Bezüglich der Schwelleneffekte bestehen vier Gruppen von Kantonen: (1) Kantone ohne Schwelleneffekte, (2) Kantone mit einem Schwelleneffekt beim Eintritt, (3) Kantone mit einem Schwelleneffekt beim Eintritt und Austritt sowie (4) Kantone mit einem Schwelleffekt beim Eintritt und einem verzögerten Schwelleneffekt beim Austritt (wenn die Einnahmen die Anspruchsgrenze exklusive Einkommensfreibetrag überschreiten, wird der Einkommensfreibetrag noch vier bis sechs Monaten ausbezahlt). Weil ein möglicher Einfluss auf die Ausgabenhöhe gleichzeitig von der Zulagenhöhe abhängt, wurden hier einzig Kantone mit einer Obergrenze für kumulierte Zulagen von 850 Franken miteinander verglichen. Es liessen sich keine signifikanten Unterschiede feststellen.

Diese Ergebnisse sind nicht ganz überraschend. Die Varianz unter den Kantonen ist nicht besonders gross. Die SKOS-Richtlinien werden zwar alles andere als einheitlich umgesetzt, und im Einzelfall kann es selbstverständlich von grosser Bedeutung sein, wie Zulagen und Einkommensfreibeträge festgelegt sind. Auch spielt es für einen Kanton zweifelsohne eine Rolle, ob er beispielsweise einen Einkommensfreibetrag bei 300 oder 600 Franken ansetzt. Doch ist dieser Effekt offensichtlich zu gering, um die teilweise markanten Unterschiede in den Ausgaben pro Empfänger/in *zwischen* den Kantonen zu erklären.

Dazu kommt, dass man von den Normen nicht ohne weiteres auf die Praxis und auf Häufigkeiten schliessen kann: Für die Ausgabenhöhe pro Empfänger/in ist letztlich entscheidend, wie häufig die festgelegten (Maximal-)Beträge auch tatsächlich entrichtet werden. Auf solche Sachverhalte macht auch die Übersicht zur kantonalen Umsetzung der SKOS-Richtlinien aufmerksam: Mehrere Kantonshauptorte haben darauf hingewiesen, dass bestimmte Zulagen restriktiv eingesetzt werden. So werden beispielsweise Minimale Integrationszulagen nur gegen Vorweisen eines Arztzeugnisses entrichtet oder Integrationszulagen vor allem bei der Teilnahme an Programmen zur beruflichen Wiedereingliederung gewährt. Die sehr unterschiedliche Praxis belegt auch der Kennzahlenvergleich der Städteinitiative Sozialpolitik (Salzgeber/Neukomm 2009, 29): Der Anteil der Sozialhilfebeziehenden, die gar keine Zulagen beziehen, schwankte 2007 unter acht Städten (Zürich, Basel, Bern, Winterthur, St. Gallen, Luzern, Schaffhausen, Uster) zwischen 13% (Bern) und 71% (St. Gallen).

**Häufigkeit der Zulagen**: Die oben erwähnten Studien, welche markante Unterschiede in der Handhabung der Anreizinstrumente feststellen, beziehen sich auf ausgewählte Sozialdienste bzw. Städte. Sie eignen sich deshalb nicht für einen kantonalen Vergleich. Jedoch enthält auch die **Empfängerstatistik** Informationen zu den Anreizinstrumenten (Referenz: Stichmonat der Erhebung). In den Jahren 2006 und 2007 liegen jedoch nur für acht bzw. neun Kantone zuverlässige Angaben vor; im Jahr 2008 für 17 Kantone. Auch diese Angaben schwanken von Jahr zu Jahr teilweise noch recht stark oder beruhen auf sehr unterschiedlich grossen Fallzahlen.

Korrelationsanalysen mit dem Anteil der Fälle, welche keine Zulagen erhalten haben und den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in weisen zwar den erwarteten Richtungszusammenhang auf, doch ist der Korrelationskoeffizient gering (2008: -0.204, alle Jahre: -0.136) und nicht signifikant. Dasselbe gilt für Korrelationsanalysen mit dem Anteil Fälle, welche Einkommensfreibeträge bezogen haben (2008: 0.248, alle Jahre: 0.241).

Tabelle 16: Zulagen im Stichmonat der Erhebung, 2006 – 2008

| Kanton | 2006 | | | | | 2007 | | | | | 2008 | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | MIZ | IZU | EFB | keine | Total | MIZ | IZU | EFB | keine | Total | MIZ | IZU | EFB | keine | Total |
| Bern | | | | | | | | | | | 13.4% | 31.2% | 16.8% | 40.0% | 23'575 |
| Basel-Stadt | | | | | | | | | | | 5.8% | 10.2% | 16.3% | 68.5% | 8'188 |
| Freiburg | | | | | | | | | | | 23.2% | 1.5% | 8.5% | 68.1% | 2'962 |
| Genf | 31.0% | 0.0% | 1.8% | 64.3% | 4'745 | 6.9% | 50.4% | 10.0% | 33.1% | 11'886 | | | | | |
| Graubünden | 5.1% | 9.6% | 16.1% | 65.8% | 1'743 | 6.6% | 10.2% | 18.3% | 66.0% | 1'800 | 10.3% | 10.3% | 18.1% | 61.9% | 1'779 |
| Jura | | | | | | 28.4% | 22.7% | 14.8% | 36.6% | 916 | 35.7% | 18.0% | 15.4% | 32.8% | 877 |
| Luzern | | | | | | | | | | | 9.9% | 18.6% | 12.9% | 59.5% | 5'183 |
| Neuenburg | 0.0% | 5.8% | 17.4% | 72.8% | 6'513 | 4.7% | 5.5% | 20.0% | 71.2% | 7'097 | | | | | |
| Nidwalden | 14.3% | 10.9% | 18.2% | 55.0% | 258 | 14.5% | 15.9% | 16.7% | 55.1% | 227 | 10.5% | 15.9% | 17.6% | 57.3% | 239 |
| Obwalden | 7.5% | 6.9% | 17.6% | 62.3% | 159 | 2.6% | 8.7% | 18.5% | 71.3% | 195 | 2.3% | 10.0% | 18.3% | 71.7% | 219 |
| St. Gallen | 1.8% | 8.5% | 9.8% | 75.5% | 1'815 | 0.4% | 5.9% | 10.2% | 83.7% | 6'274 | 0.4% | 5.5% | 9.1% | 85.2% | 6'162 |
| Schaffhausen | 4.7% | 20.9% | 10.1% | 61.4% | 1'147 | 4.2% | 26.1% | 13.0% | 57.8% | 1'121 | 3.0% | 27.1% | 12.3% | 58.3% | 1'151 |
| Solothurn | | | | | | | | | | | 7.9% | 13.4% | 9.7% | 70.9% | 3'834 |
| Schwyz | | | | | | | | | | | 5.2% | 19.4% | 14.3% | 61.4% | 1'243 |
| Thurgau | | | | | | | | | | | 2.1% | 13.7% | 9.3% | 76.4% | 2'219 |
| Uri | | | | | | | | | | | 7.2% | 16.0% | 12.9% | 64.9% | 194 |
| Wallis | 62.3% | 6.5% | 14.0% | 29.8% | 557 | 65.5% | 6.3% | 18.2% | 28.6% | 664 | 50.6% | 6.0% | 18.5% | 40.2% | 2'756 |
| Zug | | | | | | | | | | | 21.0% | 16.2% | 15.0% | 48.8% | 1'221 |

Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik.

## Andere bedarfsabhängige Sozialleistungen

Angaben zum Parallelbezug von Sozialhilfe und anderen bedarfsabhängigen Sozialleistungen können über zwei Datenquellen erschlossen werden:

■ **Empfängerstatistik**: Die Empfängerstatistik enthält Angaben über die Einkommenszusammensetzung der von der Sozialhilfe unterstützten Haushalte (Tabelle 5.2). Eine Einkommenskategorie bilden dabei Bedarfsleistungen, die der Sozialhilfe vorgelagert sind.

■ **Schätzungen für Armutsindikator**: Mehrfachbezüge von Bedarfsleistungen werden bei der Berechnung des Armutsindikators für den soziodemographischen Lastenausgleich im Rahmen der NFA geschätzt (vgl. BFS 2008; Detzel/Salzgeber 2006). Entsprechende Auswertungen, welche die Mehrfachbezüge von Sozialhilfebeziehenden zeigen, wurden uns freundlicherweise vom BFS für die Analysen zur Verfügung gestellt.

**Tabelle 15** zeigt die **Mehrfachbezüge gemäss der Empfängerstatistik**; Kantone mit schlechter Datenqualität bei dieser Information fehlen. Ausgewiesen wird der Anteil der Unterstützungseinheiten, die neben der Sozialhilfe weitere Bedarfsleistungen beziehen. In den meisten Kantonen bewegt sich der Wert zwischen ungefähr 2% und 10%. Sehr tief ist er in den Kantonen Appenzell Innerrhoden und Wallis, wo er regelmässig unter 2% liegt. Anteile von über 20% weisen die Kantone Tessin und Genf aus. Im Tessin dürfte dies vor allem auf das Tessiner Modell der Familienbeihilfen zurückzuführen sein, in Genf auf die Wohnbeihilfen (vgl. Detzel/Salzgeber 2006). In Ausnahmefällen treten in der Zeitreihe sehr grosse Sprünge auf, die schwierig zu erklären scheinen (Appenzell Ausserrhoden 2006/07, Glarus 2007/08, Zug 2007/08).

Tabelle 15: Unterstützungseinheiten der Sozialhilfe mit Bezug anderer Bedarfsleistungen

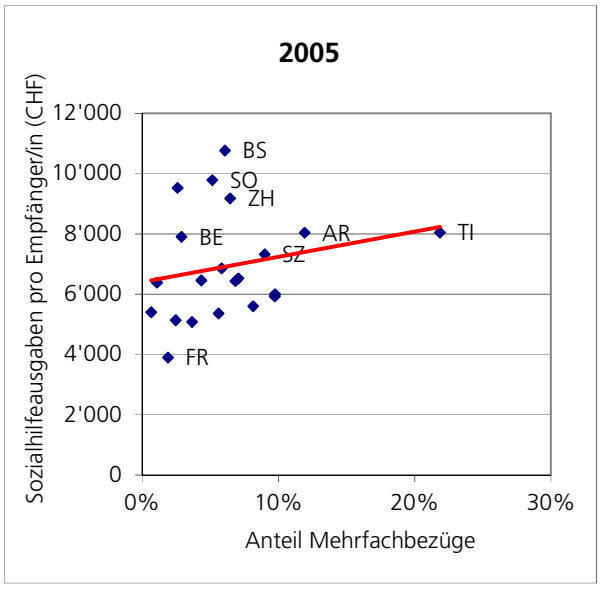
| Kanton | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 |
|---|---|---|---|---|
| Aargau | 7.1% | 7.4% | 7.2% | 7.8% |
| Appenzell Innerrhoden | 1.1% | 1.1% | 1.1% | 1.1% |
| Appenzell Ausserrhoden | 11.9% | 8.3% | 3.3% | 3.2% |
| Bern | 2.9% | 2.2% | 2.4% | 3.1% |
| Basel-Land | | | | |
| Basel-Stadt | 6.1% | 5.4% | 7.2% | 4.7% |
| Fribourg | 1.9% | 2.4% | 4.6% | 4.7% |
| Genève | | | | 21.5% |
| Glarus | 11.5% | 9.5% | 11.1% | 2.2% |
| Graubünden | 2.6% | 3.7% | 4.4% | 5.4% |
| Jura | 2.5% | 4.3% | 8.8% | 7.7% |
| Luzern | 9.8% | 11.5% | 12.0% | 8.9% |
| Neuchâtel | 5.8% | 5.5% | 4.4% | 4.4% |
| Nidwalden | 6.8% | 5.4% | 4.6% | 6.7% |
| Obwalden | 9.7% | 12.2% | 15.4% | 11.6% |
| St. Gallen | 3.7% | 4.3% | 4.7% | 4.3% |
| Schaffhausen | 5.6% | 6.3% | 9.4% | 6.9% |
| Solothurn | 5.2% | 3.8% | 3.1% | 4.4% |
| Schwyz | 9.0% | 8.6% | 6.8% | 8.0% |
| Thurgau | 8.2% | 7.8% | 7.5% | 9.3% |
| Tessin | 21.8% | 21.3% | 22.7% | 22.2% |
| Uri | 4.3% | 6.6% | 5.7% | 4.4% |
| Vaud | | | | 1.8% |
| Valais | 0.7% | 1.1% | 0.9% | 1.4% |
| Zug | | | 5.7% | 13.3% |
| Zürich | 6.5% | 7.2% | 7.5% | 4.8% |

Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik.

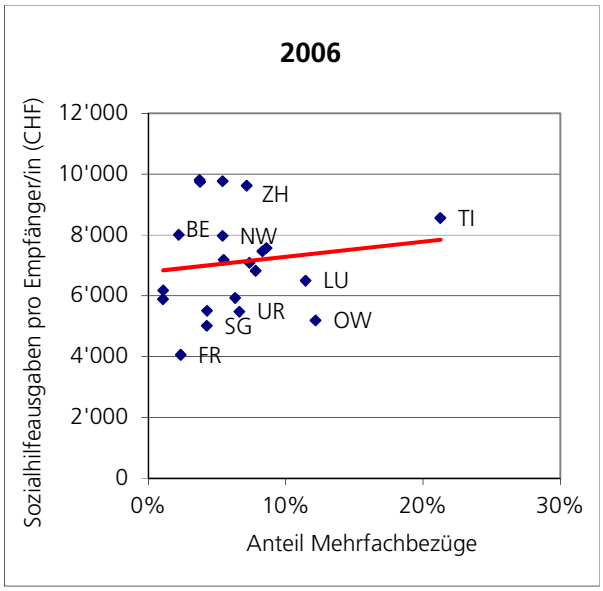
Wie die Streudiagramme und Korrelationskoeffizienten in **Abbildung 24** zeigen, kann die Hypothese nicht bestätigt werden, dass mit steigendem Anteil der Mehrfachbezüge die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in sinken. Auch eine Korrelationsanalyse, welche die Daten aller vier Jahre umfasst, führt zu keinen signifikanten Ergebnissen. Bis zu einem gewissen Grad mag dies damit zu tun haben, dass die Kantone Tessin und Genf (2008) als «Ausreisser» mit sehr hohen Mehrfachbezugsquoten keine proportional tieferen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in verzeichnen. Doch auch unter den übrigen Kantonen zeigen sich keine klaren Muster. Insgesamt sind die Korrelationskoeffizienten sehr schwach und nicht signifikant.

Es ist wichtig darauf hinzuweisen, dass hier in einem Querschnitt das Leistungsniveau der Sozialhilfe zwischen den Kantonen verglichen wird. Nur diesbezüglich können wir festhalten, dass sich kein statistischer Zusammenhang zwischen dem Ausmass an Mehrfachbezügen und den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in beobachten lässt. Anders dürfte es sich verhalten, wenn man einen einzelnen Kanton im Längsschnitt betrachtet: Selbstverständlich ist zu erwarten, dass die Sozialhilfeausgaben pro Kopf abnehmen, wenn in einem Kanton der Anteil der Sozialhilfeempfänger/innen, die gleichzeitig andere Bedarfsleistungen beziehen, von einem Jahr zum anderen stark steigt (z.B. wegen rechtlicher Änderungen der Anspruchskriterien oder der Einführung einer neuen Bedarfsleistung). Bloss: Im Querschnittvergleich zwischen den Kanton spielen solche Effekte keine Rolle mehr. Andere Faktoren, welche die Höhe der Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in beeinflussen, scheinen offensichtlich viel stärker.

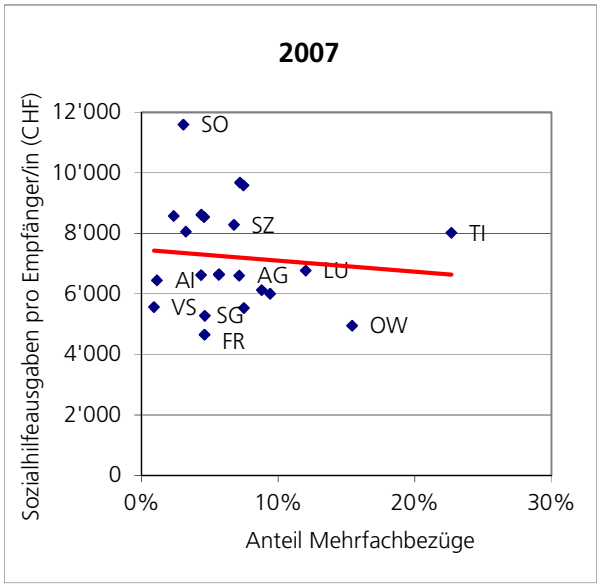
Abbildung 24: Anteil Mehrfachbezüge (Unterstützungseinheiten) und Kosten pro Empfänger/in



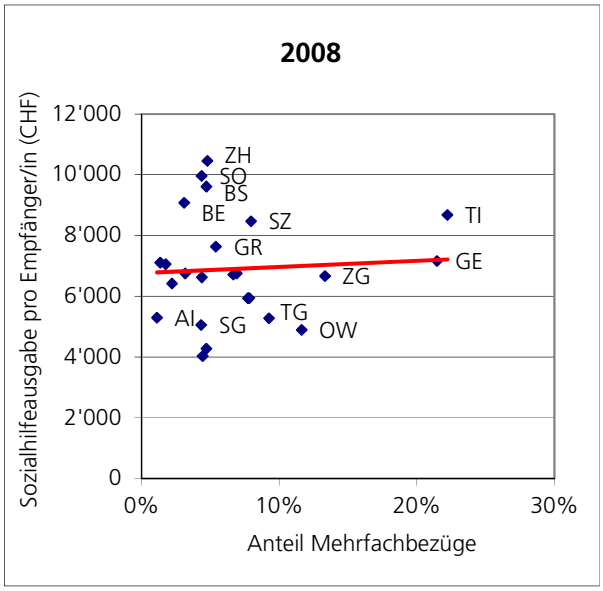

Korrelationskoeffizient (Pearson) =0.220, nicht signifikant;
ohne BL, GE, GL, VD, ZG
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik.




Korrelationskoeffizient (Pearson) =0.132, nicht signifikant;
ohne BL, GE, GL, VD, ZG
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik.




Korrelationskoeffizient (Pearson) =-0.101, nicht signifikant;
ohne BL, GE, GL, VD
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik.




Korrelationskoeffizient (Pearson) =-0.073, nicht signifikant;
ohne BL, GL
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik.

Erklärungen für diesen Sachverhalt fallen nicht ganz einfach. Am plausibelsten scheint, dass die Leistungen der vorgelagerten Bedarfsleistungen in einigen Kantonen sehr gering ausfallen, so dass die Sozialhilfe nur geringfügig entlastet wird. Im Fall von Wohnbeihilfen wäre zudem möglich, dass die vorgelagerten Bedarfsleistungen Ausgabenposten der Sozialhilfe reduzieren, welche die Sozialhilfebeziehenden im kantonalen Vergleich ohnehin schon überproportional stark belasten. Schliesslich zeigen die Detailtabellen der Empfängerstatistik, dass die Mehrfachbezüge in einzelnen Kantonen bei Kollektivhaushalten besonders verbreitet sind. Hier dürfte es sich um Ergänzungsleistungen zur IV handeln, die bei Heimaufenthalten zum Tragen kommen, während in anderen Kantonen die Sozialhilfe bei Heimaufenthalten womöglich stärker über Objektfinanzierungen entlastet wird.

Die **Datenbasis des Armutsindikators** erwies sich für die Analysen grundsätzlich weniger geeignet als die Empfängerstatistik. Weil die Mehrfachbezüge basierend auf Erfahrungswerten und Einzelstudien geschätzt werden, gibt es im Verlauf der Zeit nur wenig Veränderung: Abweichungen gegenüber dem Vorjahr treten vor allem dann auf, wenn sich die Zahl der Bedarfsleistungen in einem Kanton verändert hat und deshalb die Schätzung der Mehrfachbezüge angepasst wird. Auch ist die Varianz zwischen den Kantonen gering; bei fast der Hälfte wird angenommen, dass 4.7% der Sozialhilfeempfänger/innen eine zusätzliche Bedarfsleistung beziehen. Für die Analyse wurden die Kantone in zwei Gruppen geteilt – solche mit einem geschätzten Anteil von maximal 4.7% Mehrfachbezüger/innen und solche mit einem höheren Anteil. Zwischen diesen beiden Gruppen zeigen sich keine signifikanten Unterschiede in der Ausgabenhöhe pro Empfänger/in.

## 4.4 Preisniveau

### 4.4.1 Hypothesen

Es ist zu erwarten, dass die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in umso grösser ausfallen, je höher das kantonale Preisniveau ist (BFS 2010). Unter den Personen, die neben der Sozialhilfe noch andere Einkommensquellen haben, dürfte der Effekt tendenziell weniger ausgeprägt (oder nicht vorhanden) sein, weil zu vermuten ist, dass auch das Lohnniveau und das Niveau der Bedarfsleistungen den kantonal unterschiedlichen Lebenshaltungskosten angepasst sind.

Kantonale Preisindizes sind in der Schweiz nicht vorhanden (vgl. Oesch/Schärrer 2009). Gleichwohl gibt es mehrere Datenquellen, die Rückschlüsse auf die Lebenshaltungskosten zulassen und die Überprüfung entsprechender Hypothesen erlauben.

**Wohnungsmieten**

Die Ausgaben für die Miete machen einen grossen Teil des Budgets von Sozialhilfebeziehenden aus. Daher liegt die Hypothese nahe, dass die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in um so höher ausfallen, je höher das kantonale Mietzinsniveau ist.

Es gibt drei Datenquellen, die Angaben über die kantonalen Mietzinse enthalten:

- a) Die durchschnittlichen Mieten gemäss der Mietpreisstrukturerhebung 2003 (BFS)
- b) Die von Wüest & Partner erhobenen Angebotsmietzinse, die für jedes Jahr einzeln vorliegen
- c) Die Angaben der Sozialhilfestatistik zu den von Sozialhilfebeziehenden bezahlten Wohnungsmieten

Wir konzentrieren uns für die Auswertungen auf die Angaben a) und c). Die Angebotsmietzinse von Wüest & Partner wären zwar sehr aktuell und sind nach MS-Regionen aufgegliedert, was allenfalls erlauben würde, nach der Stadt-Land-Verteilung von Sozialhilfebeziehenden zu gewichten. Dies wäre allerdings mit beträchtlichem Aufwand verbunden. Zudem sind die Angebotsmietzinse kein sehr zuverlässiger Indikator für die Gesamtheit der tatsächlich bezahlten Wohnungsmieten, weil etliche Mieter/innen schon längere Zeit in ihren Wohnungen (mit tendenziell tieferen Mietzinsen) leben.

In welchem Ausmass die Mietzinsangaben in der Empfängerstatistik mit dem kantonalen Mietzinsniveau übereinstimmen, wird zu prüfen sein. Der Vergleich der Durchschnittsmieten und der von Sozialhilfebeziehenden tatsächlich bezahlten Mieten dürfte sehr aufschlussreich sein. Denn wir können nicht davon ausgehen, dass Sozialhilfebeziehende in allen Kantonen einen vergleichbaren Zugang zu (günstigem) Wohnraum haben. Analysen für die Stadt Zürich zeigen allerdings eine recht hohe Übereinstimmung zwischen den Durchschnittsmieten und den realen Mietkosten von Sozialhilfebeziehenden (vgl. Stutz u.a. 2006).

### Prämien der obligatorischen Krankenversicherung

Ein weiterer sehr wichtiger – und kantonal unterschiedlicher – Ausgabenposten für arme und armutsgefährdete Haushalte sind die Prämien der obligatorischen Krankenversicherung. Mangels verfügbarerer Datenquellen mussten wir allerdings darauf verzichten, den Einfluss dieses Faktors auf die Höhe der Sozialhilfeausgaben zu überprüfen. Zwar bestehen sehr wohl Statistiken zur durchschnittlichen Prämienhöhe in den Kantonen.[27] Entscheidend ist jedoch, dass die Prämien für die obligatorische Krankenversicherung nicht direkt auf die Sozialhilfeausgaben durchschlagen, sondern von zwei Faktoren abhängig sind:

■ Erstens ist kantonal unterschiedlich geregelt, in welchem Ausmass der Staat die Krankenkassenprämien von Sozialhilfebeziehenden übernimmt. Balthasar und Kaufmann (2006) unterscheiden vier Regelungen: (a) vollständige Übernahme der effektiven Prämie; (b) Übernahme der kantonalen Durchschnittsprämie; (c) Übernahme einer von den kantonalen Behörden festgesetzten Richtprämie (in der Regel tiefer als die Durchschnittsprämie); (d) Übernahme eines Teils (z.B. 90%) der kantonalen Durchschnittsprämie.
■ Zweitens – und wichtiger – scheint es kantonal unterschiedlich geregelt, in welchem Ausmass die Sozialhilfe und die kantonale Ausgleichskasse für den (zu deckenden) Prämienbetrag von Sozialhilfebeziehenden aufkommen. Darauf deuten erste Recherchen im Rahmen des Auftrags.

Selbst wenn die Kostenaufteilung zwischen Sozialhilfe und Ausgleichskasse bekannt wäre, wäre es relativ aufwändig, die kantonal unterschiedlichen Belastungen der Sozialhilfe zu berechnen. Zu diesem Zweck müsste für jeden Kanton und jedes Jahr von den tatsächlich bezahlten Prämien (oder der durchschnittlichen kantonalen Prämie) die maximale Prämienverbilligung abzogen werden; offen stünde zudem, für welchen Haushaltstyp diese Berechnungen durchgeführt würden.

Zu Testzwecken haben wir gleichwohl einfache bivariate Auswertungen durchgeführt, welche den statistischen Zusammenhang zwischen der durchschnittlichen kantonale Prämienhöhe und den durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in berechnen.[28] Über alle Jahre (2005 bis 2008) hinweg zeigt sich ein schwacher Zusammenhang ($R^2$=0.302, signifikant auf dem 1%-Niveau). Auswertungen für einzelne Jahre führen lediglich für 2008 einen signifikanten Zusammenhang zu Tage, dies jedoch mit einem überraschend hohen Korrelationskoeffizienten ($R^2$=0.488, signifikant auf dem 5%-Niveau). Wegen der unzureichenden Operationalisierung und des schwachen Zusammenhangs wurde diese Variable nicht in das multivariate Modell aufgenommen.

### Städtisches Wohnumfeld

Die Lebenshaltungskosten variieren nicht nur zwischen, sondern auch innerhalb der Kantone. Im städtischen Umfeld sind insbesondere die Wohnungsmieten, aber auch andere Bedarfsgüter teurer als in ländlichen Gemeinden. Wir formulieren daher die Hypothese: Je grösser der Anteil der Sozialhilfebeziehenden eines Kantons, die in einem städtischen Umfeld leben, desto grösser die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in.

---

[27] Statistiken der obligatorischen Krankenversicherung 2005 – 2008, abrufbar auf der Homepage des Bundesamtes für Gesundheit (http://www.bag.admin.ch/themen/krankenversicherung/01156/index.html; heruntergeladen am 12.1.2011).

[28] Grundsätzlich stehen zwei Variablen zur Verfügung: die kantonale monatliche Durchschnittsprämie für erwachsene Personen (ab 26 Jahren) und die kantonale Durchschnittsprämie pro Versicherten pro Jahr. Die zweite Variable fällt je nach Kanton um ca. 26 bis 30 Prozent tiefer aus und weist eine leicht stärkere Korrelation mit den durchschnittlichen Ausgaben pro Sozialhilfempfänger/in aus. Die im Folgenden referierten Ergebnisse beziehen sich auf diese Variable.

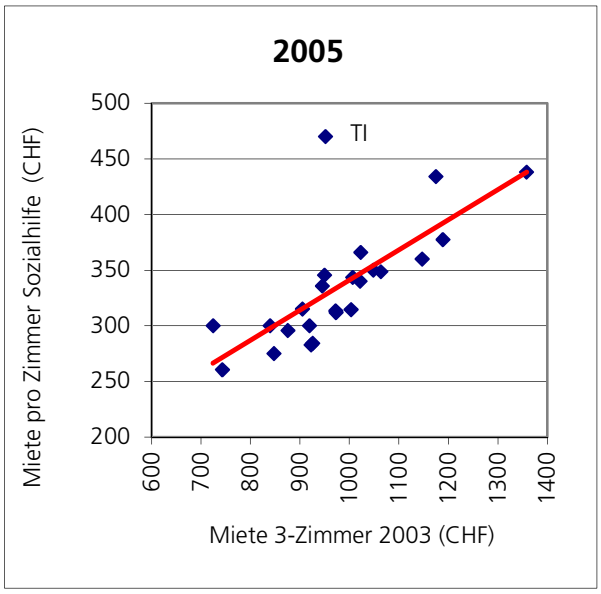
BASS

## 4.4.2 Bivariate Auswertungen

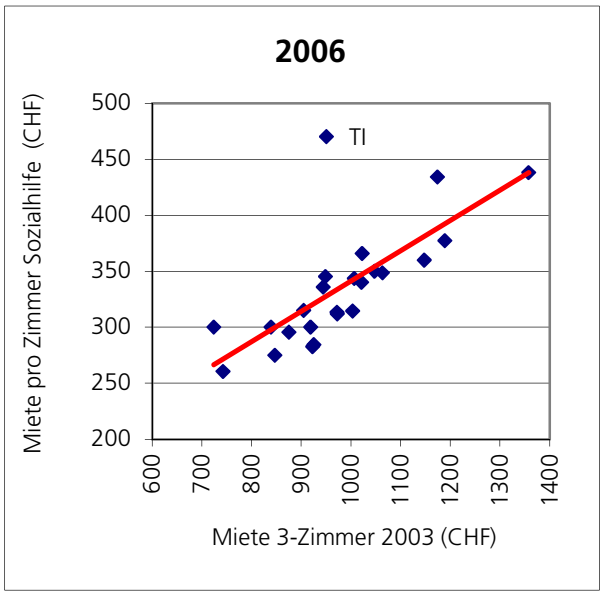
### Wohnungsmieten

Bei den Analysen der Wohnungsmieten wurde zunächst geprüft, wie sich die durchschnittlichen Mieten im gesamten Kanton und die Mieten der Sozialhilfebeziehenden zueinander verhalten. Die kantonalen Mieten wurden der Mietpreisstrukturerhebung 2003 entnommen. Dabei wurde der Mietpreis einer 3-Zimmer-Wohnung gewählt, weil der durchschnittliche Mietpreis aller Wohnungen durch die Struktur des Wohnungsangebots (Anteil Kleinwohnungen) beeinflusst sein könnte. Für die Sozialhilfebeziehenden wurde der durchschnittliche Preis pro Zimmer verwendet, der in der Empfängerstatistik vorliegt.

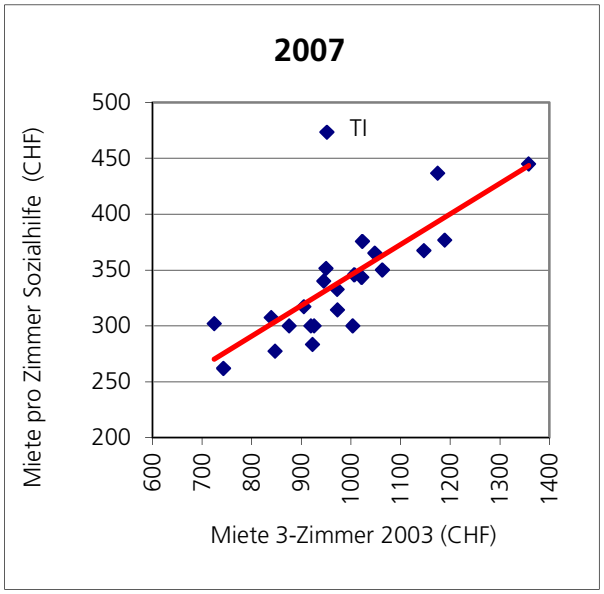
Abbildung 25: Kantonale Mieten 2003 und Mieten der Sozialhilfebeziehenden



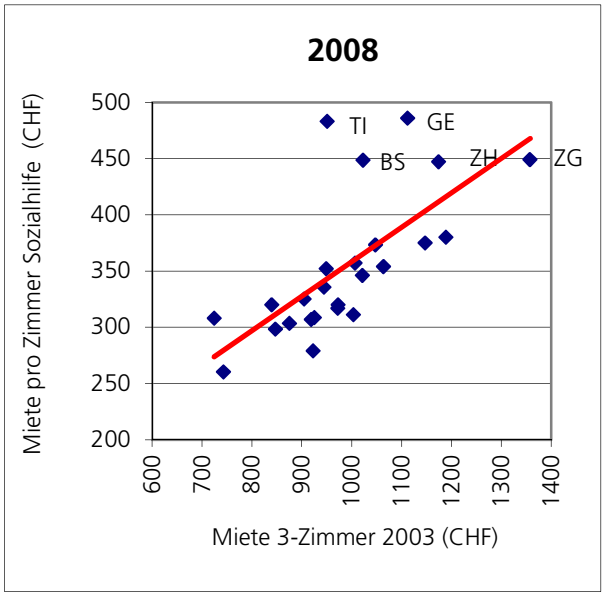

Korrelationskoeffizient (Pearson) =0.723, signifikant auf dem 1%-Niveau; ohne BL, GE
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Mietpreisstrukturerhebung.




Korrelationskoeffizient (Pearson) =0.723, signifikant auf dem 1%-Niveau; ohne BL, GE
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Mietpreisstrukturerhebung.




Korrelationskoeffizient (Pearson) =0.721, signifikant auf dem 1%-Niveau; ohne BL, GE
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Mietpreisstrukturerhebung.

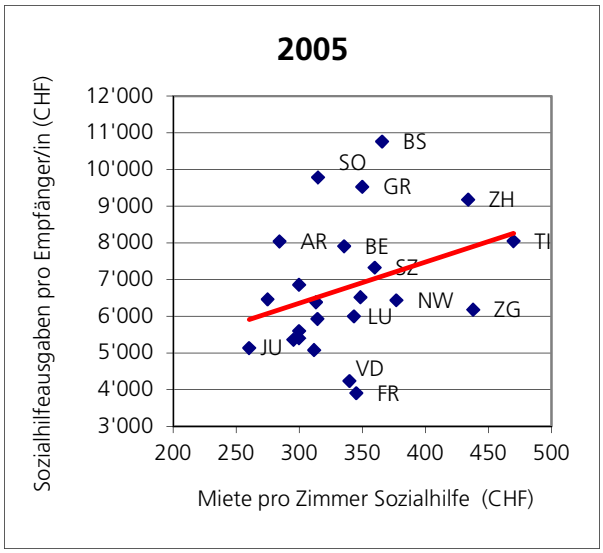



Korrelationskoeffizient (Pearson) =0.683, signifikant auf dem 1%-Niveau; ohne BL
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Mietpreisstrukturerhebung.

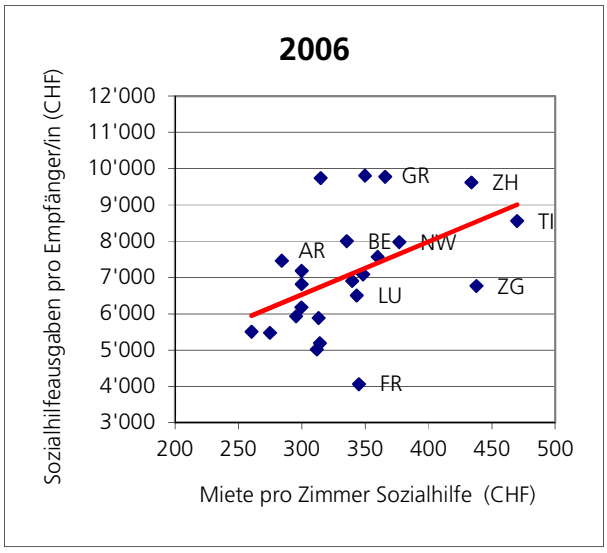
Die Angaben der Mietzinsstrukturerhebung 2003 wurden in vier separaten Auswertungen mit den Angaben der Empfängerstatistiken 2005 bis 2008 korreliert, wobei die jährlichen Veränderungen der Mietausgaben der Sozialhilfebeziehenden verhältnismässig gering sind. In allen vier Auswertungen zeigen sich deutliche Zusammenhänge: Offensichtlich spiegeln die von Sozialhilfebeziehenden bezahlten Mieten das kantonale Mietzinsniveau recht zuverlässig wieder. Wie die Streudiagramme zeigen, gibt es in den Jahren 2005 bis 2007 nur einen Ausreisser: Im Kanton Tessin sind die Mieten für Sozialhilfebeziehende – gemessen am kantonalen Niveau – überdurchschnittlich hoch. Auch mit diesem Ausreisser beträgt der Korrelationskoeffizient aber in allen drei Jahren ungefähr 0.72; ohne den Kanton Tessin sogar 0.88. Erst im Jahr 2008 ist der statistische Zusammenhang schwächer ($R^2$=0.683). Neben dem Kanton Tessin gibt es mit den Kantonen Genf und Basel-Stadt zwei weitere Kantone, in welchen Sozialhilfebeziehende scheinbar überdurchschnittlich hohe Mietpreise zahlen. Allerdings ist zu beachten, dass zwischen der Mietpreisstrukturerhebung 2003 und der Empfängerstatistik 2008 fünf Jahre liegen. Es wäre deshalb möglich, dass in den Kantonen Basel und Genf die Mieten tatsächlich überdurchschnittlich stark gestiegen sind, sich dies aber nur in den aktuellen Daten der Empfängerstatistik abbildet.

Wie eng ist nun der statistische Zusammenhang zwischen den Mietpreisen der Sozialhilfebeziehenden und den Ausgaben pro Empfänger/in? **Abbildung 26** zeigt die Streudiagramme aller vier Jahre (2005 – 2008). Der Korrelationskoeffizient schwankt zwischen 0.329 (im Jahr 2005) und 0.516 (im Jahr 2008), ist allerdings nur für 2006 und 2008 signifikant. Nimmt man alle vier Jahre zusammen, so erhält man einen signifikanten Korrelationskoeffizienten von 0.418.

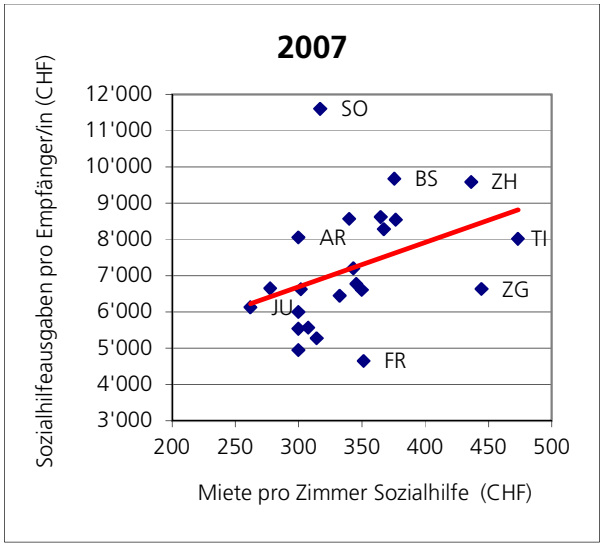
Abbildung 26: Mieten der Sozialhilfebeziehenden und Ausgaben pro Empfänger/in



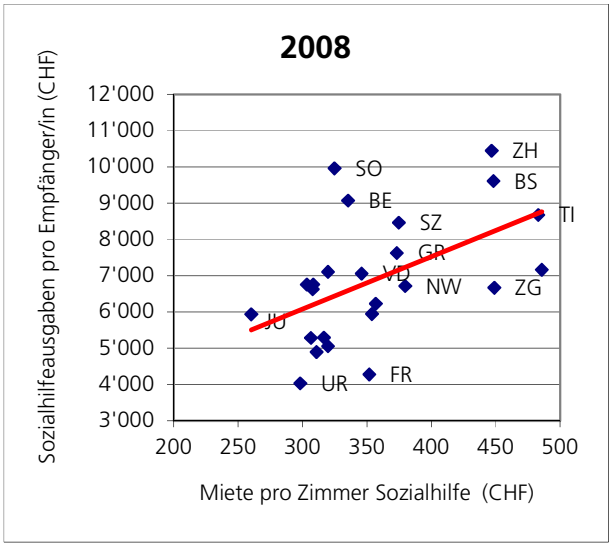

Korrelationskoeffizient (Pearson) =0.329, nicht signifikant; ohne BL, GE, GL
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Mietpreisstrukturerhebung.




Korrelationskoeffizient (Pearson) =0.471, auf 5%-Niveau zweiseitig signifikant; ohne BL, GE, GL
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Mietpreisstrukturerhebung.




Korrelationskoeffizient (Pearson) =0.379, nicht signifikant; ohne BL, GE, GL
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, BFS/Mietpreisstrukturerhebung.




Korrelationskoeffizient (Pearson) =0.516, auf 1%-Niveau zweiseitig signifikant; ohne BL, GL
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, BFS/Mietpreisstrukturerhebung.

## Städtisches Wohnumfeld

Die Standardtabellen der Sozialhilfestatistik führen den Anteil der Sozialhilfebeziehenden auf, die in Gemeinden mit mehr als 10'000 Einwohner/innen leben. Betrachtet man alle Jahre von 2005 bis 2008 zusammen, so zeigt sich der erwartete Zusammenhang: Je grösser der Anteil der Sozialhilfebeziehenden in Gemeinden mit mehr als 10'000 Einwohner/innen ist, desto höher fallen die Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in aus (Korrelationskoeffizient: 0.478, auf dem Niveau von 5% zweiseitig signifikant). Nimmt man die einzelnen Jahre in den Blick, so liegt 2005 bis 2007 keine signifikante Korrelation vor; 2008 dann jedoch eine überraschend starke (Korrelationskoeffizient: 0.541, auf dem Niveau von 1% zweiseitig signifikant).

## 4.5 Multivariate Analysen

In den vorangegangenen Abschnitten 4.2 bis 4.4 haben wir in bivariaten Auswertungen geprüft, welche Faktoren dafür verantwortlich sind, dass sich die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in von Kanton zu Kanton relativ stark unterscheiden. Dabei wurden drei Gruppen von Erklärungsfaktoren in den Blick genommen: die soziodemographische Struktur der Sozialhilfebeziehenden, die institutionellen Rahmenbedingungen (Ausgestaltung des Bedarfsleistungssystems) und das kantonale Preisniveau.

Wie schon bei den Untersuchungen zur Sozialhilfequote wird der Einfluss der einzelnen Erklärungsfaktoren nun in multivariaten Analysen geprüft. Denn die bivariaten Analysen vermitteln nur erste Eindrücke über den Zusammenhang zwischen den Erklärungsfaktoren und den Ausgaben pro Empfänger/in. Sie lassen offen, welchen Einfluss ein Erklärungsfaktor hat, wenn gleichzeitig die Wirkungen anderer Variablen berücksichtigt werden.

Weil wir die Sozialhilfequote in zwei Teile zerlegt hatten, umfassten die multivariaten Analysen dieses Teils der Untersuchung zwei Regressionen: Regression 1 beschäftigte sich mit der Eintrittsquote, Regression 2 mit der Verbleibensquote bzw. der Austrittswahrscheinlichkeit. Für die Erklärung der Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in führen wir lediglich eine Regression – Regression 3 – aus. Sie gliedert sich jedoch erneut in zwei Etappen: Regression 3a befasst sich mit dem Einfluss der Empfängerstruktur (Abschnitt 4.5.1), Regression 3b mit den Variablen zur Wirtschaftsstruktur und den institutionellen Rahmenbedingungen (Abschnitt 4.5.2).[29]

### 4.5.1 Wirkungen der Empfängerstruktur

**Entwicklung des Modells**

Ursprünglich war vorgesehen, Regression 3a zur Bedeutung der Empfängerstruktur in mehreren Schritten zu entwickeln. In einem **ersten Schritt** sollte eine Regression durchgeführt werden, die für die gesamte Schweiz die durchschnittlichen Ausgaben für unterschiedliche Typen von Empfänger/innen schätzt. In einem **zweiten Schritt** sollten darauf basierend die Ausgaben berechnet werden, die den Kantonen entstehen würden, wenn ihre Ausgaben pro Typ von Empfänger/in dem gesamtschweizerischen Durchschnitt entsprechen würden. Aus diesen Informationen sollten in einem **dritten Schritt** die Wirkungen der Empfängerstrukturen und die verbleibenden kantonalen Effekte abgeleitet werden.

Bei der konkreten Durchführung dieser Analyse zeigte sich nun allerdings, dass **die Ergebnisse der Regression nicht den Erwartungen entsprachen**. In mehreren Fällen resultierten negative Ausgaben: Würde man die Resultate als durchschnittliche Ausgaben interpretieren, so hätten die betreffenden Sozialhilfebeziehenden also dem Staat Geld bezahlt – und nicht umgekehrt.

Dieses Ergebnis ist darauf zurückzuführen, dass die Variablen zur Empfängerstruktur in der Regression offensichtlich als **«instrumentelle» Variablen** wirkten: Das heisst als Variablen, hinter denen sich andere Variablen verbergen, die aber nicht im Modell enthalten sind. Bei diesen verborgenen Variablen dürfte es sich nun genau um die kantonalen Effekte handeln, die man erst in den folgenden Schritten hätte schätzen wollen. Mit anderen Worten: Offensichtlich sind die Empfängerstrukturen und die kantonalen Effekte eng miteinander korreliert. Deshalb verwendet das Regressionsmodell die unterschiedlichen Empfängerstrukturen nicht, um – wie eigentlich von uns vorgesehen – die durchschnittlichen Ausgaben pro Typ von Empfänger/in für die gesamte Schweiz zu schätzen, sondern «direkt» die Ausgabenunterschiede zwischen den Kantonen zu erklären.

[29] Für einen Überblick über das Gesamtmodell vgl. auch Abbildung 2 und Abbildung 3 in der Einleitung.

Aus diesem Grund musste das **Vorgehen geändert** werden: Neu wurde die Regressionsanalyse mit einem **Iterationsverfahren** durchgeführt. Die Startwerte für die kantonalen Effekte wurden aus Tabelle 6.5 der Standardauswertungen gewonnen, welche die durchschnittlichen Ausgaben pro Falltyp (Fallstruktur) für alle Kantone enthält.

### Ergebnisse

**Tabelle 17** zeigt nun die Ergebnisse dieser mit dem Iterationsverfahren durchgeführten Regression. Die Resultate konvergierten nach der sechsten Iteration. Die berücksichtigten Merkmale sind die Fallstruktur, der Erwerbsstatus, der Bildungsstand, die Nationalität, die Deckungsquote und das Alter, wobei bezüglich des Alters zwischen Personen vor und nach Erreichen des Rentenalters unterschieden wurde. Als Referenz diente eine Person mit den folgenden Merkmalen: Sie ist ein Ein-Personen-Fall, ist Schweizer/in, hat einen nachobligatorischen Bildungsabschluss und ist erwerbstätig; aus dem letzteren Sachverhalt folgt, dass sie das Rentenalter noch nicht erreicht hat und die Deckungsquote der Sozialhilfe weniger als 100 Prozent beträgt.

Tabelle 17: Regressionsanalyse zur Erklärung der kantonal unterschiedlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in, 2005 – 2008

| | | Koeffizient | t-Statistik | p-Wert |
|---|---|---|---|---|
| | Konstante | 15'596 | 6.749 | 0.000 ** |
| Fallstruktur | Paar ohne Kind | -8'272 | -1.582 | 0.118 |
| | Paar mit Kind(ern) | -7'273 | -3.079 | 0.003 ** |
| | Alleinerziehende | -11'737 | -3.796 | 0.000 ** |
| | Heime | 7'612 | 1.728 | 0.088 |
| | Besondere Wohnformen | 18'749 | 2.743 | 0.008 ** |
| Erwerbsstatus | Erwerbslose | -2'922 | -1.567 | 0.121 |
| | Nichterwerbspersonen | -2'898 | -2.241 | 0.028 * |
| Bildung | Ausbildungslose | -1'866 | -2.029 | 0.046 * |
| Nationalität | Ausländer/innen | -1'940 | -1.109 | 0.271 |
| Alter | Rentenalter | -3'745 | -0.623 | 0.535 |
| Einkommen | Deckungsquote 100 Prozent | 821 | 1.645 | 0.104 |

* Ergebnis auf dem Niveau von 5% signifikant
** Ergebnis auf dem Niveau von 1% signifikant
N=94; Regression nach der 6. Iteration; $R^2 = 0.430$
Referenz: Ein-Personen-Fall, erwerbstätig, nachobligatorischer Bildungsabschluss, Schweizer/in, Deckungsquote < 100 Prozent, vor Rentenalter
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Die Tabelle kann nun folgendermassen gelesen werden: Die Konstante bezeichnet die Sozialhilfeausgaben, welche die Referenzperson im gesamtschweizerischen Durchschnitt bezieht. Im beobachteten Zeitraum entspricht dies einem Betrag von rund 15'600 Franken pro Jahr. Die Koeffizienten der einzelnen Variablen bezeichnen die Abweichungen in Franken, die sich ergeben, wenn eine Person im entsprechenden Merkmal von der Referenzperson abweicht. Wie zu erwarten war, spielt erneut die Haushaltsgrösse eine wichtige Rolle: In Mehrpersonenhaushalten (Alleinerziehende, Paare mit und ohne Kinder) fallen die Ausgaben pro Empfänger/in geringer aus als in Einpersonenhaushalten, bei den Alleinerziehenden kommt man beispielsweise auf einen Betrag von 3859 Franken pro Person (15'596 Fr. minus 11'737 Fr.). Bei Paaren ohne Kinder ist das Ergebnis allerdings nicht signifikant; auch überrascht dort, dass der Effekt stärker ausfällt als bei Paaren mit Kindern. Markant höhere Ausgaben – dies war in den bivariaten Analysen nicht zu sehen – haben zudem Personen in besonderen Wohnformen.

Erstaunlich mutet an, dass Personen, die nicht erwerbstätig sind, scheinbar leicht geringere Beiträge beziehen als erwerbstätige Personen – wobei das Ergebnis einzig für die Nichterwerbspersonen signifikant

ist. Möglich wäre, dass Nichterwerbspersonen häufiger über andere Einkommensquellen – etwa Sozialversicherungsleistungen (z.B. Invalidenversicherung) verfügen. Ebenfalls geringere Leistungen verzeichnen Personen ohne nachobligatorischen Bildungsabschluss. Bezüglich der Staatsangehörigkeit, des Alters (vor/im Rentenalter) und der Deckungsquote ergeben sich keine signifikanten Resultate.

**Nicht in das Modell aufgenommen** wurde der Zivilstand, weil diese Variable sehr eng mit der Fallstruktur korreliert. Aus demselben Grund wurde darauf verzichtet, die Alterskategorien näher zu differenzieren und beispielsweise die 0- bis 17-Jährigen als eigene Gruppe zu berücksichtigen. Zusätzliche Analysen zeigen, dass die Effekte je nach Altersgruppe sehr verschieden ausfallen, was stark darauf hinweist, dass sich hier hauptsächlich andere als reine Alterseffekte abbilden. Schliesslich wurde auch das Geschlecht ausgeklammert, weil Modelltests zeigten, dass die Varianz zu gering ist und die Regressionen deshalb zu keinen brauchbaren Ergebnissen führen.

### 4.5.2 Erklärung der kantonalen Effekte

Womit lassen sich die verbleibenden Ausgabenunterschiede erklären? Die bivariaten Analysen haben gezeigt, dass es schwer fällt, aussagekräftige Variablen zu finden, welche die Bedeutung der Wirtschaftsstruktur und der institutionellen Rahmenbedingungen für die Leistungshöhe der Sozialhilfeausgaben erhellen. Die Regression enthält deshalb nur wenige Variablen: Das Mietzinsniveau, den Anteil an Sozialhilfebeziehenden in Gemeinden mit mehr als 10'000 Einwohner/innen und den Anteil an abgeschlossenen Fällen.[30]

Tabelle 18: Regressionsanalyse zur Erklärung der kantonalen Effekte, 2005 – 2008

| | Koeffizient | t-Statistik | p-Wert |
|---|---|---|---|
| Konstante | -9.232 | -0.247 | 0.805 |
| Mietzinsniveau | 0.315 | 2.196 | 0.031 * |
| Städte (> 10'000 Einwohner/innen) | 0.312 | 3.746 | 0.000 ** |
| Austritte aus Sozialhilfe | -0.754 | -2.057 | 0.043 * |
| Jahr | 0.005 | 0.268 | 0.789 |

* Ergebnis auf dem Niveau von 5% signifikant
** Ergebnis auf dem Niveau von 1% signifikant
N=88; $R^2$ = 0.276
Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

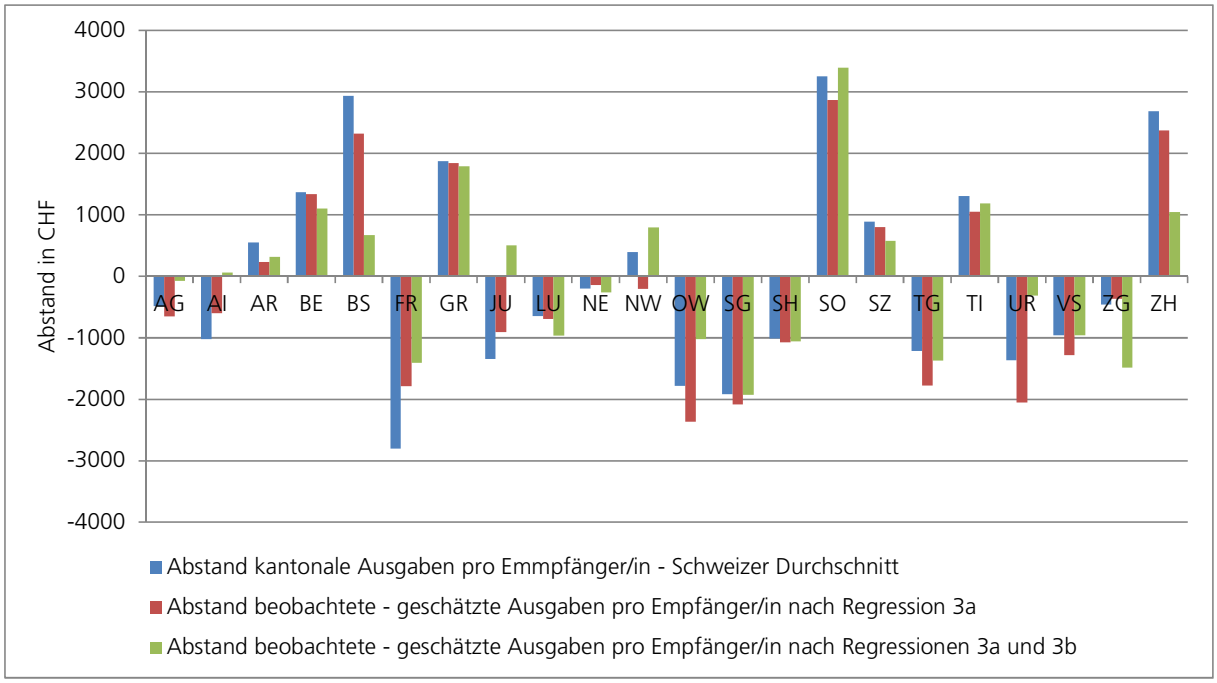
Für alle drei Erklärungsfaktoren lassen sich die erwarteten Zusammenhänge feststellen: Die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in steigen mit dem **Mietzinsniveau** und dem Anteil an Sozialhilfebeziehenden, die in einem **städtischen Umfeld** leben. Umgekehrt sinken die durchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in, je grösser der **Anteil an Personen ist, die sich von der Sozialhilfe ablösen**. Dies entspricht den Erwartungen, weil mit einer zunehmenden «Abgangsquote» für das betreffende Jahr auch die durchschnittliche kantonale Bezugsdauer abnehmen dürfte.

[30] Thematisch gehört der Anteil an abgeschlossenen Fällen eigentlich der Empfängerstruktur zugeordnet. Dass die Variable «erst» in Regression 3b aufgenommen wird, ist einem technischen Aspekt geschuldet: Wir gehen davon aus, dass es sich – im Unterschied zu den in Regression 3a berücksichtigten Variablen – nicht um Variablen mit einer additiven Wirkung, sondern einer multiplikativen Wirkung handelt. Das heisst, sie verändern die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in nicht um einen bestimmten Betrag (z.B. 1000 Fr.), sondern einen bestimmten Faktor (z.B. 10%).

### 4.5.3 Erklärungskraft der Regression

**Abbildung 27** zeigt die **beobachteten und unerklärten Abweichungen** der Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in, wenn man die Regressionen 3a und 3b zusammenfügt. In zwei Kantonen (AG, AI) vermag die Regressionsanalyse die tatsächlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in fast perfekt zu erklären. In zehn Kantonen (AR, BE, BS, GR, JU, NW, SO, SZ, TI, ZH) unterschätzt die Regressionsanalyse die tatsächlichen Ausgaben; d.h. es gibt einen unerklärten Betrag im «positiven» Bereich. In ebenfalls zehn Kantonen dagegen (FR, LU, NE, OW, SG, SH, TG, UR, VS, ZG) fallen die tatsächlichen Ausgaben pro Empfänger/in geringer aus, als man vermuten würde.

Abbildung 27: Beobachtete und unerklärte Abweichungen der Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in, 2005 – 2008




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Auffällig ist, dass die Regressionsanalyse gleich in mehreren Kantonen mit bedeutenden Abweichungen vom Schweizer Durchschnitt nichts dazu beitragen kann, diese Differenzen zu erklären (GR, SG, SO). Angesichts dessen ist nicht erstaunlich, dass die **Erklärungskraft der Regression** deutlich geringer ausfällt als bei den Regressionen 1 und 2 (**Abbildung 28**). Im Durchschnitt aller vier Jahre erklärt die Regression rund 43% der beobachteten Varianz in den kantonalen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in.

Wir sehen vor allem fünf Gründe, welche für die nicht erklärbaren Unterschiede im kantonalen Leistungsniveau der Sozialhilfe verantwortlich sein könnten. Allen ist gemeinsam, dass sie sich kaum – oder nur mit sehr grossem Aufwand – statistisch messen lassen:

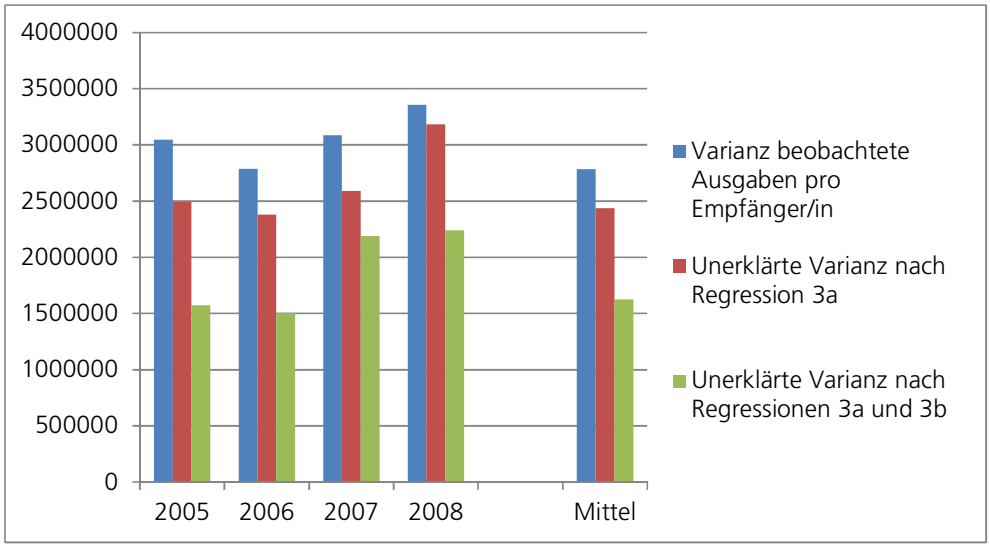
■ Erstens der Umfang von **Rückvergütungen** von Leistungen der Sozialhilfe: In der Finanzstatistik werden die Rückvergütungen im Jahr ihrer Zahlung verbucht, unabhängig vom Jahr der ursprünglichen Bruttoleistung (BFS 2010). Der Umfang der Rückvergütungen variiert im Verlauf der Zeit beträchtlich und kann einen erheblichen Einfluss auf die Nettoausgaben besitzen (vgl. Stutz 2005). Je grösser das Volumen der Rückvergütungen, desto geringer sind im betreffenden Jahr die Ausgaben der Sozialhilfe.
■ Zweitens der Umfang der **Objektfinanzierung** von sozialen Einrichtungen (z.B. Heime, Kindertagesstätten): Je stärker soziale Institutionen über Subventionen oder Defizitbeiträge statt über Pauschalen für

ihre Klient/innen finanziert werden, desto geringere Kosten entstehen der Sozialhilfe, wenn Sozialhilfebeziehende zu den Klient/innen dieser Institutionen gehören (BFS 2010; Salzgeber/Neukomm 2010).

■ Drittens die **Finanzierung von Massnahmen** wie z.B. Arbeitsintegrationsprogramme: Diese werden je nach Gemeinde oder Kanton zu unterschiedlichen Teilen von der Sozialhilfe, der Arbeitslosenversicherung oder anderen Institutionen finanziert (BFS 2010; Salzgeber/Neukomm 2010).

■ Viertens die **Praxis der Sozialdienste**: Schliesslich ist es möglich, dass eine unterschiedliche Praxis der Sozialdienste teilweise für die Ausgabenunterschiede verantwortlich ist. Dabei könnten unter Umständen auch der Professionalisierungsgrad und die Organisationsstruktur der Sozialdienste von Bedeutung sein.

Abbildung 28: Erklärungskraft der Regression zu den kantonal unterschiedlichen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

## 4.6 Fazit

Wie eingangs erläutert, sind die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in unmittelbar von zwei Grössen abhängig: erstens der Sozialhilfequote, zweitens den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in. Unser Modell zur Erklärung der Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in nimmt diese beiden Grössen zunächst getrennt in den Blick. In Kapitel 3 ist untersucht worden, welche Erklärungsfaktoren die kantonalen Unterschiede der Sozialhilfequoten beeinflussen. Im vorliegenden Kapitel 4 haben wir uns mit den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in beschäftigt. Dabei sind wir erneut in zwei Schritten vorgegangen: Zunächst haben wir mögliche Zusammenhänge zwischen einzelnen Erklärungsfaktoren und der Sozialhilfequote in bivariaten Auswertungen geprüft; darauf gestützt wurden anschliessend multivariate Analysen durchgeführt.

### Bivariate Auswertungen

Bereits die bivariaten Auswertungen weisen darauf hin, dass es verhältnismässig schwer fällt, das unterschiedliche kantonale Leistungsniveau der Sozialhilfe zu erklären. Lediglich wenige der geprüften Erklärungsfaktoren weisen starke statistische Zusammenhänge auf.[31] Auch wenn man sämtliche signifikanten Merkmale – ungeachtet der Stärke des Korrelationskoeffizienten – berücksichtigt, ändert sich nicht sehr viel. Im Wesentlichen lassen sich vier Einflüsse unterscheiden:

[31] Korrelationskoeffizient grösser 0.4 oder kleiner -0.4.

■ **Anteil Sozialhilfebeziehende in Städten**: Je grösser der Anteil der Sozialhilfebeziehenden, die in einer Stadt (d.h. Gemeinde mit mehr als 10'000 Einwohner/innen) leben, desto grösser sind die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in. Es liegt nahe, dass die höheren Mietpreise und allenfalls auch andere Lebenshaltungskosten in der Stadt eine entscheidende Rolle spielen. Inwieweit auch die spezifischen Problemlagen der städtischen Sozialhilfebeziehenden von Bedeutung sind, muss offen bleiben.
■ **Mietzinsniveau**: Je höher das Mietzinsniveau in einem Kanton, desto grösser die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in. Da der Mietpreis einen beachtlichen Teil des Unterstützungsbudgets ausmacht, ist dieser Zusammenhang unmittelbar einsichtig. Unsere Auswertungen zeigen zudem, dass zwischen dem kantonalen Mietzinsniveau und den Mietzinsauslagen der Sozialhilfe ein enger Zusammenhang besteht.
■ **Mehrpersonenhaushalte**: Je grösser der Anteil an Mehrpersonenhaushalten in der Sozialhilfe, desto geringer die Sozialhilfeausgaben pro Person. Hier handelt es sich um einen rein «technischen» Effekt. Wohnen mehrere Personen in einem Haushalt, so wird der Grundbedarf der Sozialhilfe nicht mit der Anzahl Haushaltsmitglieder multipliziert, sondern mit einem Äquivalenzgewicht, das geringer ist und den Einsparungen durch die gemeinsame Haushaltsführung Rechnung trägt. Aus diesem Grund sind die Pro-Kopf-Ausgaben in Mehrpersonenhaushalten tiefer als in Einpersonenhaushalten.
■ **Erwerbstätige**: Je grösser der Anteil an erwerbstätigen Sozialhilfebeziehenden, desto geringer die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in. Hier dürfte ausschlaggebend sein, dass diese Personen wegen des Erwerbseinkommens einen geringeren Unterstützungsbedarf haben. Das Umgekehrte gilt für Erwerbslose. Hingegen besteht kein signifikanter Zusammenhang zwischen dem Anteil an Nichterwerbspersonen (Personen ohne Erwerbstätigkeit, die nicht auf Arbeitssuche sind) und der Höhe der Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in.

### Multivariate Analysen

Die multivariaten Analysen wurden in zwei Etappen durchgeführt: Zunächst wurde die Bedeutung der Empfängerstruktur auf die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in geprüft, anschliessend die weiteren Variablen (Wirtschaftsstruktur, institutionelle Rahmenbedingungen).

Bei der Regression zur **Empfängerstruktur** diente eine Person mit folgenden Merkmalen als Referenz: Sie ist ein Ein-Personen-Fall, ist Schweizer/in, hat einen nachobligatorischen Bildungsabschluss und ist erwerbstätig; aus dem letzteren Sachverhalt folgt, dass sie das Rentenalter noch nicht erreicht hat und die Sozialhilfe weniger als 100 Prozent ihres Lebensunterhalts decken muss (sogenannte Deckungsquote). Für einen solchen Fall entstehen gemäss unseren Berechnungen pro Jahr Sozialhilfeausgaben in der Höhe von 15'600 Franken.

Deutlich geringere Pro-Kopf-Ausgaben entstehen, wenn die Person in einem **Mehrpersonenhaushalt** lebt (Paar mit oder ohne Kind, Einelternhaushalt); deutlich höher sind die Ausgaben dagegen, wenn sie in einem **Heim oder einer besonderen Wohnform** (z.B. begleitetes Wohnen) lebt. Verhältnismässig schwach sind die Effekte des Erwerbstatus und der Ausbildung, wobei sie nicht in die erwartete Richtung weisen: Personen, die nicht erwerbstätig sind, und Personen ohne nachobligatorische Ausbildung beziehen tendenziell etwas tiefere Leistungen.

Bei den übrigen Variablen lassen sich folgende Zusammenhänge feststellen:

■ Je höher das kantonale **Mietzinsniveau**, desto grösser die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in
■ Je grösser der Anteil der **Sozialhilfebeziehenden, die in Städten leben**, desto grösser die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in
■ Je grösser der Anteil der im betreffenden Jahr **abgeschlossenen Fälle**, desto kleiner die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in

Insgesamt erklären die Regressionen rund 40% der beobachteten Unterschiede in den kantonalen Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in. Dies ist deutlich weniger als bei der Sozialhilfequote. Offensichtlich gibt es eine Reihe von **Faktoren, die mit dem Modell nicht erfasst worden sind**. Plausibel erscheinen insbesondere die folgenden Einflüsse, die wir mit den verfügbaren Daten allerdings nicht quantifizieren können:

- Unterschiedliches Ausmass an Objektfinanzierung in der Sozialpolitik
- Unterschiedliche Finanzierung von Massnahmen wie z.B. Arbeitsintegrationsprogramme (unterschiedliche Beteiligung von Sozialhilfe, Arbeitslosenversicherung u.a.)
- Unterschiedliches Ausmass an Rückvergütungen (z.B. durch Sozialversicherungen, Verwandte) und zeitliche Ungleichheiten bzw. «Zufälligkeiten» bei der Zahlung von Rückvergütungen
- Unterschiedliche Praxis in der Ausrichtung der Sozialhilfe, unterschiedlicher Professionalisierungsgrad und verschiedene Organisationsstrukturen

# 5 Gesamtmodell

Welches Bild ergibt sich nun, wenn wir die drei Regressionen zusammenführen, um die kantonalen Unterschiede der Sozialhilfeausgaben pro Kopf der Wohnbevölkerung zu erklären? Bekanntlich wurde Regression 2 in zwei Varianten durchgeführt: das eine Mal mit der Verbleibensquote, das andere Mal mit der Austrittswahrscheinlichkeit. Wir präsentieren deshalb die Ergebnisse des Gesamtmodells ebenfalls nach diesen beiden Varianten: Abschnitt 5.1 zeigt, zu welchen Ergebnissen man kommt, wenn man die Sozialhilfequote in die Eintrittsquote und der Verbleibensquote trennt. Abschnitt 5.2 schildert die Ergebnisse des Gesamtmodells, wenn man die Sozialhilfequote in die Eintrittsquote und die Austrittswahrscheinlichkeit zerlegt.

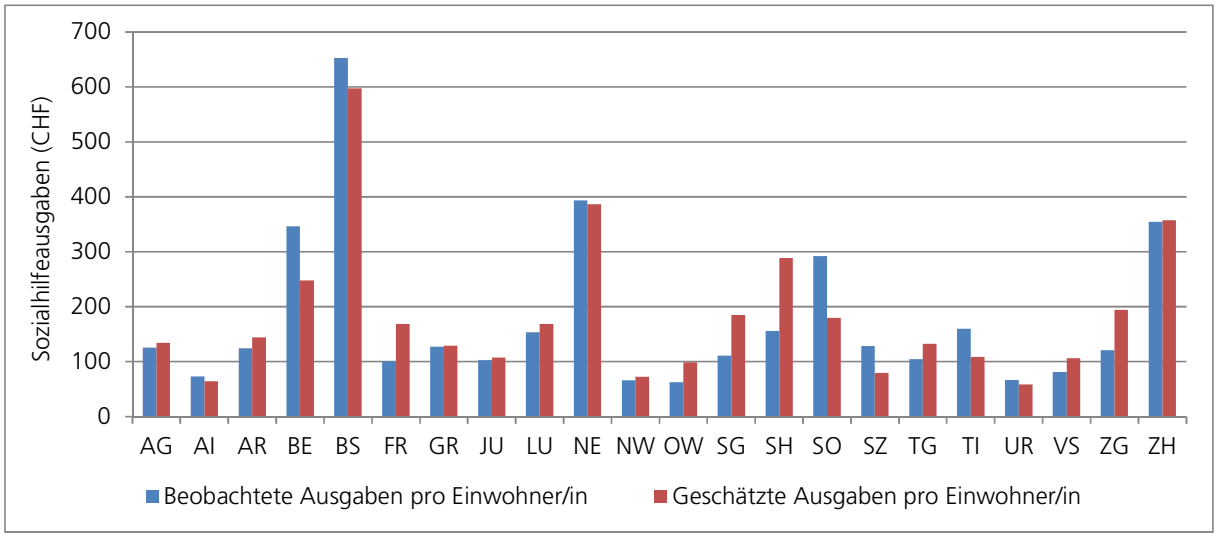
## 5.1 Variante «Verbleibensquote»

**Abbildung 29** zeigt die Ergebnisse für die einzelnen Kantone anhand der Durchschnittswerte der Jahre 2005 bis 2008. Die blauen Säulen zeigen die tatsächlichen Ausgaben. Die roten Säulen zeigen, welche Ausgaben aufgrund des Modells zu erwarten wären. Aus der Darstellung lassen sich die folgenden Schlüsse ziehen:

■ In elf Kantonen erklärt das Modell die Höhe der Sozialhilfeausgaben pro Kopf der Bevölkerung sehr gut (AG, AI, AR, BS, GR, JU, LU, NE, NW, UR, ZH). Die Abweichung zwischen den tatsächlich beobachteten Werten und den im Modell geschätzten Werten ist gering und beträgt weniger als ein Fünftel. Zu dieser Gruppe gehören auch die drei Kantone mit den höchsten Sozialhilfeausgaben pro Kopf der Bevölkerung: Basel-Stadt, Neuenburg und Zürich.

■ In sieben Kantonen fallen die tatsächlichen Sozialhilfeausgaben merklich geringer aus, als man aufgrund der Bevölkerungsstruktur des Kantons, seiner Wirtschaftsstruktur und den institutionellen Rahmenbedingungen vermuten würde (Abweichung von mehr als einem Fünftel; FR, OW, SG, SH, TG, VS, ZG).

Abbildung 29: Beobachtete und geschätzte Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in (Variante «Verbleibensquote»), 2005 – 2008

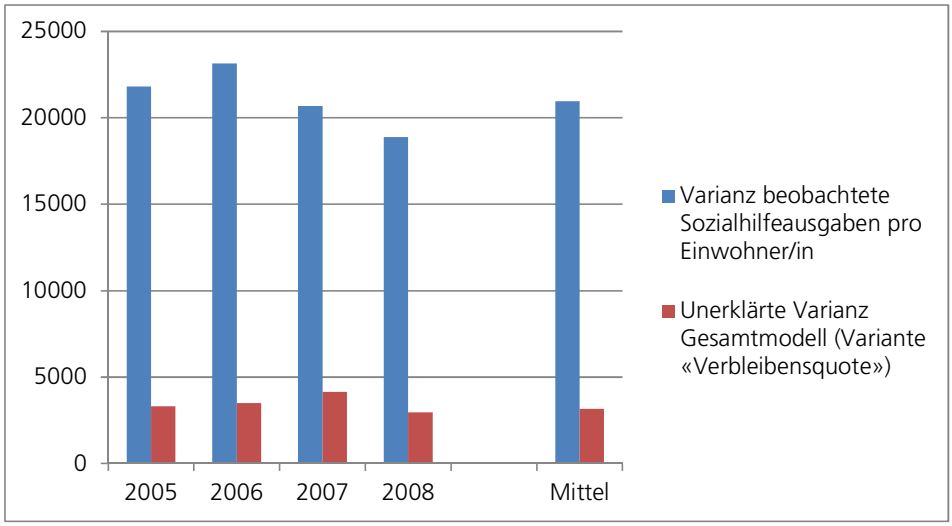



Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

■ In vier Kantonen sind die Sozialhilfeausgaben pro Kopf der Bevölkerung grösser, als man aufgrund des Modells vermuten würde (BE, SO, SZ, TI). Die Abweichung liegt zwischen 41% im Kanton Bern und 63% im Kanton Solothurn.

Im Durchschnitt aller vier Jahre erklärt das Modell rund 85% der beobachteten Varianz (**Abbildung 30**). Dies ist bemerkenswert, wenn man sich vergegenwärtigt, dass Regression 3 (Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in) keine besonders ausgeprägte Erklärungskraft besitzt.

Abbildung 30: Erklärte und unerklärte Varianz des Gesamtmodells (Variante «Verbleibensquote»)



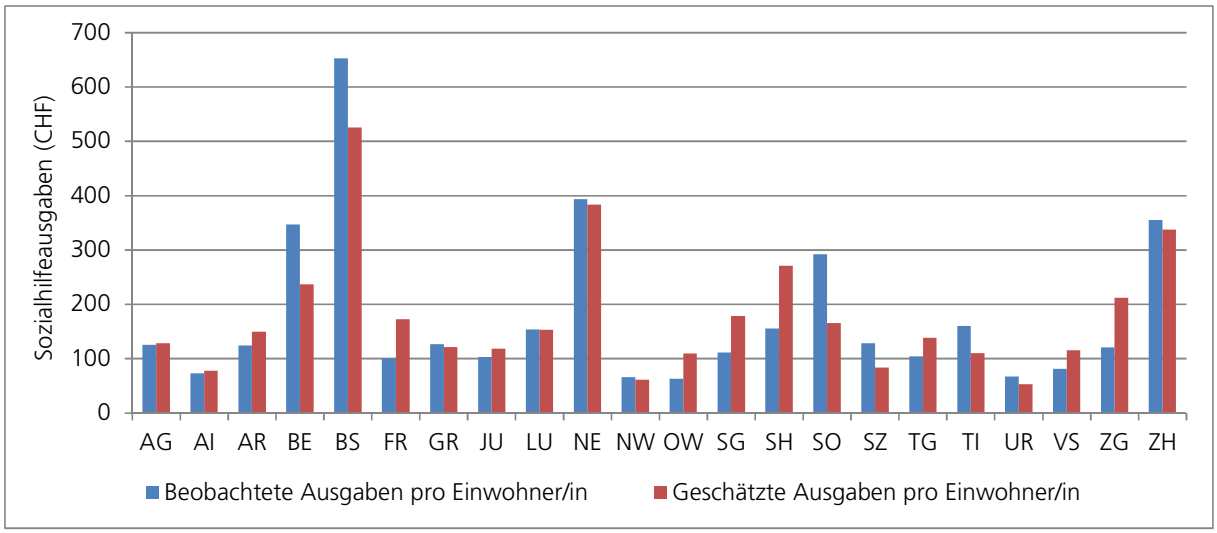

Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

## 5.2 Variante «Austrittswahrscheinlichkeit»

Wie mehrfach erwähnt, steht die Regression zur Verbleibensquote unter dem Verdacht, dass Drittvariablen das Ergebnis beeinflussen könnten. Die zweite Variante, die Sozialhilfequote in zwei Elemente zu teilen, schneidet unter diesem Gesichtspunkt besser ab: Die Regression zur Austrittswahrscheinlichkeit erscheint vertrauenswürdiger, hat allerdings eine vergleichsweise geringe Erklärungskraft. Zu welchen Ergebnissen kommt nun das Gesamtmodell, wenn man sich auf diese zweite Variante stützt?

**Abbildung 31** zeigt die beobachteten und geschätzten Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in. Das Bild weicht nicht stark von der Variante «Verbleibensquote» ab: Die Zahl der Kantone, bei welchen die Abweichung weniger als einen Fünftel beträgt, ist etwas geringer (neun statt elf), weil die Variante «Austrittswahrscheinlichkeit» für die Kantone Basel-Stadt und Uri tiefere Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in schätzt. Diese beiden Kantone zählen deshalb in der Variante «Austrittswahrscheinlichkeit» ebenfalls zu den Kantonen, in welchen die tatsächliche Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in deutlich höher ausfallen, als man dies aufgrund des Modells vermuten würde. Die Kantone mit deutlich tieferen Ausgaben sind dieselben wie in der Variante «Verbleibensquote».

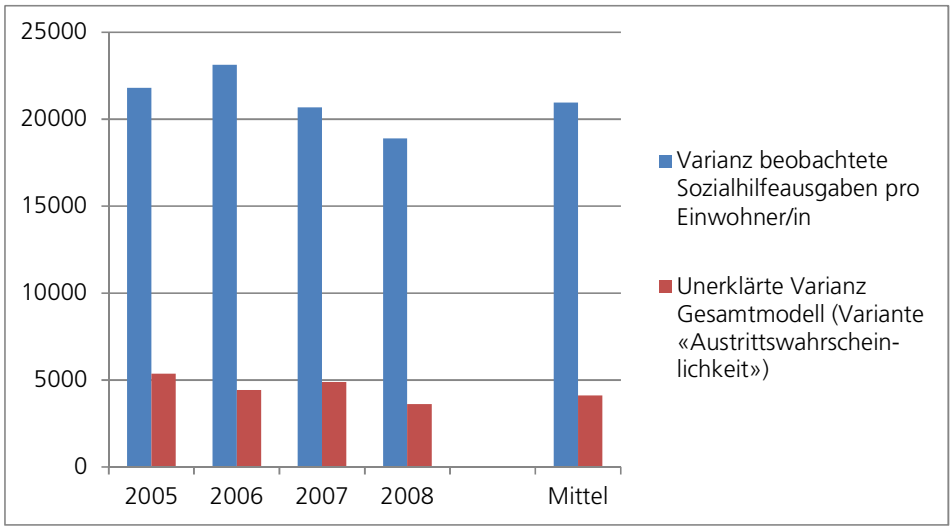
Abbildung 31: Beobachtete und geschätzte Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in (Variante «Austrittswahrscheinlichkeit»), 2005 – 2008




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

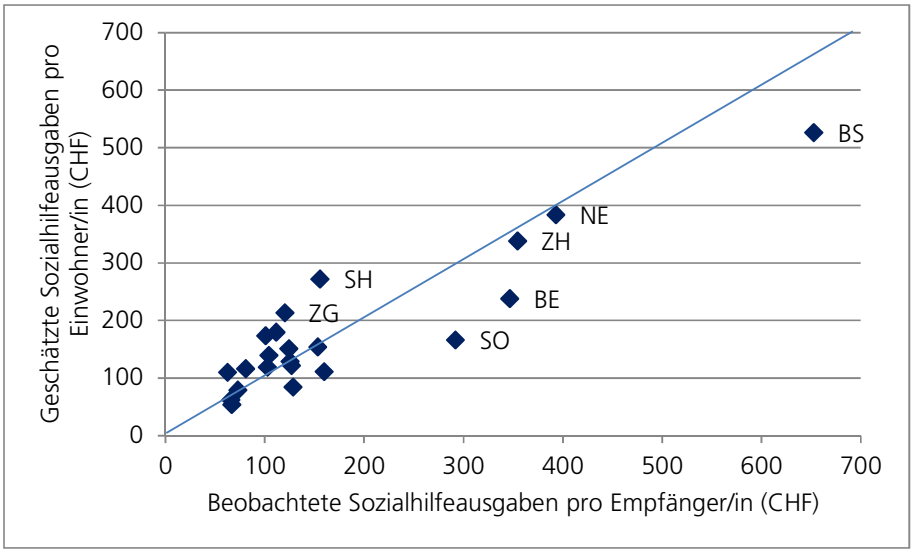
Der Erklärungswert des Gesamtmodells ist mit 80% etwas geringer als in der Variante «Verbleibensquote» (vgl. **Abbildung 32**). Wegen des verhältnismässigen tiefen $R^2$ der Regression zur Austrittswahrscheinlichkeit ist dies nicht erstaunlich. Im Gegenteil fällt die Differenz überraschend klein aus. Den Erklärungsgehalt des Modells veranschaulicht auch **Abbildung 33**, welche die beobachteten und die geschätzten Ausgaben pro Empfänger/in in einem Streudiagramm vergleicht. Bei Kantonen, welche auf der blauen Linie liegen, entspricht die Modellschätzung dem beobachteten Wert.

Abbildung 32: Erklärte und unerklärte Varianz des Gesamtmodells (Variante «Austrittswahrscheinlichkeit»)




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Abbildung 33: Streudiagramm beobachtete und geschätzte Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in (Variante «Austrittswahrscheinlichkeit»), 2005 – 2008




Quelle: BFS/Sozialhilfestatistik, Berechnungen: BASS.

Tendenziell scheint somit die Variante «Austrittswahrscheinlichkeit» der Variante «Verbleibensquote» überlegen. Sie hat zwar den Nachteil, dass die Regression zur Austrittswahrscheinlichkeit einen ziemlich tiefen Erklärungswert besitzt und das Modell insgesamt auf relativ starken Annahmen aufbauen muss. Jedoch erfasst sie Fluktuationen unter den Sozialhilfebeziehenden besser und bezieht sich bei der Erklärung des Austrittsverhaltens auf die Empfängerstruktur. Bezüglich der Ergebnisse unterscheiden sich beide Varianten nur geringfügig. Es wäre deshalb viel versprechend, die Variante «Austrittswahrscheinlichkeit» mit zusätzlichen Spezialauswertungen und auf Individualdatenbasis neu zu berechnen und zu differenzieren. Insbesondere die Regressionen zur Austrittwahrscheinlichkeit und den Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in könnten auf diese Weise vermutlich verbessert werden. Auch Änderungen der Standardtabellen der Sozialhilfestatistik könnten bereits grosse analytische Vorteile bringen. Hilfreich wäre es insbesondere, wenn soziodemographische Angaben zu den Sozialhilfebeziehenden nach deren «Verlaufsstatus» und Aufenthaltsdauer differenziert würden (z.B. Neueintretende, Verbleibende, austretende Kurzzeitbezüger/innen, austretende Langzeitbezüger/innen). Auf diese Weise könnten die Ursachen der kantonal unterschiedlichen Sozialhilfequoten genauer beleuchtet werden.

# 6 Ergebnisse nach Kantonen

Bisher haben wir die Kantone hauptsächlich unter dem Gesichtspunkt betrachtet, in welchem Ausmass unser Modell ihre Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in zu erklären vermag. Im Zentrum stand somit die Güte des Schätzmodells. Es wäre wünschenswert, darüber hinaus inhaltliche Aussagen über die Kantone und ihre Sozialhilfeausgaben zu machen: Können wir beispielsweise bestimmte **Typen von Kantonen** unterscheiden – etwa solche, die aus bestimmten Gründen besonders hohe oder umgekehrt besonders tiefe Sozialhilfeausgaben tätigen?

Für eine mögliche Kantonstypologie haben wir drei verschiedene Ansätze geprüft. Keiner führte allerdings zu befriedigenden Ergebnissen. Wir geben deshalb am Ende dieses Kapitels einen Überblick über die kantonalen Werte der abhängigen und unabhängigen Variablen, ohne sie zusätzlich in eine Typologie zu gliedern. Zuvor erläutern wir, welche Ansätze wir verfolgten und weshalb sie zu keinen überzeugenden Resultaten führten.

### Kantonales System der sozialen Sicherheit

Ein erster Ansatz besteht darin, die Kantone nach ihren spezifischen Systemen der sozialen Sicherheit zu unterscheiden. Solche Unterschiede bestehen hauptsächlich in den **bedarfsabhängigen Sozialleistungen**, deren Ausgestaltung vorwiegend in der Kompetenz der Kantone liegt. Um eine Typologie zu bilden, können die Kantone beispielsweise nach der Anzahl der kantonalen Bedarfsleistungen, der Grösse des Bezügerkreises oder den Pro-Kopf-Ausgaben der Bedarfsleistungen unterschieden werden (vgl. oben Abschnitt 3.4).

Problematisch ist nun allerdings, dass sich in unserem Modell zwischen der Ausgestaltung des kantonalen Systems der bedarfsabhängigen Sozialleistungen und den Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in kein Zusammenhang nachweisen lässt. In erster Linie wäre ein solcher in Bezug auf die Höhe der Sozialhilfequote zu erwarten. In der Regression, welche die kantonalen Unterschiede der Sozialhilfequote insgesamt zu erklären versuchte, bestätigte sich zwar der Zusammenhang: Wie erwartet fiel die Sozialhilfequote umso kleiner aus, je grösser der Bezügerkreis der vorgelagerten Bedarfsleistungen war (vgl. oben Abschnitt 3.5.1). Doch bei der präziseren Zerlegung der Sozialhilfequote in eine Eintrittsquote und eine Austrittswahrscheinlichkeit liess sich kein signifikanter Einfluss belegen (vgl. oben Abschnitt 3.5.4).

Dies bedeutet selbstverständlich nicht, dass die Ausgestaltung der vorgelagerten Bedarfsleistungen irrelevant für die Höhe der Sozialhilfequote ist. Aber es erweist sich als sehr schwierig, diese kantonalen Unterschiede auf eine Weise zu fassen, die sich in einem statistischen Modell angemessen abbilden lässt. Dabei spielt auch eine Rolle, dass sich die Kantone mit verhältnismässig vielen Leistungen erheblich unterscheiden – beispielsweise in der Art der Leistungen und den angesprochenen Zielgruppen. Deshalb lässt sich zwar im Vergleich einzelner Kantone ein Zusammenhang zwischen der Ausgestaltung des Bedarfsleistungssystems und der Höhe der Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in plausibel machen. Ein statistischer Nachweis im Vergleich aller Kantone steht aber vor dem Problem, dass es kaum möglich ist, die relevanten kantonalen Unterschiede in eine aussagekräftige und einfache Typologie zu bringen, die nicht nur Einzelfälle gegeneinander abgrenzt, sondern in jeder Kategorie mehrere Kantone enthält.

Eine umfassendere Typologisierung von **kantonalen Wohlfahrtsregimes** haben Armingeon, Bertozzi und Bonoli (2004) vorgelegt. Die Typologie orientiert sich an den einflussreichen Kategorien des dänischen Politikwissenschaftlers Gøsta Esping-Andersen, der zwischen liberalen, konservativen und sozialdemokratischen Wohlfahrtsstaaten unterscheidet. Auf diese Weise werden vier Dimensionen des (kantonalen) Wohlfahrtsstaates charakterisiert: der Arbeitsmarkt, die Steuerpolitik, das Bildungswesen und die soziale Sicherheit. Im letzteren Bereich wenden Armingeon, Bertozzi und Bonoli Unterscheidungskriterien an, die

unseren ähnlich sind (Anzahl Bedarfsleistungen, Pro-Kopf-Ausgaben für soziale Sicherheit, Sozialleistungen für Familien). Ihre umfassendere Typologisierung der Wohlfahrtsregimes lässt sich leider kaum für unsere Zwecke nutzen, weil sie stets auf die einzelnen Dimensionen bezogen ist und keine globale Einschätzung der kantonalen Wohlfahrtsregimes als liberal, konservativ oder sozialdemokratisch enthält.

### Sozial- und Wirtschaftsstruktur der Kantone

Eine alternative Typologisierung könnte darin bestehen, die Kantone hinsichtlich ihrer Sozial- und Wirtschaftsstruktur verschiedenen Kategorien zuzuteilen. Dass die sozialen und wirtschaftlichen Verhältnisse einen erheblichen Einfluss auf die Höhe der Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in haben, wird durch das Modell belegt. Allerdings verspricht es keinen grossen Erkenntnisgewinn, die Kantone diesbezüglich nicht nur anhand einzelner Variablen zu beschreiben, sondern sie zusätzlich in Kategorien zu teilen. Damit die Erklärungskraft der Typologie gesichert wäre, müsste zudem das Modell unter Berücksichtigung der Typologie neu berechnet werden.

### Sozialhilfequote und Höhe des Leistungsniveaus

Ein grundsätzlich anderer Ansatz besteht darin, die Kantone hinsichtlich der Struktur ihrer Sozialhilfeausgaben zu charakterisieren. Zu diesem Zweck haben wir geprüft, ob sich die Kantone hinsichtlich der Höhe der Sozialhilfequote und des Leistungsniveaus der Sozialhilfe in Gruppen teilen lassen. Auch hier ergeben sich aber kaum brauchbare Ergebnisse. Dies zeigen unter anderem die in Kapitel 2 enthaltenen Streudiagramme der beiden Grössen, in denen sich keine Gruppenbildungen der Kantone abzeichnen (vgl. Abbildung 7). Zwischen Kantonen mit tiefer und hoher Sozialhilfequote lässt sich zwar tendenziell unterscheiden. Doch wäre die Gruppe der Kantone mit einer hohen Sozialhilfequote bereits recht klein, und die Unterscheidung zwischen einem tiefen und einem hohen Leistungsniveau wäre nur durch eine sehr willkürliche Grenzziehung zu erreichen.

### Darstellung der kantonalen Ergebnisse

Wir beschränkten uns aus diesen Gründen darauf, auf den folgenden Seiten die kantonalen Ergebnisse ohne eine spezifische Typologisierung der Kantone wiederzugeben. Berücksichtigt wurden sämtliche Variablen, die in die Regressionen Eingang fanden. **Tabelle 19** vermittelt zunächst einen Überblick über die Variablen. Daraus wird ersichtlich, in welchen Regressionen die Variablen verwendet wurden und welcher Zusammenhang mit den zu erklärenden Variablen besteht (+, -). Das Zeichen «o» besagt, dass die Variable in der Regression verwendet wurde, aber keine signifikanten Effekte auftraten.

**Tabelle 20** und **Tabelle 21** führen anschliessend die Schlüsselvariablen nach Kantonen auf. Beide enthalten in den ersten Spalten die Werte der Variablen, die es in den Regressionen zu erklären galt:[32]

- Die Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in
- Die Sozialhilfequote (Anteil Sozialhilfebeziehende an ständiger Wohnbevölkerung)
- Die Eintrittsquote (Anteil Neueintritte in Sozialhilfe, gemessen an ständiger Wohnbevölkerung)
- Die Austrittswahrscheinlichkeit (Anteil Austritte aus Sozialhilfe, gemessen an allen Sozialhilfebeziehenden)
- Die Sozialhilfeausgaben pro Empfänger/in

**Tabelle 20** führt danach die Variablen zur Bevölkerungsstruktur, der Wirtschaftsstruktur und den institutionellen Rahmenbedingungen auf; **Tabelle 21** die Variablen aus der Empfängerstatistik. Gezeigt werden jeweils die Durchschnittswerte der Jahre 2005 bis 2008. Auffällig hohe Werte (grösser als der Durchschnitt

[32] Der Übersichtlichkeit wegen verzichten wir darauf, zusätzlich die Verbleibensquote aufzuführen. Sie entspricht der Differenz zwischen der Eintrittsquote und der Sozialhilfequote.

plus die Standardabweichung) sind rot markiert, auffällig tiefe Werte (kleiner als der Durchschnitt minus die Standardabweichung) sind blau markiert. Fett gedruckte Werte weichen auf dem 5%-Niveau signifikant vom Schweizer Durchschnitt ab.

Die Tabelle erlaubt es, die Kantone hinsichtlich der Variablen zu charakterisieren, die sich in den multivariaten Analysen als relevant für die Höhe der Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in herausgestellt haben. Die Zusammenhänge zwischen den abhängigen und den unabhängigen Variablen scheinen teilweise augenfällig: So zeigt ein Blick auf **Tabelle 20** beispielsweise, dass mehrere Kantone mit überdurchschnittlich hohen Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in auch hohe Anteile an Einelternhaushalten, Einwohner/innen in Gross- und Mittelzentren oder Langzeitarbeitslosen ausweisen; das Umgekehrte gilt für Kantone mit unterdurchschnittlichen Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in. Grundsätzlich ist aber darauf hinzuweisen, dass die genaue Bedeutung der einzelnen Faktoren nicht direkt aus der Tabelle ersichtlich ist. Hierzu sind die in den Abschnitten 3.5 und 4.5 sowie Kapitel 5 dokumentieren multivariaten Analysen erforderlich, welche das Gewicht eines Faktors unter Berücksichtigung anderer Einflussfaktoren messen.

Tabelle 19: In den Regressionen verwendete Variablen

| Dimension | Variable | Regression | | | | Datenquelle |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Eintritts-quote | Austritts-wahrschein-lichkeit | Verbleibens-quote | Ausgaben pro Emp-fänger/in | |
| Bevölkerungs-struktur | Alter: Kinder (0-17 Jahre) | + | | + | | BFS/ESPOP |
| | Haushalt: Paar ohne Kind | + | | o | | BFS/Scenario |
| | Haushalt: Paar mit Kind(ern) | o | | o | | BFS/Scenario |
| | Haushalt: Einelternhaushalt | + | | o | | BFS/Scenario |
| | Nationalität: Ausländer/innen | o | | o | | BFS/PETRA |
| | Gemeindetyp: Gross-/Mittelzentren | + | | + | | BFS/ESPOP |
| Wirtschafts-struktur | Anteil Langzeitarbeitslose | + | o | + | | Seco/Amstat |
| | Veränderung Arbeitslosenquote | + | o | o | | Seco/Amstat |
| | Fiskalische Ressourcen | o | o | – | | Ressourcenindex NFA |
| | Veränderung Tieflohnbranchen | + | o | + | | BFS/Betriebszählung |
| | Mietzinsniveau | | | | + | BFS/Mietpreisstruktur |
| Institutionelle Rahmenbed. | Bezugsquote vorgelagerte Bedarfsleistungen | o | o | – | | Armutsindikator NFA |
| Empfänger-struktur | Alter: Kinder (0-14 Jahre) | | – | | | BFS/Sozialhilfestatistik |
| | Fallstruktur: Paar ohne Kind | | o | | o | BFS/Sozialhilfestatistik |
| | Fallstruktur: Paar mit Kind(ern) | | + | | – | BFS/Sozialhilfestatistik |
| | Fallstruktur: Alleinerziehende | | + | | – | BFS/Sozialhilfestatistik |
| | Fallstruktur: Heime | | + | | o | BFS/Sozialhilfestatistik |
| | Fallstruktur: Besondere Wohnformen | | o | | + | BFS/Sozialhilfestatistik |
| | Erwerbsstatuts: Erwerbslose | | | | o | BFS/Sozialhilfestatistik |
| | Erwerbsstatus: Nichterwerbspersonen | | | | – | BFS/Sozialhilfestatistik |
| | Bildung: Ausbildungslose | | | | – | BFS/Sozialhilfestatistik |
| | Nationalität: Ausländer/innen | | o | | o | BFS/Sozialhilfestatistik |
| | Wohnort: Kleine Gemeinde | | + | | | BFS/Sozialhilfestatistik |
| | Wohnort: Stadt | | | | + | BFS/Sozialhilfestatistik |
| | Deckungsquote 100 Prozent | | | | o | BFS/Sozialhilfestatistik |
| | Austritte aus Sozialhilfe | | | | + | BFS/Sozialhilfestatistik |

o: kein signifikanter Einfluss, -: negativer Zusammenhang, +: positiver Zusammenhang
Anteil Langzeitarbeitslose: Langzeitarbeitslose gemessen an Erwerbspersonen gemäss Volkszählung 2000
Veränderung Arbeitslosenquote: gegenüber Vorjahr, Veränderung in Prozentpunkten
Veränderung Tieflohnbranchen: Anteil Tieflohnbranchen an Gesamtbeschäftigung, Veränderung in Prozentpunkten
Mietzinsniveau: Dreizimmerwohnung gemäss Mietpreisstrukturerhebung 2003
Bezugsquote vorgelagerte Bedarfsleistungen: ohne Ergänzungsleistungen zur AHV/IV und Prämienverbilligung
Definition Nichterwerbspersonen: Personen, die keine Erwerbstätigkeit ausüben oder suchen
Definition Deckungsquote: Anteil des anerkannten Bruttobedarfs eines Haushalts, für den die Sozialhilfe aufkommt

BASS

Tabelle 20: Kantonale Ergebnisse, Teil 1 – Erklärungsfaktoren Bevölkerungsstruktur, Wirtschaft und institutionelle Rahmenbedingungen (sortiert nach Höhe der Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in) (Durchschnittswerte der Jahre 2005 bis 2008)

| Kantone | | Zu erklärende Variablen | | | | | Bevölkerungsstruktur | | | | | | Wirtschaft und institut. Rahmenbedingungen | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Ausgaben pro Einwohner/in (CHF) | Sozialhilfequote | Eintrittsquote | Austrittswahrscheinlichkeit | Ausgaben pro Empfänger/in (CHF) | Kinder (0-17 Jahre) | Paar ohne Kind | Paar mit Kind(erin) | Einelternhaushalt | Ausländer/innen | Gross- und Mittelzentren | Anteil Langzeitarbeitslose | Veränderung Arbeitslosenquote | Fiskalische Ressourcen (Index) | Veränderung Tieflohnbranchen | Mietzinsniveau 2003 (3 Zimmer, CHF) | Bezugsquote vorgel. Bedarfsleistungen |
| Modell | OW | 63 | 1.2% | 0.4% | 38.6% | 5'234 | 21.9% | 22.2% | 56.0% | 5.9% | 11.9% | 0.0% | 0.1% | -0.14% | 67.0 | -1.1% | 1'004 | 1.3% |
| | NW | 66 | 0.9% | 0.4% | 40.6% | 7'412 | 19.7% | 25.7% | 50.8% | 5.3% | 9.9% | 0.0% | 0.1% | -0.18% | 124.6 | **-2.5%** | 1'189 | 0.8% |
| | UR | 67 | 1.2% | 0.5% | 38.6% | 5'650 | 20.2% | 23.0% | 56.0% | 4.7% | 8.7% | 0.0% | 0.1% | -0.09% | 65.9 | -0.3% | 847 | 0.8% |
| | AI | 73 | 1.2% | 0.4% | 27.2% | 5'996 | 23.1% | **18.8%** | 60.8% | 5.1% | 9.7% | 0.0% | 0.1% | -0.19% | 82.0 | -1.1% | 972 | 1.0% |
| | VS | 81 | 1.3% | 0.5% | 35.7% | 6'059 | 19.4% | 22.2% | 54.4% | 6.7% | 18.9% | 9.7% | 0.4% | -0.17% | 65.2 | -1.1% | 840 | 1.6% |
| | FR | 101 | 2.4% | 1.1% | 38.1% | 4'218 | 22.3% | 22.7% | 56.0% | 6.3% | 16.3% | 12.9% | 0.4% | -0.10% | 74.7 | -0.2% | 950 | 1.6% |
| | JU | 103 | 1.8% | 0.8% | **47.4%** | 5'672 | 21.2% | 23.1% | 53.3% | 6.9% | 11.8% | 0.0% | 0.7% | -0.39% | 66.6 | -0.6% | 744 | 3.0% |
| | TG | 104 | 1.8% | 0.6% | 38.0% | 5'803 | 20.8% | 25.4% | 53.0% | 5.6% | 19.9% | 0.0% | 0.3% | -0.29% | 75.5 | -0.6% | 920 | 1.0% |
| | SG | 111 | 2.2% | 0.8% | 37.3% | 5'101 | 20.7% | 24.0% | 54.0% | 5.7% | 20.8% | 19.0% | 0.3% | -0.30% | 77.3 | -0.8% | 973 | 1.2% |
| | ZG | 121 | 1.8% | 0.6% | 35.1% | 6'556 | 20.2% | 26.5% | 48.9% | 6.0% | 21.6% | 23.3% | 0.4% | -0.42% | **208.2** | -1.0% | **1'358** | 1.9% |
| | AR | 124 | 1.6% | 0.6% | 33.1% | 7'572 | 20.4% | 26.0% | 51.6% | 5.6% | 13.0% | 0.0% | 0.3% | -0.22% | 79.5 | -0.6% | 926 | 1.3% |
| | AG | 126 | 1.9% | 0.8% | 39.2% | 6'535 | 19.7% | 27.3% | 51.7% | 5.4% | 20.4% | 5.6% | 0.4% | -0.28% | 88.5 | -0.6% | 1'064 | 1.2% |
| | GR | 127 | 1.4% | 0.5% | 37.0% | 8'891 | 18.7% | 24.2% | 50.4% | 6.0% | 14.7% | 17.3% | 0.1% | -0.20% | 83.4 | -1.1% | 1'048 | 2.2% |
| | SZ | 129 | 1.6% | 0.6% | 35.3% | 7'905 | 20.8% | 24.4% | 55.4% | 4.9% | 17.0% | 0.0% | 0.2% | -0.25% | 129.7 | -1.0% | 1'148 | 0.9% |
| | LU | 154 | 2.4% | 0.9% | 37.5% | 6'371 | 20.4% | 23.7% | 53.9% | 5.5% | 15.7% | 16.1% | 0.4% | -0.29% | 75.5 | -1.1% | 1'007 | 1.3% |
| | SH | 156 | 2.6% | 0.7% | 33.9% | 6'008 | 17.8% | 28.2% | 46.1% | 6.5% | 21.7% | 46.0% | 0.4% | -0.34% | 93.2 | -1.1% | 876 | 1.8% |
| | TI | 160 | 1.9% | 0.7% | 32.2% | 8'320 | 17.1% | 21.2% | 51.0% | 7.3% | 25.2% | 26.0% | **0.9%** | -0.11% | 102.1 | -0.9% | 952 | **5.3%** |
| | SO | 292 | 2.8% | 0.8% | 35.3% | 10'270 | 18.9% | 28.0% | 49.8% | 5.7% | 18.5% | 12.9% | 0.4% | -0.32% | 76.2 | -0.6% | 905 | 1.0% |
| | BE | 347 | 4.1% | 1.3% | 31.3% | 8'385 | 18.1% | 29.3% | 45.7% | 5.7% | 12.5% | 22.2% | 0.3% | -0.29% | 74.7 | -0.6% | 945 | 1.5% |
| | ZH | 355 | 3.7% | 1.1% | 32.1% | 9'704 | 17.9% | 27.9% | 44.1% | 6.3% | 22.8% | 34.7% | 0.5% | **-0.51%** | 129.5 | -0.2% | 1'175 | 1.2% |
| | NE | 393 | **5.8%** | **1.9%** | 28.5% | 6'817 | 20.2% | 25.5% | 48.3% | 7.3% | 23.3% | 40.9% | **0.9%** | -0.28% | 93.5 | -0.7% | 725 | 1.7% |
| | BS | **653** | **6.6%** | **1.7%** | 28.6% | 9'951 | **14.8%** | 26.7% | **36.0%** | 7.4% | **30.2%** | **88.3%** | 0.6% | -0.40% | 145.9 | -0.6% | 1'023 | 1.8% |
| | Total | 177 | 2.4% | 0.8% | 35.5% | 7'020 | 19.7% | 24.8% | 51.2% | 6.0% | 17.5% | 17.0% | 0.4% | -0.26% | 94.482 | -0.8% | 981 | 1.6% |
| nicht in Modell | BL | 172 | 2.5% | 0.9% | 36.0% | 6'759 | 18.1% | **30.3%** | 46.4% | 6.3% | 18.1% | 0.0% | 0.4% | -0.29% | 108.3 | -1.3% | 1'087 | 1.3% |
| | GL | 189 | 2.0% | 1.2% | **56.5%** | 9'388 | 19.8% | 24.9% | 52.3% | 6.1% | 19.5% | 0.0% | 0.3% | -0.27% | 85.875 | -0.4% | 923 | 1.6% |
| | GE | 269 | 4.0% | **2.6%** | **51.3%** | 6'806 | 19.9% | 21.5% | 47.4% | **9.5%** | **37.7%** | 41.2% | **2.2%** | -0.35% | 157.05 | -0.7% | 1'113 | **7.6%** |
| | VD | 296 | 4.6% | **1.7%** | 33.0% | 6'347 | 20.8% | 24.1% | 49.2% | 7.5% | **29.1%** | 23.9% | **1.1%** | -0.37% | 100.1 | -0.6% | 1'022 | 1.8% |

Rot: Wert ist grösser Durchschnitt plus Standardabweichung; blau: Wert ist kleiner als der Durchschnitt minus Standardabweichung; fett: Wert weicht auf dem 5%-Niveau signifikant vom Durchschnitt ab

BASS

Tabelle 21: Kantonale Ergebnisse, Teil 2 – Erklärungsfaktor Empfängerstruktur (sortiert nach Höhe der Sozialhilfeausgaben pro Einwohner/in) (Durchschnittswerte der Jahre 2005 bis 2008)

| Kantone | | Zu erklärende Variablen | | | | | Empfängerstruktur | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Ausgaben pro Einwohner/in (CHF) | Sozialhilfequote | Eintrittsquote | Austrittswahrscheinlichkeit | Ausgaben pro Empfänger/in (CHF) | Kinder (0-14 Jahre) | Paar ohne Kind | Paar mit Kind(ern) | Alleinerziehende | Heime | Besondere Wohnformen | Erwerbslose | Nichterwerbspersonen | Ausbildungslose | Ausländer/innen | Stadt (>10'000 Einwohner/innen) | Kleine Gemeinde (<2000 Einwohn.) | Deckungsquote 100 Prozent |
| Modell | OW | 63 | 1.2% | 0.4% | 38.6% | 5'234 | 27.5% | 6.2% | 20.1% | **38.2%** | 8.1% | 4.5% | 26.0% | 35.8% | 48.5% | **24.0%** | 0.0% | 2.1% | 40.0% |
| | NW | 66 | 0.9% | 0.4% | 40.6% | 7'412 | 27.5% | 7.0% | 19.0% | 35.7% | 7.0% | **5.6%** | 32.8% | 37.5% | 55.8% | 34.5% | 0.0% | 13.5% | 45.5% |
| | UR | 67 | 1.2% | 0.5% | 38.6% | 5'650 | 27.3% | **9.7%** | 22.8% | 29.8% | 9.0% | 5.1% | 24.0% | 44.0% | 62.5% | 30.5% | 0.0% | 20.6% | 36.3% |
| | AI | 73 | 1.2% | 0.4% | 27.2% | 5'996 | 28.8% | 7.8% | 33.0% | 31.4% | 2.2% | 1.2% | **14.5%** | **57.5%** | **20.5%** | 37.0% | 0.0% | 0.0% | **73.3%** |
| | VS | 81 | 1.3% | 0.5% | 35.7% | 6'059 | 27.3% | 6.8% | 24.9% | 31.2% | 8.2% | 2.6% | 26.5% | 38.5% | 56.8% | 40.0% | 51.9% | 13.9% | 51.8% |
| | FR | 101 | 2.4% | 1.1% | 38.1% | 4'218 | 27.8% | 7.2% | 33.2% | 29.8% | 1.6% | 2.5% | 32.0% | 34.8% | 65.0% | 43.5% | 40.6% | 23.8% | 43.5% |
| | JU | 103 | 1.8% | 0.8% | **47.4%** | 5'672 | 22.5% | 8.6% | 27.1% | 28.9% | 1.4% | 2.7% | 36.5% | 38.0% | 60.8% | 36.0% | 35.0% | 23.6% | 59.8% |
| | TG | 104 | 1.8% | 0.6% | 38.0% | 5'803 | 23.8% | 6.2% | 21.2% | 29.9% | 7.9% | 3.3% | 34.0% | 40.5% | 54.8% | 36.0% | 46.4% | 11.9% | 46.5% |
| | SG | 111 | 2.2% | 0.8% | 37.3% | 5'101 | 27.3% | 5.0% | 26.4% | 31.7% | 4.2% | 5.1% | 38.3% | 33.8% | 57.0% | 43.3% | 49.3% | 3.8% | 51.0% |
| | ZG | 121 | 1.8% | 0.6% | 35.1% | 6'556 | 25.0% | 7.3% | 27.1% | 26.9% | 3.1% | 2.0% | 30.5% | 36.3% | 48.3% | 46.0% | 63.9% | 1.6% | 28.3% |
| | AR | 124 | 1.6% | 0.6% | 33.1% | 7'572 | 27.8% | 3.8% | 22.4% | 33.7% | 6.9% | 3.2% | 34.3% | 36.5% | 56.0% | 31.3% | 47.1% | 24.1% | 44.5% |
| | AG | 126 | 1.9% | 0.8% | 39.2% | 6'535 | 26.0% | 6.2% | 29.6% | 27.0% | 6.7% | 3.6% | 32.0% | 38.8% | 60.0% | 46.0% | 26.1% | 12.0% | 51.0% |
| | GR | 127 | 1.4% | 0.5% | 37.0% | 8'891 | 26.0% | 4.7% | 19.5% | 37.1% | 4.0% | 2.3% | 33.3% | 31.5% | 50.3% | 30.5% | 50.5% | 17.1% | 42.3% |
| | SZ | 129 | 1.6% | 0.6% | 35.3% | 7'905 | 27.3% | 7.4% | 26.7% | 29.2% | 6.2% | 4.4% | 30.8% | 42.5% | 56.5% | 42.5% | 44.1% | 5.0% | 39.8% |
| | LU | 154 | 2.4% | 0.9% | 37.5% | 6'371 | 27.3% | 5.3% | 21.3% | 33.8% | 8.9% | 3.2% | 34.0% | 43.8% | 55.3% | 34.8% | 65.8% | 7.4% | 40.3% |
| | SH | 156 | 2.6% | 0.7% | 33.9% | 6'008 | 28.5% | 4.2% | 24.2% | 32.5% | 5.3% | 3.1% | 31.8% | 36.5% | 62.3% | 41.0% | 57.4% | 8.3% | 53.0% |
| | TI | 160 | 1.9% | 0.7% | 32.2% | 8'320 | **18.5%** | 7.9% | 20.1% | 27.6% | 1.3% | 4.4% | 43.8% | 35.5% | 48.5% | 40.5% | 40.0% | 17.8% | **20.3%** |
| | SO | 292 | 2.8% | 0.8% | 35.3% | 10'270 | 24.5% | 5.0% | 25.3% | 27.1% | 9.7% | 3.1% | 32.5% | 47.8% | 62.8% | 42.8% | 35.8% | 11.8% | 49.0% |
| | BE | 347 | 4.1% | 1.3% | 31.3% | 8'385 | 28.0% | 6.0% | 28.2% | 28.9% | 3.6% | 2.2% | 32.3% | 34.3% | 54.0% | 35.8% | 55.2% | 11.1% | 45.3% |
| | ZH | 355 | 3.7% | 1.1% | 32.1% | 9'704 | 26.8% | 6.6% | 27.9% | 25.6% | 4.9% | 3.6% | 31.3% | 43.8% | 54.3% | 46.5% | 81.9% | 1.1% | 53.0% |
| | NE | 393 | **5.8%** | **1.9%** | 28.5% | 6'817 | 26.8% | 5.4% | 29.0% | 30.4% | 2.5% | 2.1% | 40.0% | **21.5%** | 49.3% | 43.5% | 65.8% | 9.3% | 61.8% |
| | BS | **653** | **6.6%** | **1.7%** | 28.6% | 9'951 | 23.5% | 6.7% | 25.1% | 25.7% | 2.3% | 3.9% | 39.8% | 28.3% | 56.3% | 47.0% | **100.0%** | 0.0% | 60.5% |
| | Total | 177 | 2.4% | 0.8% | 35.5% | 7'020 | 26.1% | 6.4% | 25.2% | 30.5% | 5.2% | 3.4% | 32.3% | 38.0% | 54.3% | 38.8% | 43.5% | 10.9% | 47.1% |
| nicht in Modell | BL | 172 | 2.5% | 0.9% | 36.0% | 6'759 | 28.3% | 6.1% | 27.8% | 32.2% | 1.1% | 1.2% | 33.0% | 25.0% | 49.3% | 44.8% | 57.4% | 10.5% | **0.0%** |
| | GL | 189 | 2.0% | 1.2% | **56.5%** | 9'388 | 24.5% | 6.6% | 31.0% | **21.8%** | 7.1% | 3.1% | 27.0% | 50.3% | 61.3% | 40.5% | 0.0% | **40.3%** | 52.3% |
| | GE | 269 | 4.0% | **2.6%** | **51.3%** | 6'806 | 26.8% | 6.0% | **33.3%** | 28.5% | 1.3% | 1.6% | **8.5%** | 39.3% | **16.0%** | **52.5%** | 89.9% | 1.2% | 46.8% |
| | VD | 296 | 4.6% | **1.7%** | 33.0% | 6'347 | 25.5% | 7.3% | **33.3%** | 27.5% | 0.0% | **0.9%** | 25.8% | **17.8%** | 52.8% | **51.5%** | 68.1% | 9.1% | 66.5% |

Rot: Wert ist grösser Durchschnitt plus Standardabweichung; blau: Wert ist kleiner als der Durchschnitt minus Standardabweichung; fett: Wert weicht auf dem 5%-Niveau signifikant vom Durchschnitt ab

# 7 Zitierte Literatur


Aeppli Daniel C. (2006): Die Situation der Ausgesteuerten in der Schweiz. Vierte Studie. Im Auftrag der Aufsichtskommission für den Ausgleichsfonds der Arbeitslosenversicherung. Bern: Seco Publikation Arbeitsmarktpolitik Nr. 21

Armingeon Klaus, Fabio Bertozzi, Giuliano Bonoli (2004): Swiss Worlds of Welfare, in: West European Politics, Vol. 27, No. 1, S. 20-44.

Balthasar Andreas, Philippe Kaufmann (2006): Monitoring Prämienverbilligung: Prämienverbilligung hinsichtlich der Bezüger/innen von Ergänzungsleistungen und Sozialhilfe sowie weiterer Bezugsberechtigter. Luzern

Bonoli Giuliano (2007): Time Matters. Postindustrialization, New Social Risks, and Welfare State Adaption in Advanced Industrial Democracies, in: Comparative Political Studies 40/5, S. 495-520

Bundesamt für Landwirtschaft BLW (2000): Agrarbericht 2000. Bern.

Bundesamt für Statistik (Hg.) (2005): Finanzstatistik zur Sozialhilfe. Pilotstudie über die Ausgaben der bedarfsabhängigen Sozialleistungen, bearb. von Christoph Hefti und Wolfram Kägi. Neuchâtel 2005

Bundesamt für Statistik (Hg.) (2007a): Risikomerkmale junger Frauen in der Sozialhilfe. Vertiefte Analyse der schweizerischen Sozialhilfestatistik, bearb. von Edgar Baumgartner, Roland Baur und Elisa Streuli. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik

Bundesamt für Statistik (Hg.) (2007b): Die bedarfsabhängigen Sozialleistungen in den Schweizer Kantonen 2007. Inventar am 01.01.2007, bearb. von Philipp Dubach, Thomas Oesch, Natalie Pfister. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik

Bundesamt für Statistik (Hg.) (2008): Armutsindikator für den soziodemografischen Lastenausgleich im Rahmen der NFA. Grundlegende Konzepte, Resultate des Jahres 2006, bearb. von Thomas Ruch. BFS Aktuell. Neuenburg: Bundesamt für Statistik

Bundesamt für Statistik (Hg.) (2009a): Sozialhilfe- und Armutsstatistik im Vergleich. Konzepte und Ergebnisse, bearb. von Eric Crettaz, Thomas Jankowski, Tom Priester, Thomas Ruch und Lukas Schweizer. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik

Bundesamt für Statistik (Hg.) (2009b): Junge Erwachsene in der Sozialhilfe, bearb. von Philipp Dubach, Jürg Guggisberg, Heidi Stutz. Schlussbericht, Neuchâtel: Bundesamt für Statistik

Bundesamt für Statistik (Hg.) (2010): Finanzstatistik der bedarfsabhängigen Sozialleistungen. Ergebnisse 2003 – 2006, bearb. von Silvia Hofer Kellenberger. BFS Aktuell. Neuenburg: Bundesamt für Statistik

Bundesamt für Statistik BFS, Sozialamt des Kantons Zürich (2006): Sozialbericht Kanton Zürich 2005. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik

Detzel Patrick, Renate Salzgeber (2006): Informationsbeschaffung betreffend den Mehrfachanhängigkeiten der bedarfsabhängigen Sozialleistungen der Kantone. Im Auftrag des Bundesamtes für Statistik

Fluder Robert, Renate Salzgeber (2001): Die sozialen Lasten der Zentren in der Folge des wirtschaftlichen Wandels, in: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, Nr. 3, Jg. 137, S. 337-362

Fluder Robert, Thomas Graf, Rosmarie Ruder, Renate Salzgeber (2009): Quantifizierung der Übergänge zwischen Systemen der Sozialen Sicherheit (IV, ALV und Sozialhilfe). Bern: Bundesamt für Sozialversicherungen (Beiträge zur Sozialen Sicherheit, Forschungsbericht Nr. 1/09)

Fluder Robert, Sandra Contzen, Sarah Neukomm, Marco Genoni (2009): Schlussbericht Konzeptstudie Bauernhaushalte unter dem Existenzminimum. Bern: Berner Fachhochschule / Schweizerische Hochschule für Landwirtschaft SHL

Gattlen, André (2011): Bern setzt finanzielle Anreize für seine Sozialdienste, in: Zeitschrift für Sozialhilfe, Nr. 1/2011, S. 28f

Guggisberg Jürg, Marianne Schär Moser, Stefan Spycher (2004): Auf der Spur kantonaler Unterschiede in der Invalidenversicherung. Zürich/Chur: Verlag Rüegger

Knöpfel Carlo (2009): Armut bekämpfen. Kantone verfolgen unterschiedliche Strategien, in: Stefan Kutzner u.a. (Hg.): Sozialhilfe in der Schweiz. Klassifikation, Integration und Ausschluss von Klienten. Zürich/Chur: Verlag Rüegger, S. 121-142

Knupfer Caroline, Oliver Bieri (2007): Steuern, Transfers und Einkommen in der Schweiz. Aktualisierung und Erweiterung der Studie «Existenzsicherung im Föderalismus in der Schweiz». Bern: Schweizerische Konferenz für Sozialhilfe

Knupfer Caroline, Natalie Pfister, Oliver Bieri (2007): Sozialhilfe, Steuern und Einkommen in der Schweiz. Bern: Schweizerische Konferenz für Sozialhilfe

Leuthold Heiri, Michael Herrmann (2007): Soziale Ungleichheit im Spannungsfeld von Stadt und Land, in: Caritas (Hg.): Sozialalmanach 2008. Luzern: Caritas-Verlag, S. 145-160

Oesch, Thomas, Markus Schärrer (2009): Regionale Preisindizes in der Schweiz - welche Verfahren lassen sich auf Deutschland übertragen? Rat für Sozial- und WirtschaftsDaten (RatSWD), Research Note No. 37

Pfister, Natalie (2009): Integrationsauftrag der Sozialhilfe in der Praxis. Eine Standortbestimmung der SKOS basierend auf einer Befragung von 20 Sozialdiensten. Bern: Schweizerische Konferenz für Sozialhilfe

Salzgeber Renate, Sarah Neukomm (2007): Kennzahlenvergleich zur Sozialhilfe in Schweizer Städten. Berichtsjahr 2006. Im Auftrag der Städteinitiative Sozialpolitik, Stäfa: sofrag – Büro für sozialpolitische Fragen

Salzgeber Renate, Sarah Neukomm (2009): Kennzahlenvergleich zur Sozialhilfe in Schweizer Städten. Berichtsjahr 2008. Im Auftrag der Städteinitiative Sozialpolitik, Bern: Berner Fachhochschule

Salzgeber Renate, Sarah Neukomm (2010): Kennzahlenvergleich zur Sozialhilfe in Schweizer Städten. Berichtsjahr 2009 – 13 Städte im Vergleich. Im Auftrag der Städteinitiative Sozialpolitik. Bern: Berner Fachhochschule

Schuler Martin, Dominique Joye (o.J.): Typologie der Gemeinden in der Schweiz 1980 – 2000. Im Auftrag des Bundesamtes für Statistik

Stutz Heidi (2005): Prognose der Kostenentwicklung in der individuellen Sozialhilfe. Einflussfaktoren, Prognosen anderer Sozialämter und Vorgehen beim Aufbau eines Prognosemodells. Im Auftrag der Gesundheits- und Fürsorgedirektion des Kantons Bern (GEF)

Stutz Heidi, Tobias Fritschi, Patrick Detzel, Susanne Schmugge (2006): Kosten-Nutzen-Analyse der Bedarfsleistungen des Sozialdepartements der Stadt Zürich. Im Auftrag des Sozialdepartements der Stadt Zürich

Wicki Werner, Mirjam Pfister-Sieber (2000): Wissen, Einstellungen und Handlungsstrategien von Schweizer Bauern und Bäuerinnen im Zusammenhang mit Einkommenseinbussen und materieller Knappheit. Bern: Hochschule für Soziale Arbeit