



# IST ERWERBSARBEIT FÜR SOZIALHILFE- BEZÜGER EIN PRIVILEG?

Welche Sozialhilfebezüger  
finden in der Schweiz  
eine dauerhafte Erwerbsarbeit?

Welche Wirkung entfaltet auf Re-  
integration zielende Sozialhilfe?

Analyse der Einflussfaktoren  
der kurz- und mittelfristigen  
Wiedereingliederungschancen  
in den ersten Arbeitsmarkt  
von Neuzugängern in die Sozialhilfe  
der Jahre 2005 und 2006

*Zusammenfassung in  
französischer Übersetzung /  
Résumé en français*

Studie im Auftrag der  
Aufsichtskommission für den  
Ausgleichsfonds  
der Arbeitslosenversicherung

**Daniel C. Aeppli  
Thomas Ragni**



# **„IST ERWERBSARBEIT FÜR SOZIALHILFEBEZÜGER EIN PRIVILEG?“**

**WELCHE SOZIALHILFEBEZÜGER  
FINDEN IN DER SCHWEIZ  
EINE DAUERHAFTE ERWERBSARBEIT?**

---

**WELCHE WIRKUNG ENTFALTET AUF  
REINTEGRATION ZIELENDE  
SOZIALHILFE?**

Analyse der Einflussfaktoren  
der  
kurz- und mittelfristigen Wiedereingliederungschancen  
in den ersten Arbeitsmarkt  
von  
Neuzugängern in die Sozialhilfe der Jahre 2005 und 2006

**Daniel C. Aepli & Thomas Ragni**

**30. Juni 2009**

# Impressum

## Empfohlene Zitierweise

Autoren: Daniel C. Aepli, Thomas Ragni  
Titel: Ist Erwerbsarbeit für Sozialhilfebezüger ein Privileg? – Welche Sozialhilfebezüger finden in der Schweiz eine dauerhafte Erwerbsarbeit? Welche Wirkung entfaltet auf Reintegration zielende Sozialhilfe?  
Untertitel: Analyse der Einflussfaktoren der kurz- und mittelfristigen Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt von Neuzugängern in die Sozialhilfe der Jahre 2005 und 2006  
Bewilligungs- und  
Finanzierungsinstanz: Aufsichtskommission des ALV-Fonds  
Auftraggeber: SECO  
Ort: 3003 Bern  
Jahr: 2009

## Begleitgruppe

Aeberhardt Werner EVD / SECO-DP  
Bammatter Andreas Sozialhilfe Stadt Basel  
Corpataux José SGB  
Dubacher Heinrich Sozialhilfe Luzern  
Hertig Hansruedi Konso  
Hochuli Gisela EDI / BSV  
Huguenot Marie-Pierre Sozialhilfe Lausanne  
Littmann-Wernli Sabina EDI / BSV  
Lützelshwab Daniella Swissmem  
Makausz Dora EVD / SECO-DA  
Müller Patrik Sozialhilfe Stadt St. Gallen  
Reusser Beatrice Sozialhilfe Biel  
Schmid Walter SKOS  
Spillmann Markus Sozialhilfe Stadt Basel  
Spoerli Matthias Sozialhilfe Lausanne  
Weber Bernhard EVD / SECO-DP (Leiter Begleitgruppe)  
Wehrle Barbara Konso

## Projektteam

Daniel C. Aepli, Dr. phil. I  
Sozialforschung, Spalenberg 18, 4051 Basel, Tel. 061 - 261 34 78, daniel\_aepli@bluewin.ch

Hansruedi Hertig, Barbara Wehrle  
Konso, Institut für Konsumenten- und Sozialanalysen, 4002 Basel, b.wehrle@konso.ch, hertighr@konso.ch

Thomas Ragni  
EVD / Staatssekretariat für Wirtschaft SECO, Direktion für Wirtschaftspolitik (DP), Ressort Arbeitsmarktanalyse und Sozialpolitik (DPAS), 3003 Bern, thomas.ragni@SECO.admin.ch

*Die Autoren danken dem Projektteam für die wertvolle Mitarbeit und der Begleitgruppe für die kritische Diskussion.*

*Gleichwohl gibt der Bericht allein die Auffassung der Autoren wieder, die nicht notwendigerweise mit der Auffassung des Auftraggebers oder der Mitglieder der Begleitgruppe übereinstimmen muss. - Ein extern durchgeführtes neutrales Expertengutachten (Referee) der Studie liegt vor.*

## Executive Summary

Welche Chancen zur Wiedereingliederung in den Arbeitsmarkt besitzen die Neubezüger von Sozialhilfe? Und welche Wirkungen entfaltet bei ihnen kurz- und mittelfristig eine auf Reintegration zielende Sozialhilfe? Aktivierungsziele *im engen Sinn* – nach dem Vorbild der Arbeitslosenversicherung – sind auch in der Sozialhilfe in den letzten Jahren immer wichtiger geworden. Gemeint ist damit die rasche und dauerhafte Reintegration in den ersten Arbeitsmarkt. Über den Erfolg der Tätigkeiten und Massnahmen weiss man bis heute wenig. Der Ausgleichsfonds der Arbeitslosenversicherung hat deshalb eine Studie in Auftrag gegeben, welche eine erste Beurteilung, basierend auf einer soliden Datenbasis, vornehmen soll. Die hier präsentierten Ergebnisse möchten einen Anstoss zu einer wirkungsvolleren Praxis geben, die auch eine bessere Koordination zwischen Arbeitslosenversicherung und Sozialhilfe beinhalten sollte.

Wir befragten Personen, die sich in den Städten Basel, Luzern, St. Gallen, Lausanne und Biel in den Jahren 2005 und 2006 neu bei der Sozialhilfe anmeldeten. In den Städten Luzern, St. Gallen und Biel wurden alle Personen der Grundgesamtheit in die Untersuchung einbezogen, in Basel und Lausanne eine repräsentative Zufallsstichprobe. Mit diesen Personen wurden insgesamt 1'529 telefonische Interviews realisiert. Für die multivariate Analyse sind die so gewonnenen Umfragedaten mit Daten der Arbeitsmarktstatistik zusammen geführt worden.

Um kausal interpretierbare Analysen der Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt zu erleichtern, haben wir bewusst den relativ grossen „Altbestand“ in der Sozialhilfe ausgeschlossen. Der Preis, den wir dafür bezahlen müssen, ist, dass die Ergebnisse der Einflussfaktoren und der Wirksamkeit von Massnahmen nur für die „Neuzugänger“ zur Sozialhilfe gelten. Nahe liegend ist auch, dass insbesondere alle Aussagen zu den Erfolgsquoten und der Massnahmenwirksamkeit geschönt wären, würde man sie verallgemeinernd auf den Gesamtbestand aller Sozialhilfebezüger anwenden.

A. Die hauptsächlichen Fragestellungen im *beschreibend-erklärenden ersten Teil der Studie* lauteten:

- Wie vielen und welchen Sozialhilfebezügern gelingt die dauerhafte (Wieder)-Aufnahme einer Erwerbsarbeit und damit die dauerhafte vollständige Ablösung von der Sozialhilfe?
- Worin unterscheiden sich die Personen, die dauerhaft auf Sozialhilfe angewiesen bleiben, einerseits von denjenigen, die sich nicht dauerhaft im Erwerbsleben integrieren können, anderseits von denjenigen, denen die dauerhafte Integration gelingt?
- Wie viele und welche Sozialhilfebezüger finden kurzfristig Arbeit, verlieren diese aber wieder?
- Finden Sozialhilfebezüger, die eine Integrationsmassnahme der Sozialhilfe absolviert haben, eher eine dauerhafte Arbeit als solche, die keine Massnahme durchlaufen haben?

- Welche Wichtigkeit haben persönlich zurechenbare Eigenschaften, welche die verschiedenen Gruppen von Sozialhilfebezüglern unterscheiden?

Von jenen Personen, welche sich in den Jahren 2005 und 2006 in den Städten Basel, Biel, Lausanne, Luzern und St. Gallen neu bei der Sozialhilfe anmeldeten, vermochten sich bis zum Zeitpunkt unserer Untersuchung (September 2008 bis Januar 2009) durchschnittlich 60% von der Sozialhilfe abzulösen. In Biel gelang dies mit 47% anteilmässig deutlich weniger Personen, als in den anderen vier Städten. Spitzenreiter war St. Gallen mit einer Ablösequote von 67%.

Zum Zeitpunkt der Untersuchung verfügten 52% aller Befragten über eine Erwerbsarbeit. Weitere 9% waren zeitweilig erwerbstätig, verloren die Stelle später aber wieder. 39% blieben über den gesamten Zeitraum ohne Stelle. Am höchsten lag der Anteil an Personen mit einer Erwerbsarbeit zum Befragungszeitpunkt in Luzern mit 60%, am niedrigsten in Biel mit 44%.

Diese Ergebnisse korrespondieren gut mit jenen der Studie über die Situation der Ausgesteuerten im Jahre 1999.<sup>1</sup> Damals gingen 51% der Ausgesteuerten rund ein Jahr nach der Aussteuerung einer Beschäftigung nach. Die Jahre 1999 und 2008 sind relativ gut vergleichbar. In beiden Jahren herrschte eine gute Konjunktur und die Arbeitslosenquote lag mit 2.7% (1999) respektive 2.6% fast gleich hoch.

Betrachtet man die Erwerbssituation der Befragten etwas genauer, stellt man deutliche Unterschiede fest, was die Stabilität der Beschäftigungsverhältnisse angeht.

- 23% aller antwortenden Personen, also fast ein Viertel, waren dauerhaft in den ersten Arbeitsmarkt integriert. Sie hielten seit mehr als sechs Monaten die gleiche Stelle mit einem unbefristeten Arbeitsvertrag und bezogen keine Sozialhilfe mehr.
- 3% waren selbstständig erwerbend, ohne Sozialhilfe zu beziehen.
- 6% verfügten über eine Stelle mit einem unbefristeten Arbeitsvertrag, waren aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle.
- 9% fanden nur eine befristete Stelle, temporäre Arbeit oder Arbeit auf Abruf.
- 9% fanden zuerst eine Arbeit, verloren diese aber wieder oder gaben sie auf.
- 11% verfügten über eine Arbeit, mussten aber daneben noch Sozialhilfe beziehen (Working poor).
- 28% fanden keine Arbeit und waren dauerhaft auf die Sozialhilfe angewiesen.
- 11% waren von der Sozialhilfe abgemeldet, hatten aber seither nie Arbeit gefunden oder keine Arbeit gesucht.

Je höher die Sozialhilfequote in einer Stadt lag, desto seltener gelang den neuen Sozialhilfebezüglern eine dauerhafte Integration in den Arbeitsmarkt. Biel wies mit 11.0% von den fünf untersuchten Städten die höchste Sozialhilfequote<sup>2</sup> auf und verzeichnete mit 15% den gerings-

<sup>1</sup> Aeppli, 2000

<sup>2</sup> Quelle: Bundesamt für Statistik (BFS), Sektion Sozialhilfe. Die Angaben beziehen sich auf das Jahr 2007. Die Referenzgrösse ist die ständige Wohnbevölkerung.

ten Anteil an dauerhaft integrierten Personen. In Lausanne, wo der Anteil an Personen mit dauerhafter Arbeit mit 20% ebenfalls unter dem Durchschnitt lag, betrug die Sozialhilfequote 9.9%. In den drei Städten mit überdurchschnittlichen Anteilen an dauerhaft integrierten Personen lagen die Sozialhilfequoten deutlich niedriger: Basel 6.9%, St. Gallen 4.6% und Luzern 3.8%. Wie die Zahlen zeigen, haben Sozialhilfebezüger in Städten mit hohen Sozialhilfequoten offenbar geringere Chancen, sich dauerhaft in der Arbeitswelt zu integrieren, als solche in Städten mit tieferen Sozialhilfequoten. Anders ausgedrückt, weisen Städte, welche bei der Reintegration ihrer Sozialhilfebezüger weniger erfolgreich sind, höhere Sozialhilfequoten auf.

Die durchschnittliche Sozialhilfequote für die ganze Schweiz betrug 3.1%. Die vorliegende Untersuchung liefert ein repräsentatives Bild der städtischen Sozialhilfe in der Schweiz, welche im Vergleich zum Schweizer Durchschnitt mit teils deutlich höheren Sozialhilfequoten konfrontiert sind.

Ältere Personen im Alter von 50- bis 65 Jahren blieben mit 38% anteilmässig deutlich häufiger ohne Arbeit und dauerhaft auf Sozialhilfe angewiesen als jüngere Personen mit rund 25%. 30- bis 49-jährige Personen konnten sich mit 27% anteilmässig am häufigsten dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren. Es folgen die 18- bis 29-jährigen Personen mit einer Integrationsquote von 22%. Von den 50- bis 65-jährigen Personen gelang nur 17% eine dauerhafte Integration. Auch die Aufnahme einer befristeten Erwerbstätigkeit gestaltete sich für ältere Sozialhilfebezüger schwieriger. Der Anteil von Personen mit eher instabilen Arbeitsverhältnissen nimmt mit ansteigendem Alter deutlich von 33% auf 16% ab.

17% der 50- bis 65-jährigen Personen meldete sich von der Sozialhilfe ab, ohne Arbeit gefunden zu haben. Mit unter 10% lag dieser Anteil bei den jüngeren Altersgruppen deutlich tiefer. Hauptgrund für eine Abmeldung von der Sozialhilfe ohne Arbeit dürfte der Zuspruch einer IV-Rente sein. 54% dieser Personen nannte nach Abmeldung von der Sozialhilfe u.a. die IV als Einkommensquelle.

Von den befragten Personen, welche eine Erwerbstätigkeit ausübten (52% aller Befragten), arbeiteten 45% Teilzeit. Damit lag der Anteil deutlich über dem Durchschnitt der ständigen Erwerbsbevölkerung von 31%. Am meisten Teilzeitbeschäftigte fanden sich mit einem Anteil von 47% in der Stadt Luzern, am wenigsten mit einem Anteil von 41% in Lausanne. Ein hoher Anteil, nämlich 40% der Teilzeitbeschäftigten, arbeitete unfreiwillig Teilzeit und hätte eine Vollzeitstelle bevorzugt. Am höchsten lag dieser Anteil mit 49% in Lausanne, am tiefsten mit 35% in der Stadt St. Gallen.

Zwei Drittel der Personen, die sich von der Sozialhilfe ablösten und über Arbeit verfügten (40% der Befragten), verdienten an der neuen Stelle mehr als sie zuletzt an Sozialhilfe bezogen, 18% verdienten gleich viel und 16% erzielten einen Lohn, der unter dem Betrag der letzten Sozialhilfe lag. In der Stadt St. Gallen erreichten drei Viertel im Vergleich zum Betrag der letzten Sozialhilfe ein höheres Erwerbseinkommen, in Biel nur 63% und in Lausanne nur 64%.

Für sehr viele Personen mit Arbeit reichte der Verdienst nicht aus, um den Lebensunterhalt zu bestreiten. 46% der Personen mit Arbeit erzielen einen zu geringen Verdienst, am meisten mit einem Anteil von 55% in Biel und am wenigsten mit einem Anteil von 35% in der Stadt St. Gallen. Ein Drittel der Personen mit Arbeit erzielte ein persönliches Erwerbseinkommen zwischen 500 und 2'000 Franken pro Monat. Dies betrifft 16% der befragten Personen, also erheblich mehr als die 12% Personen, die zusätzlich zum Lohn noch Sozialhilfe beziehen. In Biel gab es mit einem Anteil von 41% am meisten Personen, die zwischen 500 und 2000

Franken verdienen. Einen Lohn von über 5'000 Franken erzielten im Durchschnitt nur 7% aller Personen mit Arbeit.

Mehr als ein Drittel der Personen mit Arbeit gab an, dass die gegenwärtige Stelle nur teilweise oder gar nicht ihren Vorstellungen und Wünschen zu Beginn der Arbeitsuche entspräche. Der Anteil dieser Personen ist in Biel mit 45% am höchsten und in Lausanne mit 26% am geringsten. Als häufigster Grund, warum die jetzige Arbeit teilweise oder gar nicht den Vorstellungen und Wünschen entspricht, wurde der zu tiefe Lohn genannt. 71% der Personen, deren Arbeit teilweise oder gar nicht den Vorstellungen und Wünschen entsprach, waren mit dem Lohn unzufrieden. In der Stadt Luzern geben sogar 82% dieser Personen an, ihr Lohn sei zu tief. Der zweithäufigste Grund der Unzufriedenheit war, dass die ausgeübte Arbeit nicht der Ausbildung entsprach. 56% der Personen, deren Arbeit teilweise oder gar nicht den Vorstellungen und Wünschen entsprach, mussten eine Stelle annehmen, die ihrer Ausbildung nicht gerecht wurde.

Wir fragten alle Personen, die sich von der Sozialhilfe abgemeldet haben, wie hoch ihr jetziger Lebensstandard im Vergleich zum Zeitpunkt, als sie Sozialhilfe bezogen, sei. Für die Hälfte dieser Personen lag der aktuelle Lebensstandard höher als zur Zeit, als sie Sozialhilfe bezogen. Für 14% lag der Lebensstandard tiefer und für 35% ist er gleich geblieben. Die Hälfte der Personen, die von der Sozialhilfe abgemeldet sind, erlebt also keine Verbesserung des Lebensstandards.

38% aller Befragten beanspruchten schon vor dem Jahre 2005 einmal Sozialhilfe. Der Anteil ist mit 47 bzw. 44% in Biel und Basel am höchsten, in Lausanne mit 27% am niedrigsten. Mehr als drei Viertel aller Befragten hatten sich schon einmal oder mehrmals bei einem Regionalen Arbeitsvermittlungszentrum (RAV) als arbeitslos gemeldet. Es ist anzunehmen, dass die meisten von ihnen ausgesteuert wurden und als Ausgesteuerte zur Sozialhilfe gelangten. Diese Befunde deuten darauf hin, dass der Drehtüreffekt (Wechsel zwischen Arbeit, Arbeitslosenversicherung und Sozialhilfe) weit verbreitet ist. In Lausanne und in Luzern waren mit einem Anteil von 84 bzw. 83% am meisten Personen vorher arbeitslos, in Biel mit einem Anteil von 72% am wenigsten.

Rund ein Drittel aller Befragten besuchte eine externe Integrationsmassnahme, die von der Sozialhilfe der betreffenden Stadt angeboten wurde. Dabei handelte es sich vor allem um Beschäftigungsprogramme und Kurse, welche die Integrationschancen in die Arbeitswelt verbessern sollen. In Luzern und in Biel absolvierten mit einem Anteil von 35% am meisten Personen solche Massnahmen, in Lausanne mit einem Anteil von 22% am wenigsten.

Die Absolventen von Integrationsmassnahmen finden anteilmässig weniger oft eine neue Arbeit als die Personen ohne solche Massnahmen. Von den Absolventen fanden 45% eine neue Stelle, von den Personen ohne Massnahme 55%. Das heisst noch nicht automatisch, dass die Integrationsmassnahmen keine Wirkung zeitigen. Zur korrekten Ermittlung der Wirkung ist ein Verständnis darüber zu gewinnen, nach welchen Kriterien Massnahmen zugeteilt werden. Eine Vermutung ist beispielsweise, dass solche Massnahmen vor allem Personen empfohlen werden, die erhebliche Integrationsdefizite aufweisen. Personen, die gemäss Einschätzung der Berater gute Chancen haben, wieder in der Arbeitswelt Fuss zu fassen, kommen eher weniger in den Genuss von Massnahmen. Diese Art von sog. Selektionsverzerrung sind noch zu berücksichtigen.

Viele Sozialhilfebezüger haben soziale und berufliche Defizite. Sie wissen nicht oder nicht mehr, wie man sich erfolgreich um Stellen bewirbt. Sie haben nicht gelernt, mit Geld umzugehen, haben Schulden und brauchen eine Schuldenberatung. Sie haben persönliche Probleme



me, die besprochen werden sollten, wissen aber nicht, an welche Stelle sie sich wenden sollen. Das Sozialamt gewährt deshalb seinen Klienten nicht nur finanzielle Unterstützung zur Bestreitung des Lebensunterhalts, sondern auch nicht-finanzielle Unterstützungen, die das Amt selber erbringt. Die nicht-finanziellen Unterstützungen stehen neben der monetären Sozialhilfe als zentrales Element im Sinne einer umfassenden „sozialen Hilfe“. Unter den nicht-finanziellen Unterstützungen wurde die Abrechnung mit der Krankenkasse mit einem Anteil von fast der Hälfte am meisten beansprucht. An zweiter und dritter Stelle folgen das direkte Ausführen der Mietzahlungen und das Besprechen von persönlichen Problemen mit einem Anteil von je einem Drittel. Weitere oft beanspruchte nicht-finanzielle Dienstleistungen sind das Vermitteln von Integrationsmassnahmen wie Beschäftigungsprogramme und Kurse mit einem Anteil von einem Viertel, das Festlegen von Zielvereinbarungen mit 18%, die Information über passende offene Stellen mit 17%, die kooperative Begleitung und Unterstützung mit ebenfalls 17% und die Hilfe beim Schreiben von Bewerbungen und beim Verfassen des Lebenslaufs mit 16%. Es besteht also ein reges Interesse an den nicht-finanziellen Unterstützungen. Ob sie allerdings auch im Sinne einer auf Reintegration zielende Sozialhilfe nützlich sind, lässt sich erst beurteilen, wenn auch hier eine Selektionsbereinigung durchgeführt worden ist. Die Resultate dazu werden in unserem nachfolgenden Artikel vorgestellt.

Drei von fünf der Personen, die Arbeit gefunden haben, beurteilen ihre beruflichen Zukunftsaussichten als gut oder sehr gut. Unter den weiterhin arbeitslosen Personen ist es dagegen nur eine von fünf, die gute oder sehr gute Aussichten sieht, wieder eine Stelle zu finden. Wer Arbeit hat, schätzt auch ganz allgemein seine Zukunftsaussichten wesentlich optimistischer ein. Die Arbeit hat immer noch einen zentralen Stellenwert in unserer Gesellschaft.

Die Befragung fand von September 2008 bis Januar 2009 statt. Mindestens bis in den November 2008, als die Arbeitslosenquote noch bei 2.7% lag, schlug die Wirtschaftskrise noch nicht auf den Arbeitsmarkt durch. Es muss deshalb betont werden, dass der gute Erfolg bei der Stellensuche zum Teil der damaligen, noch guten Arbeitsmarktlage zu verdanken ist.

Für die kommenden Monate wird allgemein ein starker Anstieg der Arbeitslosigkeit erwartet. Die Konjunkturforschungsstelle (KOF) der Eidgenössischen Technischen Hochschule (ETH) Zürich rechnet z. B. in ihrer Sommerprognose vom 9. Juni 2009 für das Jahr 2009 mit einer Arbeitslosenquote von 3.9% und für das Jahr 2010 mit einer solchen von 5.8%. Damit wird auch die Zahl der Aussteuerungen erheblich zunehmen, was eine grosse Nachfrage nach der Unterstützung durch die Sozialhilfe auslösen wird. In dieser Zeit müssen wir damit rechnen, dass auch die Reintegration von Sozialhilfebezügern schwieriger werden wird.<sup>3</sup> Hinweise darauf, wie das Ziel der Arbeitsmarktintegration besser erreicht werden kann sind also dringlicher denn je. Die vorliegende Untersuchung soll dazu in einem bislang erst wenig erforschten Gebiet zusätzliche Erkenntnisse liefern.

---

<sup>3</sup> Weil wir „Prekarität“ u.a. mit der Dauer der Beschäftigung erfasst haben (nicht dauerhaft = tendenziell prekäre, auf „Hire & Fire“ angelegte Arbeitsstelle), hat es sich nicht vermeiden lassen, dass unser diesbezüglicher Indikator konjunktursensibel ist. Das heisst, unsere Messungen der *absoluten* Erfolgsquoten (des vermutlichen Entrinnens aus dem Drehtüreffekt, des vermutlich definitiven Ablösens von der Sozialhilfe) gelten nur für „konjunkturell gute Zeiten“. Für Trendaussagen müsste man unsere *absoluten* Kennzahlen daher mit jenen aus vergangenen und künftigen guten Konjunkturlagen vergleichen. – Im Teil I unserer Studie betreffen *relative* Vergleiche im Wesentlichen solche zwischen den Städten. Sie dürften auch konjunkturübergreifend Gültigkeit haben. Im Teil II betrachten wir fast ausschliesslich nur noch *relative* Kennzahlen des Erfolgs (Veränderungsraten, prozentuale Einflussstärken), von denen man hoffen darf, dass sie nicht allein konjunkturelle Momentaufnahmen abbilden, sondern auch „strukturelle“ Zusammenhänge aufdecken, die also über den Konjunkturzyklus hinweg längerfristig empirisch gültig sind.

B. Im analytisch-erklärenden zweiten Teil der vorliegenden Arbeit haben wir versucht, die Wirkung von einzelnen Einflussfaktoren auf die Ziele der „aktivierenden“ Sozialhilfe im engen Sinn, d.h. auf die Verbesserung der Wiedereingliederungschance in den ersten Arbeitsmarkt, kausal interpretierbar zu evaluieren.

Während die Wiedereingliederungschancen der stellensuchenden Sozialhilfeempfänger in der Phase der Hochkonjunktur für gewisse Personenkreise durchaus beachtlich waren, blieben die Wiedereingliederungserfolge, die sich auf die Aktivitäten der Sozialämter kausal zurückführen lassen, leider enttäuschend.

Die vorliegende empirische Untersuchung hat damit im Wesentlichen die Haupteckdaten aus der „Frühzeit“ der Erfahrungen mit den aktivierenden arbeitsmarktlichen Massnahmen (Ende 90er Jahre) erhärtet. Ähnlich wie in den ersten Wirksamkeitsevaluationen der aktivierenden Arbeitsmarktpolitik kommen wir zum Schluss, dass die Massnahmen der auf Reintegration zielende Sozialhilfe keine empirisch nachweisbare Wirkung auf die Reintegration der Sozialhilfeempfänger entfalten konnten. Relativierend muss man allerdings beachten, dass die Sozialhilfe mit ihren Massnahmen nicht nur „Aktivierung“ im engen Sinn betreiben darf, sondern sich auch „aktiv“ um soziale Integration und den Erhalt von menschenwürdigen Lebensumständen zu kümmern hat.

Kommen wir nun zu den individuellen Faktoren, welche die Wiedereingliederungschance beeinflussen.

- *Personen über 50 Jahre* haben deutlich geringere Reintegrationschancen. Dieser Befund bleibt bestehen, wenn auch jene Einflüsse konstant gehalten werden, die sonst mit zunehmenden Alter tendenziell häufiger auftreten. Der Einfluss lockert sich erst dann deutlich auf, wenn auch noch die subjektive Einschätzung der beruflichen Zukunft in die Untersuchung einbezogen wird.
- *Personen ohne abgeschlossene Ausbildung auf Sekundarstufe II* haben deutlich schlechtere Integrationschancen als solche mit Abschluss. Personen mit tertiärer Ausbildung weisen gegenüber solchen mit einem Abschluss der Sekundarstufe II jedoch keine besseren Integrationschancen auf. Inwieweit „kein Berufsbildungsabschluss“ ein Symptom für tiefer oder anders liegende Probleme ist oder als Anzeichen für „Bildungsunfähigkeit“ zu interpretieren ist, muss hier offen bleiben.
- Die *bisher erreichte Hierarchie im Beruf* übt einen deutlich positiven Einfluss auf die Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt aus. Der Grund dürfte sein, dass ein vergangener beruflicher Aufstieg nicht bloss verlorene betriebsspezifische Kenntnisse erfasst, sondern auch generelles Humankapital misst, also z.B. soziale Kompetenz, Selbstkompetenz und Methodenkompetenz, und auch allgemeine Leistungsmotivation, die die künftigen Berufschancen weiterhin positiv zu beeinflussen vermögen.
- Die *Kompetenz in der Umgebungssprache am Wohnort* übt einen deutlich positiven Einfluss auf die Wiedereingliederungschance aus. Allerdings ist es möglich, dass die Variable v.a. in ihrer tiefen Ausprägung auch nicht direkt messbare Aspekte der sozialen Realität widerspiegelt. Es kann sein, dass *eigener* mangelnder Integrationswille zu mangelhafter sprachlicher Kompetenz führt, oder dass dasselbe durch soziale Ausgrenzung *von aussen* bewirkt wird.
- Sobald Faktoren berücksichtigt werden, die typischerweise bzw. relativ häufiger mit dem Ausländerstatus zusammen auftreten, wie z.B. Schwierigkeiten mit der Umgebungsspra-

che am Wohnort oder das Fehlen einer Berufsbildung, können keine „diskriminierenden“ Faktoren gegenüber *Ausländern* nachgewiesen werden.

- Für *Kinder finanziell aufkommen* zu müssen, wirkt sich leicht positiv auf die Wiedereinstiegchancen aus. Wir interpretieren dies so, dass situativ auftretende Armutsrisiken per saldo eher motivierend wirken, eine Stelle zu suchen oder zu akzeptieren. Der Umstand, *allein erziehend* zu sein, verschlechtert dagegen die Chancen der Reintegration. Hier überwiegt offenbar der Effekt der „Inflexibilität“ aus Erziehungspflichten den motivierenden Effekt aus situativer Armut.
- Berücksichtigt man die eingangs genannten Faktoren, hat das *Geschlecht* keinen separaten signifikanten Einfluss mehr auf die Wiedereingliederungschance in den ersten Arbeitsmarkt.
- Neuzugänger in die Sozialhilfe, welche ihre *allgemeinen Zukunftsaussichten sowie die Chancen für eine Arbeitsmarktreintegration schlechter einschätzen*, haben mehr Mühe, eine dauerhafte Erwerbstätigkeit zu finden. Solche subjektiven Einschätzungen sind sicher durch reale vergangene Misserfolge bei der Arbeitssuche mitgeprägt. So treten z.B. negative Zukunftserwartungen bei Personen häufiger auf, die schon früher einmal Sozialhilfe bezogen haben. Man misst mit den persönlichen Urteilen zu den eigenen Arbeitsmarktchancen somit auch Resignationseffekte der Langzeitarbeitslosigkeit. Andere Einflussfaktoren können aber auch hineinspielen, z.B. erzieherische Prägungen, die besonders hohe (Status- oder Leistungs-) Ansprüche an sich selber stellen.
- Aus unterschiedlichen Indizien lässt sich erschliessen, dass Faktoren der sozialen Desintegration und der Resignation, allgemein biografisch prägende negative Erfahrungen, einen stark erfolgsmindernden Einfluss auf die Reintegration ausüben. Die Wirkung *finanziell unattraktiver Anreize*, die es erschweren oder verhindern, eine Erwerbsarbeit aufzunehmen (sog. Armutsfallen), liess sich mit den vorliegenden Daten dagegen erst ansatzweise untersuchen. Einige „unscharfe“ Hinweise auf ihre Existenz konnten zwar entdeckt werden. Die quantitative Bedeutung dieses Einflusskanals muss in künftigen Studien aber noch viel genauer untersucht werden.

Nun zu den sprachregionalen Unterschieden:

- Der *Wohnort in der welschen Schweiz* hat einen durchwegs deutlich negativen Einfluss. Die Interpretation, ob hier ein „kultureller“, nicht beeinflussbarer Effekt spielt, ist nicht so eindeutig, wie es auf den ersten Blick erscheint. Denn in der Westschweiz ist zugleich die „Neuzugängerquote in die Arbeitslosigkeit“ deutlich grösser als in der deutschen Schweiz. Strukturelle Faktoren wie beispielsweise die Branchenzusammensetzung, die Bedeutung der Grenzgängerbeschäftigung, stärkere Unterschiede im Lohnniveau zum nahen Ausland etc. kommen als Erklärung deshalb ebenfalls in Frage.

Schliesslich sind noch die aktivierenden Massnahmen zu erwähnen:

- Durch die Sozialämter verfügte, aber nicht selber durchgeführte *externe Integrationsmassnahmen* (meist Beschäftigungsprogramme auf dem zweiten Arbeitsmarkt) gehen mit einer deutlich tieferen Erfolgsrate einher, bezogen auf das Ziel der raschen und dauerhaften Integration in den regulären Arbeitsmarkt. Dieses Ergebnis bleibt auch dann bestehen, wenn die Massnahmenteilnehmer an einer „fairen Vergleichsgruppe“ gemessen werden,

die keine Massnahme erhalten hat, sonst aber im Durchschnitt die gleichen Eigenschaften aufweist wie die Teilnehmergruppe.

- Wenn dieses *enttäuschende Hauptergebnis* unserer Wirkungsevaluation in *kausalem Sinn* interpretiert wird, weist es auf die mögliche Gefahr hin, dass insbesondere länger andauernde Integrationsmassnahmen zu einem Verharren in der Sozialhilfe führen (sog „Einschliess“- oder „Lock in“-Effekt), weil sowohl die Betreuer als auch die Stellensuchenden in dieser Zeit unwillkürlich die Intensität der Jobsuche reduzieren. Eine wichtige Lektion auch schon aus früheren Evaluationsstudien ist daher, dass „keine Massnahme“ zu verfügen in vielen Fällen die deutlich wirkungsvollste Massnahme ist. Dies gilt insbesondere bei Personen, deren Chance auf eine rasche Reintegration intakt und deren Eigeninitiative erfolgsversprechend ist. Beides müsste eine statistisch fundierte Triagierung frühzeitig und zuverlässig erkennen.

Es könnte allerdings sein, dass auch noch *zwei nicht-kausale Einflüsse* den Misserfolg der Massnahmenzuteilung mit erklären: (1) Wir haben uns zwar sehr um einen fairen Vergleich zwischen der Massnahmen- und einer Vergleichsgruppe bemüht, so dass der verzerrende Einfluss, dass Massnahmen tendenziell häufiger besonderen Problemfällen verordnet werden, eigentlich neutralisiert sein sollte. Es ist jedoch möglich, dass nicht alle solche Selektionsverzerrungen in unseren Daten beobachtbar sind und daher ein fairer Vergleich nicht perfekt gelungen ist. (2) Sofern ein klar erkennbarer Zielkonflikt zwischen sozialer Integration und Reintegration in den ersten Arbeitsmarkt herrschen sollte, müsste man zum Schluss gelangen, dass im Zweifelsfall die sozialen und humanen Aspekte oft Vorrang geniessen vor den erhofften Effizienzwirkungen aus der Wiedereingliederung.

- Die übrigen in der Umfrage erfassten *nicht-finanziellen „aktivierenden“ Massnahmen* haben unterstützende, beratende und auch kontrollierende Funktion und betreffen Massnahmen, die die Sozialämter selber durchführen können, z.B. die Hilfe bei einer Antragsstellung, die Übernahme des Zahlungsverkehrs oder Gespräche zur Standortbestimmung. Obwohl für sie ein „Einschliess“-Effekt unglaublich ist, weil der Zeitaufwand für sie einfach zu gering ist, kommen sehr ähnliche Resultate wie bei den externen Massnahmen zustande. Dies könnte ein Hinweis sein, dass die erwähnten versteckten Selektionseffekte doch eine bedeutende Rolle spielen. In diesem Fall wäre eine hohe Anzahl verfügbarer nicht-finanzieller Massnahmen ein Ausdruck der Machtlosigkeit des Sozialamtes, die Integration in den Arbeitsmarkt für gewisse Personen zu begünstigen. Dieses Dilemma der Scheinaktivität aus dem Auftrag, auch im engen arbeitsmarktlichen Sinn aktivieren zu „müssen“, könnte v.a. bei besonders unselbständigen Personen entstehen. Verschiedentlich wird die Vermutung geäussert, auf diese Weise werde unabsichtlich deren Unselbständigkeit weiter verfestigt und noch verstärkt.

An dieser Stelle zeigt sich klar, dass wir leider *nur eine Wirkungs-, jedoch keine Prozess-evaluation* haben durchführen können. Das heisst, wir erkennen nur die am Ende des komplexen Beratungs- und Zuweisungsprozesses resultierenden (teilweise) selektionsbereinigten „durchschnittlichen“ Wirkungen, und auch dies nur in Bezug auf die „aktivierende“ Sozialhilfe im engen Sinn und in Bezug auf die Neuzugänger in die Sozialhilfe. Welche konkrete Praxis diese Wirkungen erzeugt haben, und welche Praxisänderung welche Wirkungsänderung entfalten würde, wissen wir nicht. Wir stehen hier vor einer „Black box“. Darum können wir auch keine Empfehlung abgeben, welche konkrete Praxisänderung angezeigt wäre, wenn sich nachträglich herausstellt, die bisherige Praxis der Massnahmenzuteilung habe für Massnahme AB bei der Personengruppe XY „keine Wirkung“ gezeitigt oder habe sogar kontraproduktive Effekte entfaltet. Als Folgerung für die Zukunft heisst das, die Triage- oder Profiling-Praxis seitens der Berater müsste formali-

siert und nachvollziehbar ausgestaltet werden, um nachträglich eruieren zu können, weshalb etwas nicht in erwünschter Weise gewirkt hat. Ausserdem müssten Anreize so gesetzt werden, dass die Berater auch ein Interesse haben, im Sinne der arbeitsmarktlich „aktivierenden“ Sozialhilfe ein Optimum zu erreichen.

Noch ein wichtiger Hinweis ist hier angebracht: Wir haben bisher allein für die Gruppe der Neueintretenden in die Sozialhilfe die kurz- und mittelfristigen Effekte auf die Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt diskutiert. Inwieweit externe Integrationsmassnahmen die Integrationschancen langfristig verbessern, lässt sich auf der Grundlage der vorliegenden Untersuchung nicht prüfen. Denkbar bleibt, dass die verfügbaren externen Massnahmen zunächst „nur“ die soziale Integration fördern, was sich mittel- und längerfristig positiv auf die Jobchancen auswirken könnte, z.B. weil Motivationseffekte der sozialen Integration in entsprechender Weise zu wirken beginnen. In diesem Fall würde kein Zielkonflikt, sondern Zielharmonie bestehen zwischen den ökonomischen und den nicht-ökonomischen Zielen der Sozialhilfe.

## Résumé

### A. Quels sont les bénéficiaires de l'aide sociale qui retrouvent un emploi durable?

#### **Combien de bénéficiaires de l'aide sociale retrouvent un emploi durable?**

Parmi les personnes qui étaient inscrites en 2005 et 2006 aux services d'aide sociale des villes de Bâle, Bienne, Lausanne, Lucerne et Saint-Gall, 60% en moyenne étaient déjà parvenues à s'en passer pendant la période de notre étude (soit entre septembre 2008 et janvier 2009). À Bienne, ce taux était nettement moins élevé (47%) que dans les quatre autres villes. À l'opposé, le champion était St-Gall, avec un taux de sortie de 67%.

Au moment de l'enquête, 52% de l'échantillon total interrogé exerçaient une activité lucrative, 9% avaient été employés à titre temporaire et ont à nouveau perdu leur emploi par la suite, 39% sont restés sans emploi sur toute la période considérée. La proportion de personnes exerçant une activité lucrative au moment de l'enquête était la plus élevée à Lucerne (60%) et la plus faible à Bienne (44%).

Ces résultats concordent avec ceux de l'étude sur la situation des chômeurs en fin de droit en 1999. Cette année-là, 51% des personnes en fin de droit exerçaient à nouveau une activité environ une année après avoir cessé de bénéficier de l'assurance-chômage. Les années 1999 et 2008 sont d'ailleurs aisément comparables, puisque toutes deux se sont distinguées par une conjoncture favorable et ont connu un taux de chômage quasi identique, de respectivement 2.7 et 2.6%.

Un examen plus détaillé de la situation des revenus des personnes interrogées fait apparaître les distinctions que voici:

- 23% de l'ensemble des personnes ayant répondu au questionnaire étaient durablement intégrées au marché du travail primaire; elles occupaient depuis plus de six mois le même poste avec un contrat de travail de durée indéterminée et ne touchaient plus aucune aide sociale;
- 3% travaillaient comme indépendants, sans bénéficier de l'aide sociale;
- 6% avaient un emploi avec un contrat de travail de durée indéterminée, mais occupaient cet emploi depuis moins de sept mois;
- 9% avaient un travail de durée limitée, temporaire ou sur appel;
- 9% avaient trouvé un emploi, mais l'ont ensuite perdu ou y ont renoncé;
- 11% avaient un emploi, mais devaient malgré cela recourir à l'aide sociale (travailleurs pauvres);
- 28% ne trouvaient pas de travail et devaient dépendre durablement de l'aide sociale;
- 11% étaient sortis de l'aide sociale mais n'avaient plus, depuis lors, cherché ou trouvé du travail.

### **Taux d'aide sociale et intégration au marché du travail**

Plus la quote-part de l'aide sociale est élevée dans une ville, plus il est rare que ses nouveaux bénéficiaires parviennent à se réinsérer durablement dans le marché du travail. Parmi les cinq villes passées en revue, Bienne présentait au moment de l'étude le taux d'aide sociale le plus élevé (11%) et la proportion de personnes durablement intégrées la plus faible (15%). À Lausanne, où la part des personnes ayant un emploi durable (20%) était également tombée au-dessous de la moyenne, le taux d'aide sociale atteignait 9.9%. Dans les trois villes ayant une proportion de personnes durablement intégrées au monde du travail supérieure à la moyenne, le taux d'aide sociale était nettement inférieur (6.9% à Bâle, 4.6% à Saint-Gall, 3.8% à Lucerne). Ces chiffres montrent que les bénéficiaires d'aide sociale des villes où ils sont en grand nombre ont moins de chances de réintégrer durablement le monde du travail que ceux des villes où le taux d'aide sociale est plus faible. En d'autres termes, les villes où la réintégration des assistés sociaux donne les moins bons résultats sont aussi celles qui ont un taux d'aide sociale élevé.

Le taux d'aide sociale s'élevait en moyenne à 3.1% sur l'ensemble de la Suisse. La présente enquête donne une image représentative de l'aide sociale en milieu urbain, où cette aide dépasse parfois très nettement la moyenne helvétique.

### **Quelles sont les personnes qui s'intègrent le mieux au marché du travail?**

La proportion des personnes âgées de 50 à 65 ans qui n'ont pas retrouvé de travail (38%) et dépendaient toujours de l'aide sociale est nettement plus élevée que celle des plus jeunes dans le même cas (environ 25%). Les personnes de 30 à 49 ans sont les plus nombreuses (27%) à s'intégrer durablement au monde du travail. Elles sont suivies par la catégorie des 18-29 ans (22%). Parmi les 50-65 ans, seuls 17% ont connu une intégration réussie. L'obtention d'un emploi ne serait-ce que temporaire apparaît difficile pour les personnes âgées bénéficiant de l'aide sociale. La proportion de personnes ayant une situation d'emploi plutôt instable diminue sensiblement avec l'âge, soit de 33% à 16%.

Dans la catégorie des 50-65 ans, 17% sont sortis de l'aide sociale sans avoir retrouvé du travail. Cette proportion est nettement plus faible (moins de 10%) dans les groupes d'âges plus jeunes. La raison principale d'une sortie de l'aide sociale sans retour au monde du travail est apparemment l'octroi d'une rente AI. Parmi les personnes concernées, 54% ont en effet mentionné l'obtention d'une nouvelle source de revenus, entre autres celle de l'AI, après leur sortie de l'aide sociale.

### **Caractéristiques de l'emploi des personnes occupées**

Parmi les personnes interrogées qui exerçaient une activité lucrative (52% du total), 45% travaillaient à temps partiel. Cette proportion dépassait nettement la moyenne (31%) relevée dans la population active générale. La plus forte proportion de travailleurs à temps partiel a été enregistrée à Lucerne (47%), la plus faible à Lausanne (41%). Une partie importante des personnes occupées à temps partiel (40%) auraient préféré un emploi à temps plein; les plus nombreuses à Lausanne (49%), les moins nombreuses à Saint-Gall (35%).

Deux tiers des personnes ayant renoncé à l'aide sociale après avoir trouvé du travail (40% de l'échantillon interrogé) voyaient leur revenu augmenter, 18% touchaient autant et 16% étaient perdants. En ville de Saint-Gall, les trois quarts des personnes réintégrées percevaient un revenu plus élevé que le dernier montant de l'aide sociale; ces proportions tombaient respectivement à 63% et 64% à Bienne et à Lausanne.

En revanche, pour de très nombreuses personnes ayant retrouvé un travail, leur salaire ne suffisait pas à couvrir le coût de la vie. En moyenne 46% de ceux qui avaient retrouvé un travail

percevaient un salaire trop modeste – les plus nombreux à Bienne (55%), les moins nombreux à Saint-Gall (35%). Un tiers des personnes ayant un travail en retiraient entre 500 et 2'000 francs par mois.

Cette situation concernait 16% des personnes interrogées, c'est-à-dire sensiblement plus que les 12% qui cumulaient salaire et aide sociale. C'est à Bienne qu'a été enregistrée la plus forte proportion de personnes gagnant entre 500 et 2000 francs (41%). En moyenne 7% seulement de l'ensemble de la population étudiée ayant un travail touchaient un revenu supérieur à 5'000 francs.

Plus d'un tiers des personnes ayant un travail ont signalé que leur poste actuel ne correspondait que partiellement ou pas du tout aux attentes et aux souhaits qui étaient les leurs quand ils cherchaient un emploi. La proportion de ces personnes est la plus élevée à Bienne (45%) et la plus faible à Lausanne (26%). La raison la plus souvent évoquée de cette insatisfaction est le faible niveau de la rémunération. Pas moins de 71% des personnes dont le travail ne correspondait pas ou pas entièrement à leurs attentes étaient mécontentes de leurs salaires. En ville de Lucerne, jusqu'à 82% de ces personnes jugeaient leur salaire insuffisant. Le deuxième motif d'insatisfaction le plus fréquent est l'inadéquation du travail avec la formation des sujets: 56% des personnes dont le travail ne satisfaisait pas ou très peu à leurs désirs ont dû accepter un emploi qui n'était pas en rapport avec leur formation.

### **Niveau de vie, précédents recours à l'aide sociale et périodes de chômage**

Nous avons demandé à toutes les personnes qui ont renoncé à l'aide sociale de situer leur niveau de vie actuel par rapport à ce qu'il était lorsqu'elles en étaient bénéficiaires. Celui-ci a augmenté pour la moitié d'entre elles. Il a diminué pour 14% et il est resté le même pour les 35% restants. La moitié des personnes sorties de l'aide sociale ne bénéficiaient donc, au moment de notre enquête, d'aucune amélioration de leur niveau de vie.

Avant 2005, 38% de la totalité des personnes interrogées s'étaient déjà tournées une fois vers l'aide sociale. Cette proportion est la plus élevée à Bienne (47%) et à Bâle (44%), la plus faible à Lausanne (27%). Plus des trois quarts du total de l'échantillon se sont déjà inscrits une ou plusieurs fois comme chômeurs à un ORP. On peut considérer que la plupart d'entre eux ont abouti à l'aide sociale après avoir perdu leur droit aux indemnités de chômage. Ces données mettent en évidence un effet tourniquet (passages entre le travail, l'assurance-chômage et l'aide sociale) largement répandu. La proportion de bénéficiaires de l'aide sociale préalablement tombés au chômage était la plus forte à Lausanne et à Lucerne (respectivement 84% et 83%), et la plus faible à Bienne (72%).

### **Mesures favorisant l'intégration**

Un tiers environ des personnes interrogées ont suivi une mesure d'intégration externe organisée par le service d'aide sociale de leur ville. Il s'agit surtout de programmes d'occupation et de cours destinés à améliorer les chances d'intégration dans le monde du travail. Ces cours ont connu la plus forte fréquentation à Lucerne et à Bienne (35% des personnes concernées) et la plus faible à Lausanne (22%).

Les personnes ayant suivi des mesures d'intégration trouvent moins souvent un nouveau travail que celles qui n'en ont pas bénéficié. On constate en effet que 45% des premières ont retrouvé un emploi, contre 55% parmi les secondes. Cela ne signifie pas nécessairement que les mesures d'intégration ne produisent aucun effet. Pour en cerner correctement la portée, il faut bien saisir les conditions dans lesquelles ces mesures sont octroyées. On peut raisonnablement admettre qu'elles sont recommandées avant tout aux personnes qui présentent d'importants déficits d'intégration, alors qu'on en fait beaucoup moins bénéficier celles qui,



au contraire, ont de bonnes chances de reprendre pied dans le monde du travail. L'analyse doit tenir compte des facteurs sélectifs – et des éléments de distorsion – de ce type.

### **Soutiens non financiers**

De nombreux bénéficiaires de l'aide sociale souffrent de déficiences d'ordre social et professionnel. Ils ne savent pas ou plus comment mettre les chances de leur côté en postulant pour un emploi. Ils n'ont pas appris à gérer leur argent et ont besoin de conseils en désendettement. Ils ont des problèmes personnels qui doivent être traités, mais ne savent pas vers qui se tourner pour cela. Voilà pourquoi un service social ne fournit pas seulement à ses solliciteurs une aide financière pour subvenir à leurs besoins matériels; il leur accorde aussi d'autres formes de soutiens. Ceux-ci sont un élément clé de «l'aide sociale» au sens large et complètent l'assistance pécuniaire. Parmi eux, la prise en charge des décomptes avec la caisse-maladie est la prestation la plus souvent demandée (près de 50% des réponses). Suivent en deuxième et troisième positions (environ un tiers chacun) le règlement direct du loyer et les entretiens portant sur des problèmes personnels. Les autres prestations non financières les plus sollicitées sont l'octroi de mesures d'intégration tels que programmes d'occupation et cours (25%), la définition de conventions d'objectifs (18%), l'information sur des places vacantes acceptables (17%) et l'aide à la rédaction de lettres de candidature et de curriculum vitae (16%). Les soutiens non financiers suscitent donc un vif intérêt. On ne peut toutefois déterminer leur utilité effective dans le cadre de l'aide sociale «active» qu'après avoir isolé, là aussi, les facteurs sélectifs à l'oeuvre. Les résultats de cet examen sont présentés dans l'article précédent.

### **Perspectives d'avenir**

Sur cinq personnes ayant trouvé un travail, trois jugent encourageant ou très encourageant leur avenir professionnel. Parmi celles qui demeurent au chômage, en revanche, seule une sur cinq qualifie de bonnes ou de très bonnes ses chances de retrouver un emploi. D'une manière générale, ceux qui ont un travail portent sur leur avenir un regard nettement plus optimiste que les autres. Dans notre société, le travail garde à l'évidence une valeur tout à fait primordiale.

### **Effets possibles de la crise économique**

La période d'enquête s'est étendue de septembre 2008 à janvier 2009. Jusqu'en novembre 2008, lorsque le taux de chômage ne dépassait pas 2.7%, la crise économique n'avait pas encore fait sentir ses effets sur le marché de l'emploi. Par conséquent, les succès enregistrés alors dans la recherche d'emploi sont partiellement dus au fait que la situation du marché du travail était encore favorable.

Dans les mois à venir, on s'attend cependant à une forte progression du chômage. Les pronostics du 9 juin 2009 du Centre de recherches conjoncturelles (KOF) de l'EPF Zurich annoncent par exemple un taux de chômage de 3.9% pour 2009 et de 5.8% pour 2010. Très probablement, le nombre d'arrivées en fin de droit augmentera fortement lui aussi, ce qui entraînera une hausse sensible des demandes d'aide sociale. En ces temps-ci, il faut aussi s'attendre à ce que la réintégration des bénéficiaires de l'aide sociale devienne plus difficile. Les indications et conseils sur les moyens de les réinsérer au mieux dans le monde du travail sont donc plus urgents que jamais. À cette fin, la présente enquête espère apporter d'utiles éclairages complémentaires dans un domaine qui n'a pas fait l'objet de recherches approfondies jusqu'ici.

## B. Quelles sont les chances de réintégration des nouveaux bénéficiaires de l'aide sociale sur le marché du travail?

Depuis un certain temps, on estime que les assurances sociales ne doivent pas être considérées isolément, mais être analysées dans leur ensemble, avec toutes leurs interconnexions, dans le but d'améliorer l'action globale de l'État social.

Au début 2005, le Conseil fédéral a mandaté un groupe d'experts pour savoir si on pouvait recourir aux crédits d'impôt en fonction du revenu pour réduire les effets indésirables sur l'activité lucrative que peuvent avoir certaines prestations financières orientées sur les besoins; il lui a aussi demandé d'élaborer par la suite des propositions politiques. À l'avenir, il faudra veiller à ce que les différentes sources de revenus provenant de l'État social et, pour la plupart, indépendantes les unes des autres, ne diminuent pas la volonté de reprendre ou d'étendre une activité lucrative; ce faisant, les bénéficiaires des prestations continueraient de dépendre de l'État pour des raisons évidentes (piège de la pauvreté). Simplifier radicalement le système social n'est pas une alternative pour la Suisse. En revanche, les experts ont relevé certaines lacunes au niveau des cantons et des communes: il convient de les combler pour que l'aide sociale soit organisée de telle sorte qu'aucun piège de pauvreté n'apparaisse.

Diverses études portant sur les points de recoupement entre les assurances sociales ont été réalisées par la suite. L'Ofas a publié en mars 2009 un rapport de recherche quantifiant les passages entre les systèmes de sécurité sociale (AI, AC, AS). Ces travaux ont permis de déterminer pour la première fois le nombre de personnes qui naviguent entre les systèmes de sécurité sociale.

### **Problématique et méthodologie**

Du point de vue du demandeur d'emploi, l'étude en question met en évidence les facteurs qui influencent le passage de l'aide sociale à l'activité lucrative; elle examine aussi si les services sociaux peuvent faciliter ce passage et dans quelle mesure. À partir de la dernière étude sur la situation des chômeurs en fin de droits, nous savons, par exemple, qu'en ville de Zurich 750 personnes environ bénéficiant de l'aide sociale réussissent chaque année à franchir le pas vers une activité lucrative. Par contre, on ne connaît pas les raisons de la réussite ou de l'échec, la durée de l'activité lucrative, si les personnes exerçant une telle activité ne dépendent plus de l'aide sociale ou en dépendent de nouveau plus tard («travailleurs pauvres») et dans quelle mesure les services sociaux parviennent à influencer favorablement les facteurs qui permettent de quitter l'aide sociale. Le projet portant sur les villes de Bâle, Bienne, Lausanne, Lucerne et Saint-Gall devrait apporter des réponses à ces questions; il donne une image représentative de l'aide sociale dans les villes suisses.

Les résultats se fondent sur une enquête téléphonique menée au début de 2009 auprès de personnes qui s'étaient inscrites à l'aide sociale dans ces cinq villes en 2005 et 2006. Au total, 1'529 entretiens téléphoniques ont été réalisées à l'aide d'un questionnaire qui ne comportait presque que des questions fermées. Les données ont, ensuite, été regroupées avec les chiffres officiels du marché du travail des ORP concernés. Les informations suivantes ont été recueillies:

- données personnelles fixes (p. ex. sexe, nationalité);
- données personnelles ne pouvant être modifiées qu'à long terme (p. ex. expérience professionnelle, niveau de formation plus élevé);
- changements personnels survenant le plus souvent par surprise (p. ex. famille monoparentale);

- bien-être et estimations subjectives (p. ex. perspectives d’avenir, chances sur le marché du travail);
- informations sur la situation du marché du travail (p. ex. taux régional du chômage);
- soutien financier avant et en parallèle à l’aide sociale (p. ex. baisse des primes d’assurance-maladie);
- mesures suivies découlant de l’aide sociale active.

Afin de séparer l’influence de ces facteurs sur les chances de réinsertion, l’analyse a d’abord eu recours à des méthodes de régression multivariées. Puis, pour mesurer les effets de l’activation de l’aide sociale, diverses méthodes d’apurement de la sélection ont été utilisées dans le but de comparer équitablement les personnes bénéficiant de mesures et celles qui n’en bénéficient pas. À chaque fois, la robustesse de la méthode a été testée à l’aide de plusieurs analyses. On a pu ainsi vérifier que l’on obtenait les mêmes résultats empiriques indépendamment de la méthode choisie, ce qui a toujours été le cas.

### **Pas d’effets vérifiables empiriquement**

Les chances de réinsertion de certaines personnes au chômage bénéficiant de l’aide sociale étaient très importantes en période de haute conjoncture. Malheureusement, les efforts fournis par les services sociaux aboutissent à des résultats décevants. La conclusion est la même que lors des premières évaluations de la politique d’activation du marché du travail (fin des années nonante): les mesures d’activation de l’aide sociale ne déploient pas d’effets empiriques vérifiables sur la réinsertion des bénéficiaires. Pour relativiser, il faut toutefois ajouter que les mesures de l’aide sociale ne doivent pas seulement viser une activation qui permettrait une réintégration sur le marché primaire, mais se préoccuper aussi de l’intégration sociale et du maintien de conditions de vie humaines.

Les facteurs personnels, les différences linguistiques selon les régions et les effets des mesures de réinsertion sont présentés ci-après. L’évaluation porte exclusivement sur les facteurs qui facilitent ou compliquent la reprise d’une activité lucrative et la distanciation de l’aide sociale, et sur le fait de savoir si les services sociaux améliorent ces perspectives.

### **Facteurs individuels**

*Les personnes âgées de 50 ans et plus* ont nettement moins de chances de se réinsérer. Ce constat demeure même si les caractéristiques qui ont tendance à apparaître plus souvent avec l’âge restent constantes. Il s’affaiblit nettement si on intègre à l’étude l’espoir subjectif d’un avenir professionnel.

*Les personnes qui n’ont pas achevé une scolarisation du niveau secondaire II* ont nettement moins de chances d’être réinsérées que celles qui possèdent un diplôme. Par contre, celles au bénéfice d’une formation dans le tertiaire n’ont pas de meilleures chances d’être réinsérées que celles qui ont un diplôme du niveau secondaire II. À ce stade, on ne peut pas se prononcer sur la question de savoir si l’absence de diplôme de formation professionnelle est le symptôme de problèmes plus profonds ou différents.

Plus le *niveau hiérarchique atteint* dans la vie professionnelle est élevé, plus les chances de réinsertion des bénéficiaires de l’aide sociale sur le marché primaire du travail sont bonnes. Ce phénomène peut provenir du fait que l’ascension professionnelle précédente ne se mesure pas seulement aux connaissances spécifiques à l’entreprise qui ont été perdues, mais qu’elle est aussi un indicateur du capital humain en général, comme les compétences sociales, personnelles et méthodologiques, et la motivation à la performance. Ces qualités exercent une influence positive sur les futures chances professionnelles.

Les *compétences dans la langue parlée au lieu de domicile* ont aussi une influence très positive sur les chances de réinsertion. Il est, toutefois, possible que cette variable – surtout quand elle est au plus bas – reflète des aspects de la réalité sociale que l'on ne peut pas mesurer directement. L'absence de compétences linguistiques peut provenir d'un manque de volonté *personnelle* de se réinsérer ou d'une *exclusion sociale*.

Le fait qu'il existe des facteurs caractéristiques ou relativement fréquents chez les étrangers – comme la difficulté à maîtriser la langue de l'environnement ou le manque de formation professionnelle – empêche de *démontrer qu'il existe des discriminations envers ces derniers*.

Le fait d'avoir des *enfants à charge* exerce une influence plutôt positive sur les chances de réinsertion. On se l'explique par le fait que les risques de paupérisation qui pourraient survenir augmentent la motivation pour chercher ou accepter un emploi. Par contre, le fait d'être une famille *monoparentale* affaiblit les chances de réinsertion. Le manque de flexibilité découlant des obligations éducatives dépasse manifestement l'effet motivant que pourrait constituer la pauvreté.

Le *sexe* n'a pas une grande importance sur les chances de réinsertion sur le marché primaire du travail si l'on considère les facteurs susmentionnés.

Les nouveaux venus à l'aide sociale qui *estiment que leurs perspectives d'avenir et leurs chances de réinsertion sur le marché du travail sont mauvaises* ont davantage de peine à trouver une activité lucrative durable. Les échecs réels subis par le passé lors de la recherche d'un emploi imprègnent sûrement de telles appréciations subjectives. Par exemple, les personnes qui ont déjà bénéficié de l'aide sociale précédemment ont plus souvent des réactions négatives face à leurs perspectives d'avenir. Les jugements personnels émis sur ses propres chances sur le marché du travail montrent aussi la résignation que le chômage de longue durée provoque. D'autres facteurs peuvent jouer un certain rôle comme l'empreinte laissée par l'éducation ou les exigences particulièrement élevées (de statut ou de performance) envers soi-même.

Divers indices révèlent que les facteurs de désintégration sociale et de résignation ont une influence très négative sur la réinsertion, s'ils découlent d'expériences négatives marquantes de la vie professionnelle. Du reste, l'effet des *incitations financières peu attrayantes*, qui rendent difficile ou empêchent la reprise d'un travail rémunéré (piège de la pauvreté), ne peut être analysé que de façon rudimentaire au moyen des données disponibles. On a tout de même mis en évidence quelques vagues indications sur leur existence, mais l'importance quantitative de ce critère devra faire l'objet d'une analyse plus approfondie au cours d'autres études.

### **Différences selon les régions linguistiques**

*Être domicilié en Suisse romande* a une influence nettement négative. L'interprétation selon laquelle un effet «culturel» que l'on ne peut pas influencer joue un rôle n'est pas aussi claire qu'on pourrait le croire de prime abord. En effet, le taux des nouveaux chômeurs y est nettement plus élevé qu'en Suisse alémanique. Des facteurs structurels comme la composition des branches économiques ou l'emploi des frontaliers font aussi partie de l'explication.

### **Mesures de réinsertion**

Les *mesures externes de réinsertion* – consistant la plupart du temps en des programmes d'occupation sur le marché secondaire du travail – dont disposent les services sociaux, mais qu'ils n'exécutent pas eux-mêmes s'accompagnent d'un taux de réussite nettement inférieur en ce qui concerne la rapidité et la durabilité de la réinsertion sur le marché du travail régulier. Le résultat est semblable même lorsque les participants aux mesures sont évalués par rapport

à un groupe de comparaison «équitable» qui n'a pas bénéficié de mesures, mais qui possède en moyenne les mêmes caractéristiques que le groupe des participants.

Si ce *résultat principal décevant* de notre évaluation est interprété dans *un sens causal*, il met en évidence le risque de faire durer l'aide sociale par des mesures d'intégration particulièrement longues (effet de blocage) parce que, pendant ce temps, tant les conseillers que les demandeurs d'emploi réduisent automatiquement l'intensité des recherches de travail. Les études précédentes nous avaient déjà donné une leçon importante à savoir que, dans de nombreux cas, il était nettement plus efficace de ne pas prendre de mesures du tout. Cela concerne notamment les personnes dont les chances de réinsertion rapide sont intactes et dont l'initiative personnelle est prometteuse. Un tri fondé sur la statistique devrait intervenir dans les deux cas suffisamment tôt et de manière fiable.

*Deux influences non causales* pourraient expliquer l'échec dans le choix des mesures: 1. Nous nous sommes efforcés de faire une comparaison équitable entre le groupe bénéficiant des mesures et un autre groupe comparatif. L'idée selon laquelle les mesures avaient plus souvent tendance à être ordonnées dans les cas problématiques particuliers aurait ainsi dû être neutralisée. Il se peut, toutefois, que toutes les distorsions de la sélection n'apparaissent pas dans nos données et empêchent donc une comparaison équitable parfaite. 2. Si un conflit d'intérêts évident entre l'intégration sociale et l'activation devait survenir, il faudrait en conclure qu'en cas de doute les aspects sociaux et humains ont souvent la priorité sur les effets d'efficacité escomptés de la réinsertion.

Les autres *mesures non financières d'activation* dont l'enquête fait état ont une fonction de soutien, de conseil et de contrôle. Ce sont celles que les services sociaux exécutent eux-mêmes comme l'aide lors du dépôt d'une requête, les opérations de paiement ou les discussions pour faire un bilan. Bien que l'effet de blocage ne soit pas probable dans leur cas parce que le temps qu'elles nécessitent est minime, on retrouve des résultats très semblables aux mesures externes. Cela pourrait indiquer que l'effet de sélection caché mentionné plus haut pourrait tout de même jouer un rôle important. Dans ce cas, le nombre élevé de mesures non financières décidées serait l'expression de l'impuissance du service social à favoriser la réinsertion de certaines personnes sur le marché du travail. Ce dilemme de l'activité fictive découlant du mandat de «devoir» activer pourrait apparaître surtout dans le cas des personnes particulièrement dépendantes. Plus d'une fois on a supposé que le manque d'indépendance se renforce involontairement de cette manière.

### **Bilan et perspectives**

Notre étude a montré que la politique sociale d'intégration sur le marché du travail occupe une grande place actuellement dans l'aide accordée par les villes suisses. Nous commençons à peine à évaluer les conséquences de cette politique et cette étude constitue un premier pas. Les résultats montrent que l'effet visé des mesures d'activation de l'aide sociale n'apparaît pas dans la pratique. Cela provient, d'une part, de la nature de la répartition et, d'autre part, de la diversité des prestations fournies par les services sociaux ainsi que des mesures qui n'ont pas en vue que la réintégration sur le marché primaire.

L'objectif de ce travail n'était pas de donner des instructions concrètes aux services sociaux pour leurs propres processus d'activation et leur attribution concrète des mesures externes de réinsertion. Si c'était le cas, il faudrait évaluer les processus pour savoir comment les changements de pratique se répercutent sur les résultats. Nous n'avons, cependant, pas accès aux données sur les processus des services sociaux pour répondre à cette question.

L'activation n'est pas contestée comme objectif de la politique sociale. À l'avenir, il faudra trouver une manière d'améliorer le succès des mesures prises en ce sens. Comme le montrent les résultats de notre étude, il faut que les objectifs soient clarifiés, que la mise en oeuvre soit organisée et que la répartition des mesures d'activation vise davantage la réussite de la réinsertion. Une possibilité consisterait à instaurer des procédures comportant un tri et un profil formalisé ainsi que des incitations qui offrent aux participants un intérêt à optimiser les efforts d'activation mis en place.

# Inhaltsverzeichnis

<b>1. Einführung ins Thema .....</b>	<b>25</b>
<b>2. Definitionen, Fragestellungen und Methodik .....</b>	<b>32</b>
2.1. Gruppierung der Sozialhilfebezüger nach deren Integrationsgrad im Arbeitsmarkt .....	32
2.2. Beschreibung der externen Integrationsmassnahmen und der nicht-finanziellen Massnahmen der Sozialämter .....	35
2.3. Fragestellungen.....	37
2.4. Methodik.....	38
2.5. Ausschöpfung.....	40
<b>3. Ergebnisse Teil I: Beschreibend-erklärende Auswertungen .....</b>	<b>41</b>
3.1. Welche Sozialhilfebezüger finden Arbeit und können sich von der Sozialhilfe ablösen? .....	41
3.1.1. Erwerbsarbeit und Ablösung von der Sozialhilfe .....	41
3.1.2. Welche Personen finden eine Erwerbsarbeit ? .....	43
3.1.3. Welche Personen finden eine dauerhafte Erwerbsarbeit und können sich damit von der Sozialhilfe lösen?.....	46
3.2. Die Art der Arbeit von Personen, die eine Stelle haben .....	59
3.3. Lebensstandard, früherer Bezug von Sozialhilfe und frühere Arbeitslosigkeit .....	62
3.4. Besuchte externe Massnahmen und nicht-finanzielle unterstützende und kontrollierende Massnahmen.....	64
3.5. Einschätzung der persönlichen Zukunftsaussichten .....	68
3.6. Fazit: Hauptkenntnisse aus den Ergebnissen von Teil I.....	70
<b>4. Ergebnisse Teil II: Analytisch-erklärende Auswertungen .....</b>	<b>72</b>
4.1. Problemaufriss und Hypothesen .....	72
4.2. Operationalisierung unseres Konzeptes.....	75
4.3. Die Schätzergebnisse .....	77
4.3.1. Massnahmen insgesamt der aktivierenden Sozialhilfe.....	77
4.3.2. Externe Integrationsmassnahmen .....	80
4.3.3. Nicht-finanzielle aktivierende Massnahmen in der Sozialhilfe .....	84
4.3.4. Verbilligung der Krankenkassenprämien.....	87
4.3.5. Weitere modellexogene Einflussfaktoren auf die Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt .....	91
4.3.6. Langfristig exogen bleibende, potentiell diskriminierende Faktoren.....	93
4.3.7. Langfristig beeinfluss- und gestaltbare „rationale“ Humankapitalfaktoren.....	94
4.3.8. Langfristig nicht beeinflussbare „kulturelle“ Einflussfaktoren.....	96
4.3.9. Langfristig beeinflussbare, aber schlecht messbare „weiche“ (De-) Motivationsfaktoren ....	97
4.3.10. Finanzielle Anreizfaktoren.....	99

4.4.	Fazit: Hauptkenntnisse aus den Ergebnissen von Teil II.....	102
4.4.1.	Beantwortung unserer Hypothesen .....	102
4.4.2.	Mögliche Empfehlungen aus unserer Evaluation der kausalen Wirksamkeit der im engen Sinn „aktivierenden“ Sozialhilfe .....	103
<b>Anhänge.....</b>		<b>105</b>
	Anhang 1: Fragebogen .....	105
	Anhang 2: Weitere Ergebnisse zum Teil I .....	123
	Anhang 3: Detailresultate zu den Grafiken von Teil I.....	134
	Anhang 4: Resultate zu den einzelnen Städten von Teil I.....	148
	Resultate von Basel .....	148
	Resultate von Luzern.....	152
	Resultate von St. Gallen .....	156
	Resultate von Lausanne.....	160
	Resultate von Biel .....	164
	Anhang 5: Vergleichende Resultate zu den Massnahmen zwischen den Städten.....	168
	Anhang 6: Erläuterungen zum empirischen Vorgehen in Teil II .....	175
	Anhang 7: Vertiefende Diskussion der Interpretierbarkeit von i.e.S. „aktivierenden“ Massnahmen in der Sozialhilfe.....	234
	Anhang 8: Eine Sonderauswertung für die beiden Gruppen der für Kinder finanziell aufzukommenden Personen und der allein erziehenden Personen .....	246
	Literaturverzeichnis .....	265
	Tabellenverzeichnis .....	267
	Abbildungsverzeichnis .....	270



# 1. Einführung ins Thema

Ist Erwerbsarbeit in der Schweiz ein Privileg geworden?<sup>4</sup> – Diese Frage soll jenen Verdacht auf den Punkt bringen, der v.a. auf seiner Kehrseite die Politik umtreibt: Sind gewisse Personen im erwerbsfähigen Alter unbeeinflussbar auf Dauer ohne Chancen, den (Wieder-)Einstieg in den ersten Arbeitsmarkt zu schaffen? Diese politisch brisante Frage kann zunächst *ganz generell* begriffen werden: Geht im Zuge der Globalisierung in den „Hochlohnländern“ allmählich die Erwerbsarbeit aus und werden deshalb die relativ Schwächsten aus dem Arbeitsmarkt gedrängt? Sind es also vor allem die Niedrigqualifizierten, die in den hochindustrialisierten Ländern besonders zu leiden haben, weil in die für sie „eigentlich“ passenden Jobs beständig relativ höher Qualifizierte und Leistungsfähigere hineindrängen? Und wieso sind ältere Arbeitnehmende im Durchschnitt bedeutend länger arbeitslos und damit deutlich häufiger von Aussteuerung bedroht als andere Altersgruppen?<sup>5</sup> Wieso fällt es Jugendlichen tendenziell immer schwerer, die beiden Hürden von der Schule in die Berufsausbildung und von dort ins Berufsleben zu überspringen? Und was würden vollzeitbeschäftigte „Working poor“ sagen, wenn sie hörten, Erwerbsarbeit sei doch ein Privileg?

Wir wollen in der vorliegenden Studie das Problem der Privilegiertheit der Beschäftigten (bzw. das Problem der Ausgeschlossenheit der Nichtbeschäftigten) *spezifischer im Kontext der Sozialhilfe* betrachten. Dann liegt es zunächst sehr nahe, die Frage in der Weise zu verstehen, ob jemand dem „Stigmaeffekt“ auf dem ersten Arbeitsmarkt unterworfen ist, nur weil er / sie ein Sozialhilfebezüger / eine Sozialhilfebezügerin ist.<sup>6</sup> Das bedeutet, man ortet das Problem überwiegend auf *Arbeitsnachfrage- bzw. Arbeitgeberseite*. Die Frage lautet dann: Hat eine ausgesteuerte Person, die sich bei der Sozialhilfe anmelden muss, nur aufgrund dieser Tatsache deutlich geringere Chancen als eine faire Vergleichsperson, eine dauerhafte, nicht prekäre Erwerbsarbeit zu finden? Diese Vermutung wäre eine Kombination aus zwei allgemeinen Theorien: (i) Die „Insider-Outsider-Theorie“ geht davon aus, dass bei nicht vollkommen flexiblen Löhnen eine Rationierung des Arbeitsangebotes entsteht, welche die kollektiven Akteure auf dem Arbeitsmarkt zu Machtstrategien verleiten. Dies hat die Konsequenz, dass die bisherigen „Arbeitsplatzbesitzer“ in der Kernbelegschaft deutlich gegenüber den prekär Beschäftigten der Randbelegschaft privilegiert sind.<sup>7</sup> Es fände eine ökonomisch ineffiziente, echte Diskriminierung von „Outsidern“ statt, die per se nichts zu tun hätte mit Unterschieden in der schulischen Qualifikation, der Berufserfahrung oder bei sonstigen Fähigkeiten. (ii) Die Theorie unvollständiger oder asymmetrischer Informationsverteilung im Vorfeld

---

<sup>4</sup> F. Sassnick Spohn, Im Spiegel des Arbeitsmarkts: Armut und Sozialhilfe in Schweizer Städten, Städteinitiative Sozialpolitik (hg), Luzern 2009, fragt auf S. 6 in einer Überschrift: „Zugang zum Arbeitsmarkt: ein Privileg?“ – Genau auf diese Kernfrage einer „Arbeitsgesellschaft“ versuchen wir für die Schweiz eine quantifizierbare, nachvollziehbare empirische Antwort zu geben.

<sup>5</sup> Zwar sind sie spiegelbildlich weniger häufig von Arbeitslosigkeit betroffen, aber sie ziehen sich auch häufiger als andere Altersgruppen (un-)freiwillig vom Erwerbsleben zurück, sobald sie arbeitslos geworden sind. Deswegen dürfte die Statistik der bei den RAV gemeldeten Arbeitslosen wohl verzerrt sein in Richtung Unterschätzung des Arbeitslosenrisikos der älteren Arbeitnehmenden.

<sup>6</sup> Wir werden im Folgenden aus sprachlichen Einfachheitsgründen nur noch die männliche Form verwenden.

<sup>7</sup> Auch die unflexiblen Löhne können den „Machtspielen“ der kollektiven Akteure zugeschrieben werden. Die „Insider-Outsider-Theorie“ funktioniert aber auch, wenn die Lohnrigidität endogen erklärt wird, z.B. anhand des Phänomens „fairer Referenzlöhne“. Diese „politökonomische“ Erklärung der Entstehung differenzierter Lohn- und Arbeitsbedingungen wird erst dann (partiell) in Frage gestellt, wenn die Bildung einer Kernbelegschaft auch endogen erklärt werden kann, z.B. mit Hilfe der technisch-organisatorischen Notwendigkeit, betriebsspezifisches Humankapital aufzubauen, was in der Folge dazu führt, dass „ewige Lohnrenten“ abgeschöpft werden können.

des Arbeitsvertragsabschlusses<sup>8</sup> impliziert, dass die Personalchefs eine rationale Strategie der „unechten“ oder „statistischen Diskriminierung“ vornehmen: Bei zwei ansonsten völlig gleichwertigen Bewerbungsdossiers werden sie jenen Arbeitsanbieter bevorzugen, der noch nie ausgesteuert bzw. noch nie Sozialhilfe bezogen hat. Der Grund ist, dass sie sich bewusst sind, über die umfassende Leistungsfähigkeit und -willigkeit der beiden Jobbewerber nur unvollständig informiert zu sein. Auch wenn die Personalchefs annehmen sollten, die Tatsache der Aussteuerung und des Sozialhilfebezugs sei eine mit viel Unschärfe behafteter Indikator der wahren Leistungsfähigkeit und -willigkeit, so gehen sie im Allgemeinen gleichwohl davon aus, dass dieser Indikator „im Durchschnitt“ einen gewissen Informationsgehalt hat (negatives „Signalling“). Ihre (gewinnoptimierende, daher „rationale“) Vermutung ist also bei unvollständiger Informiertheit, dass man sich vielleicht im Einzelfall irren kann, dass man in der Tendenz aber eher richtig liegt, wenn dieser Indikator mitberücksichtigt wird.

So wollen und können wir die eingangs gestellte Frage indessen nicht verstehen, weil unsere Studie sich datenbedingt auf Gründe und Einflussfaktoren auf *Arbeitsangebots-* bzw. *Jobsuchenseite* konzentrieren muss. Die Arbeitsnachfrageseite bleibt vergleichsweise unterbelichtet und gerät höchstens indirekt ins Blickfeld.<sup>9</sup>

Kommen wir zur Vorgeschichte der Studie. Schon seit einiger Zeit hat sich die Einsicht durchgesetzt, dass die Sozialwerke nicht isoliert betrachtet werden dürfen, sondern in ihrer Gesamtheit, d.h. mit allen Interdependenzen, analysiert werden müssen, um die Gesamteffizienz des Sozialstaates zu optimieren.

Anfang 2005 beauftragte der Bundesrat eine Expertengruppe abzuklären, ob erwerbsabhängige Steuergutschriften eingesetzt werden können, um unerwünschte Wirkungen verschiedener bedarfsorientierter finanzieller Leistungen auf die Erwerbstätigkeit zu vermeiden und daraus Vorschläge für die Politik abzuleiten.<sup>10</sup> Insbesondere ist künftig zu vermeiden, dass die verschiedenen, zum Teil unabhängig fliessenden Quellen des Sozialstaates die Anreize für die Aufnahme oder Ausweitung einer Erwerbstätigkeit ganz zerstören und so die Leistungsbezüger aus rationalen Motiven in der Sozialstaatsabhängigkeit gefangen halten („Armutsfalle“). Eine radikale Vereinfachung des Sozialsystems ist für die Schweiz keine Option. Dagegen orteten die Experten u.a. Handlungsbedarf bei Kantonen und Gemeinden, die Sozialhilfe so umzugestalten, dass keine Armutsfälle entstehen.

In der Folge wurden verschiedene Studien zu den Schnittstellen der Sozialwerke durchgeführt. So publizierte das BSV im März 2009 einen Forschungsbericht<sup>11</sup> zur Quantifizierung

---

<sup>8</sup> Dies ist nicht damit zu verwechseln, dass Arbeitsverträge der Paradefall sind für „nur unvollständig spezifizierbare Verträge“, ein Umstand, der auch nach Vertragsabschluss seine ökonomischen Wirkungen entfaltet (z.B. auf die Lohnrentenbildung in der „Effizienzlohntheorie“).

<sup>9</sup> Z.B. kann der „unerklärte Rest“, den das zunehmende Alter in negativer Weise auf die Wiedereingliederungschancen ausübt, einem „Stigmaeffekt“ angelastet werden, den die Jobanbieter verursachen, indem sie echt diskriminieren. Die „unechte“ oder statistische Diskriminierung des Alters können wir dagegen wegfiltern, weil in unserem Sample andere Einflussfaktoren mit dem Alter typischerweise kovariieren, z.B. die mit dem Alter tendenziell ansteigende Resignation, niemals wieder eine nicht-prekäre Beschäftigung zu finden. Hier wird deutlich, dass echte und statistische Diskriminierung nicht immer sauber separierbar sind. So kann man argumentieren, dass der geschilderte Resignationseffekt zunehmenden Alters (und zunehmender Dauer in der Sozialhilfe) ja nur deshalb entstehen kann, weil die Arbeitgeber echt diskriminieren, und umgekehrt, dass die Jobanbieter nur deshalb statistisch diskriminieren, weil sie wissen, dass mit zunehmendem Alter auch die Resignation der Arbeitssuchenden tendenziell zunimmt...

<sup>10</sup> Eidg. Finanzdepartement: Erwerbsabhängige Steuergutschriften, Möglichkeiten und Auswirkungen einer Einführung in der Schweiz. Bericht der Expertengruppe unter der Leitung von Prof. Dr. Robert E. Leu

<sup>11</sup> BSV: Forschungsbericht 1/09 „Quantifizierung der Übergänge zwischen den Systemen der Sozialen Sicherheit (IV, ALV und Sozialhilfe)“.

der Übergänge zwischen den Systemen der sozialen Sicherheit (IV, ALV und Sozialhilfe). Zum ersten Mal wurde im Rahmen dieser Arbeiten die Zahl der Menschen erhoben, die sich zwischen den Systemen der sozialen Sicherheit bewegen.

Nach dem allgemeinen Problemaufriss und der Vorgeschichte werden nun die konkreten Fragestellungen verständlich. Die vorliegende Studie beleuchtet aus der Sicht der Stellensuchenden zum einen die Faktoren, die den Übergang zwischen Sozialhilfe und Erwerbstätigkeit beeinflussen, und zum andern, ob und wie stark die Sozialämter in der Lage sind, die Chancen dieses Übergangs zu verbessern. Aus der neusten Studie über die Situation der Ausgesteuerten<sup>12</sup> wissen wir beispielsweise, dass sich rund 750 Sozialhilfefälle in der Stadt Zürich pro Jahr in die Erwerbstätigkeit ablösen, wir wissen aber nicht, welches die Gründe des (Miss-) Erfolgs sind, und wir wissen auch nicht, wie nachhaltig diese Ablösungen sind, d.h. ob die Personen dauerhaft ins Erwerbsleben zurückfinden und dann auch nicht mehr von der Sozialhilfe abhängig bleiben oder es später wieder werden (wie die „Working poor“). Schliesslich ist unbekannt, wie stark die Sozialämter die Bestimmungsfaktoren erfolgreicher Ablösungen zu beeinflussen vermögen. Auf diese Fragen soll das vorliegende Projekt für fünf Städte (Basel, Biel, Lausanne, Luzern, St. Gallen) Antwort geben. Sie zeigen ein repräsentatives Bild der „städtischen Sozialhilfe der Schweiz“.

Uns interessiert somit hauptsächlich, ob *Faktoren, welche die Sozialämter beeinflussen können (und in Einzelfällen auch andere Behörden)*, spürbar dazu beitragen können, Sozialhilfeempfänger wieder in nicht prekäre Erwerbsarbeit zu bringen. In welchem Ausmass sind die Sozialämter in der Lage, die Chancen ihrer Klienten auf dem Arbeitsmarkt zu verbessern? Und bei welchen Sozialhilfeempfängern gelingt dies häufiger und besser? Aus dieser Perspektive wäre Erwerbsarbeit dann ein Privileg, wenn die Sozialämter weitgehend rat- und machtlos wären, die Wiedereingliederungschance bei vielen oder gar den meisten ihrer Klienten in den ersten Arbeitsmarkt positiv zu beeinflussen. Um diese Frage zumindest für die Neueintretenden in die Sozialhilfe beantworten zu können, müssen wir zugleich für möglichst alle Einflussfaktoren kontrollieren, welche die Sozialämter nicht zu verändern vermögen. Würden wir hier unter ansonsten gleichen Bedingungen systematische Unterschiede hinsichtlich der Wiedereingliederungschance in den ersten Arbeitsmarkt finden (z.B. zwischen zwei Gruppen von Frauen und Männern, die in ihren übrigen Eigenschaften gleichwertig sind), läge ökonomisch „irrationale“ – d.h. nicht gewinnmaximierende – oder „echte Diskriminierung“ seitens der Arbeitgeber vor, die diesmal nicht durch „vermachtete“ Arbeitsmärkte bei relativ starren Löhnen verursacht wäre, sondern durch soziokulturelle Vorurteile in der Gesellschaft.

Erschwerend wirkt in unsere Untersuchung hinein, dass die Sozialämter gemäss ihrem offiziellen Auftrag häufig auch Aktivitäten entfalten und Leistungen erbringen, die nichts mit „aktivierender“ Sozialhilfe *im engen Sinn* zu tun haben, also mit der angestrebten Verbesserung der Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt. Sofern hier ein mehr oder weniger starker Zielkonflikt existieren sollte, ist es sehr schwierig, das Leistungsvermögen der Sozialämter in Bezug auf das arbeitsmarktliche Aktivierungsziel fair zu beurteilen. Sollte bloss Zielneutralität oder Zielunabhängigkeit herrschen, müsste man auch noch die relativen Budgetanteile kennen, die jeweils für die arbeitsmarktliche Aktivierung zur Verfügung stehen, um eine wirklich faire vergleichende Leistungsbeurteilung zwischen den Sozialämtern vornehmen zu können. Diese Informationen fehlten uns jedoch.

---

<sup>12</sup> D. Aepli, Die Situation der Ausgesteuerten in der Schweiz. Vierte Studie im Auftrag der Arbeitslosenversicherung, SECO, Bern 2006

## Exkurs 1: Begriffsklärung der „aktivierenden“ Sozialhilfe

Der Begriff der „Aktivierung“ stammt ursprünglich aus der Arbeitsmarktpolitik. In einen Gegensatz gebracht zu einem bloss „passiven“ Bezug von Versicherungsleistungen aus wohl erworbenen Anspruchsrechten, soll der Begriff der „aktivierenden Arbeitsmarktpolitik“ die Aufmerksamkeit richten auf die ökonomischen Effizienzziele der *möglichst raschen und nachhaltigen Wiedereingliederung der Stellensuchenden in den ersten Arbeitsmarkt*. Dies ist seit einiger Zeit der breit akzeptierte Konsens in allen OECD-Ländern.<sup>13</sup>

Würde dieser Begriff in der vorliegenden Evaluationsstudie eins zu eins übernommen, würde die Gefahr von Missverständnissen heraufbeschworen. Die Studie möchte zwar auch *ausschliesslich* die Wirksamkeit von Massnahmen und Tätigkeiten der Sozialämter im Hinblick auf die Reintegrationschancen in den ersten Arbeitsmarkt empirisch prüfen. Gleichwohl hat sich inzwischen ein Sprachbegriff eines im *umfassenden* Sinn „aktivierenden Sozialstaates“ etabliert, der z.B. auch solche Massnahmen umfasst, die arbeitswilligen Menschen eine sinnvolle Beschäftigung bieten möchten, von denen aber ziemlich klar ist, dass sie auf dem ersten Arbeitsmarkt auf absehbare Zeit keine Erwerbsarbeit mit minimalen Lohn- und Arbeitsbedingungen finden könnten. „Aktivierende“ Sozialhilfe schliesst in diesem *breiteren* Sprachgebrauch auch diese Fälle mit ein. D.h., „Aktivierung“ wird in der Sozialhilfe als *Oberbegriff* verwendet sowohl für die *arbeitsmarktliche* Aktivierung als auch für die *sozialintegrative* Aktivierung.

Weil wir in der vorliegenden Evaluationsstudie allein die arbeitsmarktliche Aktivierung im Auge haben, sprechen wir entweder von „Aktivierung im engen Sinn“ oder von „auf Reintegration zielende Sozialhilfe“. Die „Aktivierung im weiteren Sinn“ thematisieren wir nur dort, wo Zielkonflikte zwischen arbeitsmarktlicher und sozialintegrativer Aktivierung vorkommen könnten.

Konkret möchten wir die Fragen beantworten, welche Sozialhilfeempfänger aus welchen Gründen (i) in der Sozialhilfe bleiben, (ii) eine bloss prekäre Erwerbsarbeit im ersten Arbeitsmarkt finden, oder (iii) imstande sind, eine dauerhafte Erwerbsarbeit zu erlangen. Damit eng verbunden ist die Frage, wie stark bestimmte Faktoren die Chance beeinflussen, eine (nicht) dauerhafte Erwerbsarbeit zu finden.

Um diese Fragen in einem kausal interpretierbaren Sinn beantworten zu können, ist es wichtig, ausschliesslich Bewegungen oder Flüsse in und aus der Sozialhilfe in einer klaren zeitlichen Abfolge zu betrachten. Wir haben uns darum auf Neuzugänger in die Sozialhilfe der Jahre 2005 und 2006 konzentriert und in der Folge geschaut, wer wie lange in der Sozialhilfe geblieben ist, und wer eine (nicht) dauerhafte Erwerbsarbeit gefunden hat. Ganz verzichtet haben wir auf irgendwelche Quotenberechnungen, die Flüsse mit Beständen in Beziehung setzen. Daraus wären stark verzerrende „Kennzahlen“ entstanden, weil ein sehr grosser Prozentsatz insbesondere in der Sozialhilfe sich aus „Altbeständen“ zusammensetzt, der sich aus „schlechten“ bzw. „schlecht gewordenen“ Risiken erklärt. Die Chance, dass eine Person aus diesem sehr grossen Altbestand eine nicht-prekäre Arbeit findet, ist im Durchschnitt sehr viel geringer als die Chance, dass jemand aus der Gruppe der Neuzugänger in die Sozialhilfe eine nicht-prekäre Arbeit findet. Insofern legen wir mit der vorliegenden Studie einen gesamthaft gesehen deutlich „beschönigten“ Bericht zur sozialen Lage vor, ob Erwerbsarbeit in der Schweiz ein Privileg geworden sei. Der grosse Vorteil einer Fokussierung in der Umfrage auf die Neuzugänger ist aber, dass wir so Hinweise zu identifizieren vermögen, welche Art der im

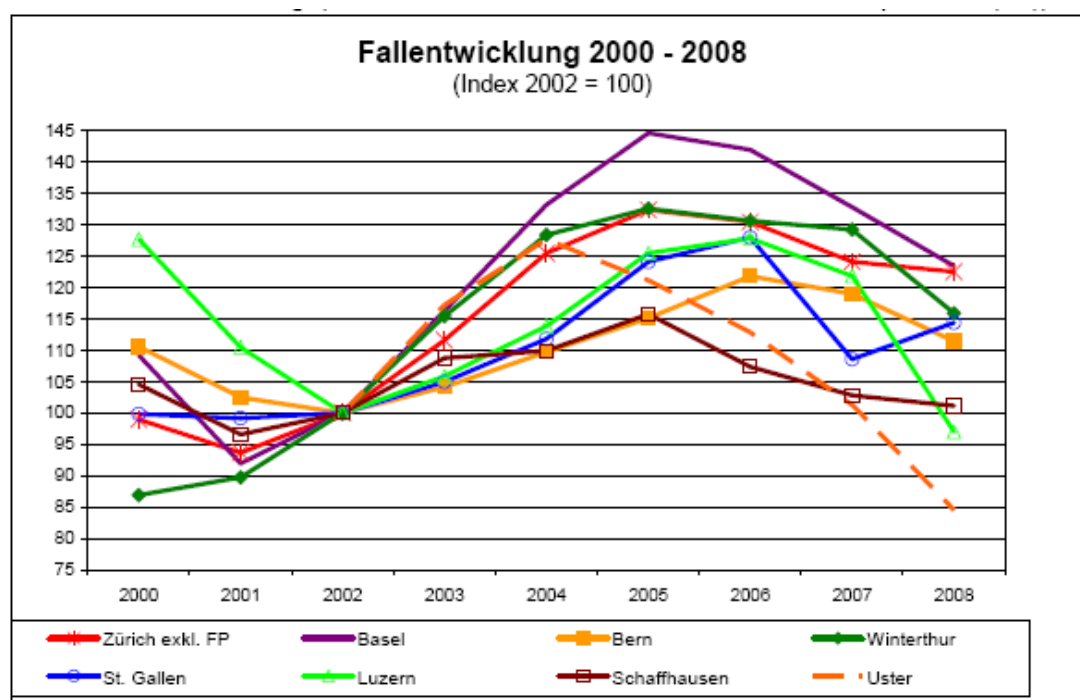
<sup>13</sup> OECD (hg), Labour Market Policies and the Public Employment Service, Paris 2001

engen arbeitsmarktlichen Sinn „aktivierenden“ Sozialhilfe wirksam ist, welche Art unwirksam ist, und welche sogar kontraproduktiv wirkt.

Wie sieht die empirische Ausgangssituation aus? – Die Sozialhilfe wird offensichtlich immer mehr in Anspruch genommen. Im Jahre 2007 bezogen laut Bundesamt für Statistik<sup>14</sup> in der Schweiz rund 233'000 Menschen Sozialhilfe. Dies entspricht einer Sozialhilfequote von 3.1% der ständigen Wohnbevölkerung. Die damalige gute Wirtschaftslage wirkte sich nur in einer geringfügigen Verbesserung von 0.2 Prozentpunkten gegenüber dem Jahre 2006 aus, als die Sozialhilfequote 3.3% betrug.

Die Städte weisen zum Teil viel höhere Sozialhilfequoten als die kleineren Gemeinden auf, die weit über dem schweizerischen Durchschnitt von 3.1% liegen. Die Sozialhilfequoten der fünf von uns untersuchten Städten lauteten im Jahre 2007 wie folgt: Biel 11.0%, Lausanne 9.9%, Basel 6.9%, St. Gallen 4.6% und Luzern 3.8%. Gemäss unseren Erhebungen gab es allein in den fünf Städten in den beiden Jahren 2005 und 2006 zusammen genommen rund 13'000 Neuanmeldungen bei der Sozialhilfe. Allgemein sind diese Zahlen stark konjunkturabhängig, wie folgende Grafik zeigt<sup>15</sup>:

**Abbildung 1: Fallentwicklung in der Sozialhilfe (kumulierte Fallzahlen inklusive Fremdplatzierte)**



Gemäss Bundesamt für Statistik<sup>16</sup> waren im Jahre 2007 34% aller Sozialhilfebezüger arbeitslos, 29% waren erwerbstätig (Working poor) und 37% waren Nicht-Erwerbspersonen (z. B. Personen in Ausbildung, Rentner usw.). Die Arbeitslosigkeit ist also einer der Hauptgründe für die Beanspruchung der Sozialhilfe.

<sup>14</sup> BFS (hg), Sektion Sozialhilfe, Medienmitteilung vom 14. Mai 2009

<sup>15</sup> R. Salzgeber, S. Neukomm, Kennzahlenvergleich zur Sozialhilfe in Schweizer Städten, Berichtsjahr 2008, Berner Fachhochschule Soziale Arbeit, 23. Juni 2009, S. 7

<sup>16</sup> BFS (hg), aaO.

Es ist zu erwarten, dass die Zahl der Sozialhilfebezüger infolge der gegenwärtigen Wirtschaftskrise stark anwachsen wird. Die Zahl der Arbeitslosen hat seit Dezember 2008 erheblich zugenommen. Viele der heutigen Arbeitslosen werden arbeitslos bleiben, bis sie nach rund zwei Jahren ihren Höchstanspruch ausgeschöpft haben und sie ausgesteuert werden. Diese Menschen werden dann sofort, oder nachdem sie ihre Ersparnisse aufgebraucht haben, auf die Unterstützung der Sozialhilfe angewiesen sein.

Rund die Hälfte der ausgesteuerten Personen findet in einer Frist bis zwei Jahre nach Ende des ALV-Taggeldbezugs wieder eine Erwerbsarbeit. Von den weiterhin erwerbslosen Personen erhalten 29% innerhalb von 2 Jahren Unterstützung von der Sozialhilfe. Somit beanspruchen im Schnitt rund 15% aller Ausgesteuerten Sozialhilfe innerhalb von 2 Jahren nach der Aussteuerung. Von 1997 zu 1999 zu 2005 ist der Anteil der ausgesteuerten Sozialhilfebezüger ohne Arbeit von 15% auf 23% und schliesslich auf 29% angestiegen.<sup>17</sup>

Rund die Hälfte der ausgesteuerten Menschen findet zwar nach der Aussteuerung wieder Arbeit, die gefundene Arbeit ist aber oft prekär, d.h. es handelt sich nicht um eine Festanstellung mit einem Lohn, der die normalen Lebenshaltungskosten deckt. Rund die Hälfte der Ausgesteuerten, deren Stellensuche erfolgreich war, verfügte nur über befristete Stellen, temporäre Arbeit, Arbeit auf Abruf oder wählte eine selbständige Erwerbstätigkeit, deren Chancen ebenfalls nicht selten fraglich sind. Ausserdem ist zu vermuten, dass viele Personen sich unfreiwillig in Teilzeitbeschäftigung befinden. Alle diese Personen pendeln zwischen prekärer Arbeit, Arbeitslosigkeit mit Bezug von Arbeitslosenentschädigung und Aussteuerung mit Bezug von Sozialhilfe hin und her. Den Ursachen für diesen „Drehtüreffekt“ können wir aus Datengründen nur auf Seiten der Stellensuchenden (Arbeitsangebot) detaillierter nachgehen. Inwiefern veränderte konjunkturelle und strukturelle Faktoren auch auf Seiten der Stellenanbieter (Arbeitsnachfrage) wirksam werden, bleibt vergleichsweise unterbelichtet und kann fallweise höchstens indirekt erschlossen werden.

Wie könnte also dieser beträchtliche „Drehtüreffekt“ mit Hilfe der auf Reintegration zielenden Sozialhilfe spürbar verbessert werden? Die Sozialämter müssten genauer wissen, welche der von ihnen beeinflussbaren Faktoren imstande sind, den Drehtüreffekt besonders stark zu bekämpfen. Denn das Hauptziel der „aktivierenden Sozialhilfe“ im engen Sinn ist es, möglichst viele Sozialhilfebezüger dauerhaft wieder in das Arbeitsleben zu integrieren. Auch bei einem überwiegend „negativen“ Fazit – die Sozialämter verfügten nicht über genügend Instrumente und Massnahmen – ist noch immer eine „positive“ Schlussfolgerung möglich: Die „interinstitutionelle Zusammenarbeit“ (IIZ) insbesondere mit den Regionalen Arbeitsvermittlungszentren (RAV) verdient ein viel grösseres Augenmerk. Das übergeordnete Ziel ist es, die Effizienz des gesamten Sozialstaates zu optimieren, um bei einem je Institution politisch vordefinierten Leistungsumfang die totalen finanziellen Belastungen einerseits der Sozialhilfe, andererseits der Arbeitslosen-, Invaliden-, Unfall- und Krankenversicherung möglichst deutlich zu vermindern.

Im deskriptiven ersten Teil der vorliegenden Studie soll einerseits ein ganzheitliches Bild des oft konjunkturell geprägten Istzustandes gezeichnet werden, wie die absoluten Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt bis Ende 2008 bei jenen Personen aussehen, die in den Jahren 2005 und 2006 erstmals oder erneut Sozialhilfe bezogen haben. Andererseits sollen besonders interessante Aspekte auch im Detail beleuchtet werden, die insbesondere den relativen Vergleich zwischen den Städten betreffen. Sie dürften auch längerfristig, über den Konjunkturzyklus hinweg, empirisch gültig bleiben. Im analytischen zweiten Teil wird – so weit es die Datenlage erlaubt – fast nur noch diesen längerfristig gültigen, „strukturellen“ Einfluss-

---

<sup>17</sup> Aepli et al.(1996); Aepli et al. (1998); Aepli (2000); Aepli (2006)

faktoren nachgeforscht, welche die relative Veränderung der Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt in der Schweiz bestimmen.

## 2. Definitionen, Fragestellungen und Methodik

### 2.1. Gruppierung der Sozialhilfebezüger nach deren Integrationsgrad im Arbeitsmarkt

Die wichtigste Fragestellung lautet, welchen Sozialhilfeempfängern die Integration in den Arbeitsmarkt gelingt. Wenn wir spezifischer die Frage „Welche Sozialhilfebezüger finden eine dauerhafte Erwerbsarbeit?“ beantworten wollen, müssen wir zuerst definieren, was unter „dauerhafter Erwerbsarbeit“ zu verstehen ist. Da es sich um eine sehr wichtige Definition handelt, haben wir sie zusammen mit den Mitgliedern der Begleitgruppe in deren ersten Sitzung erarbeitet.

Wir kamen überein, dass sich die dauerhafte Erwerbsarbeit dadurch auszeichnet, dass sie unbefristet ist und deshalb ein *unbefristeter Arbeitsvertrag* vorliegen muss. Ausserdem muss eine gewisse Beständigkeit vorhanden sein. Wir verlangen deshalb zusätzlich, dass die betreffende Person *mindestens schon sieben Monate die gleiche unbefristete Stelle* halten muss, damit diese als dauerhafte Erwerbsarbeit gilt. Ausserdem muss die betreffende Person ihren Lebensunterhalt aus eigenen Kräften bestreiten, also *von der Sozialhilfe abgemeldet* sein (kein „Working poor“).

In einem ersten Schritt wird dabei untersucht, welche Sozialhilfebezüger nach dem Zugang in die Sozialhilfe 2005 und 2006 im Beobachtungszeitraum bis anfangs 2009 eine Stelle irgend welcher Art antreten. In einem zweiten Schritt wird zusätzlich nach dem Grad der Arbeitsmarktintegration differenziert. Um den Grad der Arbeitsmarktintegration zu messen, wurden die befragten Personen in verschiedene Gruppen eingeteilt. Bei dieser Einteilung konnten wir uns auf unsere Erfahrungen mit den Studien zur Situation der Ausgesteuerten abstützen.

Die Gruppe C umfasst Personen, welche eine dauerhafte Erwerbsarbeit gefunden haben und sich von der Sozialhilfe abmelden konnten. Hinsichtlich einer aktivierenden Sozialhilfe im engen Sinn stellt diese die Erfolgsgruppe dar. Als dauerhaft wurde eine Erwerbsarbeit taxiert, wenn seit mindestens sieben Monaten ein unbefristetes Arbeitsverhältnis bestand. Gruppe C wurde weiter in zwei Untergruppen geteilt.

Gruppe C1: Unselbständig, dauerhaft erwerbstätige Personen, welche ihren Unterhalt selber bestreiten und sich daher von der Sozialhilfe abmelden konnten.

Gruppe C2: Eine weitere, eher kleine Gruppe bilden diejenigen Personen, die sich von der Sozialhilfe abgemeldet haben und eine selbständige Erwerbstätigkeit aufgenommen haben. Bei ihnen ist die Zuordnung schwierig. Sie können in einer prekären oder nicht prekären Situation sein. Im Sinne einer „optimistischen Sichtweise“ teilen wir sie in die C-Gruppe ein.

Nun müssen noch alle Personen in Gruppen eingeteilt werden, die über keine dauerhafte Erwerbsarbeit verfügen und bei denen die Ablösung von der Sozialhilfe entweder nicht gelungen ist oder weiter unsicher bleibt.

Zur Gruppe A werden Personen gezählt, bei welchen eine Ablösung von der Sozialhilfe im Untersuchungszeitraum nicht gelungen ist. Das Risiko, dass diese Personen relativ lange auf Sozialhilfe angewiesen sein werden, ist erhöht. Die Gruppe A wurde in zwei Untergruppen geteilt: Gruppe A1: Personen, die ab Eintritt in die Sozialhilfe bis zum Zeitpunkt der Befra-



gung keine Arbeit hatten und dauernd auf Sozialhilfe angewiesen waren. Gruppe A2: Personen, die über eine Arbeit verfügen, zur Bestreitung des Lebensunterhalts aber ergänzend auf Sozialhilfe angewiesen sind. Diese Personen sind „Working poor“.

Schliesslich bleibt noch die Zwischengruppe B: Ihr wurden Personen zugerechnet, welche eine Erwerbsarbeit fanden, deren Arbeitsverhältnis aber zum Zeitpunkt der Befragung maximal ein halbes Jahr bestand oder Merkmale prekärer Arbeit aufwies. Eine Ablösung von der Sozialhilfe ist hier zwar vorübergehend gelungen. Das Risiko einer Wiederanmeldung (sog. Drehtüreffekt) ist jedoch erheblich. Zu dieser Gruppe wurden folgende Untergruppen gezählt:

Gruppe B1: Personen, die von der Sozialhilfe abgemeldet sind und eine Stelle (fest oder befristet) fanden, diese aber wieder verloren oder aufgaben. Bei der verlorenen oder aufgegebenen Arbeit handelte es sich ziemlich sicher um eine prekäre Anstellung. Ein Drehtüreffekt (Sozialhilfe – Arbeitsmarkt – Sozialhilfe) besteht.

Gruppe B2: Personen, die von der Sozialhilfe abgemeldet sind und eine Stelle mit Merkmalen der prekären Arbeit haben. Dazu werden befristete Arbeitsverhältnisse, temporäre, durch einen Personalverleiher vermittelte Arbeit und Arbeit auf Abruf gezählt. Da keine Beständigkeit der Arbeitsverhältnisse vorausgesetzt werden kann, erscheint eine spätere Wiederanmeldung bei der Sozialhilfe und damit ein Drehtüreffekt relativ wahrscheinlich.

B3: Personen, die von der Sozialhilfe abgemeldet sind und eine Stelle mit einem unbefristeten Arbeitsvertrag haben, aber weniger als sieben Monate an dieser Stelle sind. Das Kriterium der Beständigkeit des Arbeitsverhältnisses ist zum Befragungszeitpunkt nicht erfüllt bzw. nicht beobachtbar. Die Entstehung einer dauerhaften Erwerbsarbeit aber auch ein baldiger Verlust der Arbeitsstelle sind denkbar. Vorsichtshalber zählen wir diese Personen zu den Personen in prekären Arbeitsverhältnissen.

Die Gruppe D umfasst jene Personen, welche sich von der Sozialhilfe abgemeldet haben, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht haben. Der Grund für die Abmeldung aus der Sozialhilfe war somit nicht das Suchen und Finden einer Erwerbsarbeit. Es kann angenommen werden, dass sich diese Personen aus dem Arbeitsleben zurück gezogen haben und z. B. von einer IV-Rente oder vom Einkommen des Partners bzw. der Partnerin leben.<sup>18</sup>

Für die Interpretation der nachfolgenden Analysen ist zu beachten, dass bei der Wahl der Kriterien zur Gruppeneinteilung ein gewisser Ermessensspielraum bestand. Auf Grund ihrer zentralen Bedeutung wurden die Definitionen in Zusammenarbeit mit der Begleitgruppe erarbeitet. Die Definitionen beeinflussen insbesondere die absoluten Erfolgsquoten. Die grundlegenden Wirkungsrichtungen (Vorzeichen) und relativen Einflussstärken verschiedener Faktoren auf die Erfolgsquoten sollten von der genauen Operationalisierung jedoch unbeeinflusst sein. Daher richtet sich unser theoretisches Interesse im zweiten Teil auch nicht auf die die Erklärung der absoluten Erfolgsquoten für die zusammengesetzten Gruppeneinteilungen G oder H (Kapitel 4.2, Seite 75 ff).

Im Kasten 1 sind die Definitionen der Gruppen A, B, C und D sowie ihrer Untergruppen nochmals zusammengefasst.

---

<sup>18</sup> Im analytisch-erklärenden zweiten Teil haben wir nach der einführenden Probit-Analyse für sämtliche weitere Schätzungen die Gruppe D ausgeschlossen, um die kausale Interpretierbarkeit der empirischen Ergebnisse zu erleichtern.

## Kasten 1: Gruppierung nach Integrationsgrad im Arbeitsmarkt

**Gruppe A:** Personen, welche weiterhin von Sozialhilfe abhängig sind und keiner dauerhaften Erwerbstätigkeit nachgehen, die zum Bestreiten des Lebensunterhalts ausreicht.

A1: Personen, die dauerhaft von der Sozialhilfe unterstützt werden und keiner regulären Erwerbsarbeit nachgehen (inkl. Personen in Integrationsmassnahmen der Sozialhilfe).

A2: Personen, die eine Arbeit haben, ergänzend dazu aber Sozialhilfe beziehen („Working poor“).

**Gruppe B:** Personen, welche (vorübergehend) eine Erwerbsarbeit fanden, deren Arbeitsverhältnis aber Merkmale prekärer Arbeit aufweisen. Eine Ablösung von der Sozialhilfe ist hier vorübergehend gelungen. Das Risiko einer Wiederanmeldung (sog. Drehtüreffekt) ist jedoch erheblich.

B1: Personen, die Arbeit fanden, sich (vorübergehend) von der Sozialhilfe abmeldeten, ihre Arbeit aber später wieder verloren oder aufgaben.

B2: Personen, die im Moment der Befragung ein Arbeitsverhältnis mit Merkmalen prekärer Arbeit haben (befristete Stellen, temporäre Arbeit oder Arbeit auf Abruf).

B3: Personen, die im Moment der Befragung eine nicht prekäre Arbeit haben, deren Arbeitsverhältnis aber seit *weniger als 1/2 Jahr besteht*.

**Gruppe C:** Personen, welche eine dauerhafte, nicht prekäre Erwerbsarbeit fanden und sich von der Sozialhilfe abmelden konnten. (= Erfolgsgruppe).

C1: Personen, die seit mindestens einem halben Jahr ein unbefristetes Arbeitsverhältnis inne haben und sich von der Sozialhilfe abmelden konnten.

C2: Selbständig erwerbstätige Personen: Ihre Situation kann prekär oder nicht prekär sein.

**Gruppe D:** Personen, die von der Sozialhilfe abgemeldet sind, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht haben. Rückzug aus dem Erwerbsleben wahrscheinlich.

## 2.2. Beschreibung der externen Integrationsmassnahmen und der nicht-finanziellen Massnahmen der Sozialämter

Eine wichtige Fragestellung der vorliegenden Studie ist, welchen Einfluss einerseits externe Integrationsmassnahmen und andererseits nicht-finanzielle Massnahmen, die die Sozialämter selber leisten, auf die (Re-)Integrationschancen in die Arbeitswelt haben. Sämtliche Massnahmen fassen wir unter der Rubrik der im engen Sinn „aktivierenden“ Sozialhilfe zusammen. Die externen Integrationsmassnahmen können *sozial integrierenden* Zwecken dienen, aber auch der *Umschulung und Aus- und Weiterbildung* und der *(Wieder-)Gewöhnung ans Arbeitsleben*, und sie können schliesslich auch gewissen *Sanktions- oder Disziplinierungscharakter* annehmen. Die nicht-finanziellen Massnahmen der Sozialämter selber weisen primär einen *unterstützenden und beratenden* Charakter auf, doch sie haben bisweilen auch eine *kontrollierende* Funktion. Wir wollen sie nachfolgend näher beschreiben.

Bei den *externen Integrationsmassnahmen* handelt es sich meistens um Beschäftigungsprogramme, die zumindest zu Beginn der individuellen Aktivierung auf dem zweiten Arbeitsmarkt absolviert werden. Ein Beispiel dafür ist die Stiftung für Arbeit in St. Gallen, die als Sozialfirma aufgebaut ist und rund 400 Sozialhilfebezüger, vor allem Ausgesteuerte, in marktnahen Arbeitsprozessen beschäftigt. Am Anfang sind die Löhne tief und können die Sozialhilfe höchstens ergänzen. Bei verbesserter Leistung kann eine Festanstellung im Monatslohn erreicht werden. Das Programm hat zum Ziel, die Teilnehmer so weit zu bringen, dass sie sich in den ersten Arbeitsmarkt integrieren können, sie also eine dauerhafte Erwerbsarbeit finden. Die Stiftung für Arbeit übernimmt industrielle Fertigungsprozesse, die sonst in der Schweiz nicht mehr rentabel durchgeführt werden können, und zerlegt nicht mehr gebrauchte elektronische Geräte wie Fernsehgeräte und Computerbildschirme in ihre Einzelteile und führt sie der Wiederverwertung zu. Der Gewerbebereich erledigt Arbeiten wie Reinigung, Gartenunterhalt und Bauservice. Die Mitarbeitenden der Stiftung für Arbeit beginnen oft mit einem Teilzeitpensum und erhöhen dann den Beschäftigungsgrad. Beschäftigungsprogramme sind in der Regel langfristig angelegt. Die Teilnehmenden bleiben ein halbes Jahr, ein Jahr oder sogar unbefristet im Programm.

Viele Sozialhilfebezüger haben soziale und berufliche Defizite. Sie wissen nicht oder nicht mehr, wie man sich erfolgreich um Stellen bewirbt. Sie haben nicht gelernt, mit Geld umzugehen, haben Schulden und brauchen eine Schuldenberatung. Sie haben persönliche Probleme, die besprochen werden sollten, wissen aber nicht, an welche Stelle sie sich wenden sollen. Das Sozialamt gewährt deshalb seinen Klienten nicht nur finanzielle Unterstützung zur Bestreitung des Lebensunterhalts, sondern auch *nicht-finanzielle Massnahmen*, die einen primär *unterstützenden* Charakter besitzen, aber auch *zur Lern- und Erfolgskontrolle* verwendet werden können. Für Sozialhilfebezüger, die Mühe haben, mit Geld umzugehen, besteht die Möglichkeit, dass das Sozialamt die Wohnungsmiete direkt zahlt und mit der Krankenkasse direkt abrechnet. Damit ist gewährleistet, dass es nicht mehr ausstehende Mieten und Prämien gibt und für diese beiden wichtigen Ausgabenposten keine Beteiligungen mehr anfallen. Bei Bedarf kann der Betreuer / die Betreuerin auf dem Sozialamt beim Schreiben einer Bewerbung oder beim Verfassen eines Lebenslaufs helfen oder Informationen über passende Stellen abgeben. Die Sozialhilfebezüger können mit den Betreuungspersonen auf dem Sozialamt persönliche Probleme besprechen oder sich an eine externe Beratungsstelle (z. B. Berufsberatung, Ausländerberatung, Suchtberatung usw.) vermitteln lassen. Das Sozialamt hilft beim Erstellen einer Anmeldung bei der IV oder beim Beantragen von Arbeitslosenentschädigung, wenn die Voraussetzungen dafür gegeben sind.

In unseren Fragebogen haben wir die folgenden 17 nicht-finanziellen Unterstützungen aufgenommen:

- (1) Hilfe beim Schreiben von Bewerbungen und beim Verfassen des Lebenslaufs
- (2) Hilfe bei der Vorbereitung von Vorstellungsgesprächen
- (3) Begleitung bei Vorstellungsgesprächen
- (4) Information über passende offene Stellen
- (5) Vermittlung von Integrationsmassnahmen (z. B. Beschäftigungsprogramme)
- (6) Abrechnen mit der Krankenkasse
- (7) Zahlung der Miete ausführen
- (8) Schuldenberatung oder Finanzberatung (Gesuche an Stiftungen, Fonds usw.)
- (9) Vermittlung von Aufgabenhilfe für die Kinder
- (10) Hilfe beim Erstellen einer Anmeldung bei der IV
- (11) Hilfe beim Beantragen von Arbeitslosenentschädigung
- (12) Vermittlung von sozialen Kontakten für Freizeit und Arbeit
- (13) Kooperative Begleitung und Unterstützung (z. B. zur Veränderung der Situation)
- (14) Besprechen von persönlichen Problemen
- (15) Vermittlung von externen Beratungsangeboten (z. B. Berufsberatung, Ausländerberatung)
- (16) Individuelle Förderung
- (17) Zielvereinbarung abmachen

Wir haben damit eine Auswahl von wichtigen nicht-finanziellen Unterstützungen vorgelegt. Die Liste ist jedoch nicht abschliessend und erhebt keinen Anspruch auf Vollständigkeit.<sup>19</sup>

---

<sup>19</sup> Im zweiten Teil wird u.a. der Einfluss der erhaltenen Anzahl dieser aktivierenden, nicht-finanziellen Massnahmen auf die Reintegrationschancen geschätzt („mindestens eine solche Massnahme“, „mehr als eine solche Massnahme“, „mehr als zwei solche Massnahmen“). Mit Ausnahme einer Schätzung werden diese vom Sozialamt selber erbrachten Massnahmen für die Variablendefinition separat gezählt, d.h. unter Ausschluss der bloss vom Sozialamt verfügbaren, aber extern geleisteten Integrationsmassnahmen. Die Überlegung ist, dass die potentielle Wirkungsweise dieser beiden Massnahmenarten eine grundlegend je andere ist. (Z.B. ist der „Lock-in“-Effekt plausibel nur bei externen Integrationsmassnahmen zu unterstellen, nicht aber bei den nicht-finanziellen Massnahmen des Sozialamtes.) Dies hat zur Konsequenz, dass bei der separaten Zählung die obige Massnahme (5) „Vermittlung von Integrationsmassnahmen“ ebenfalls ausgeschlossen werden muss, so dass in der Variablendefinition im zweiten Teil der Studie nur noch maximal 16 Massnahmen übrig bleiben.

## 2.3. Fragestellungen

Die wichtigsten Fragestellungen lauten für jede der fünf Städte und insgesamt wie folgt:

- Wie vielen und welchen Sozialhilfebezügem gelingt die dauerhafte (Wieder)-Aufnahme einer Erwerbsarbeit und damit die dauerhafte vollständige Ablösung von der Sozialhilfe?
- Worin unterscheiden sich die Personen, die dauerhaft auf Sozialhilfe angewiesen bleiben (Gruppe A), einerseits von denjenigen, die sich nicht dauerhaft im Erwerbsleben integrieren können (Gruppe B), andererseits von denjenigen, denen die dauerhafte Integration gelingt (Gruppe C)?
- Wie viele und welche Sozialhilfebezüger finden kurzfristig Arbeit, verlieren diese aber wieder? Wie viele und welche davon bezogen bzw. beziehen nach dem Verlust der Stelle Arbeitslosenentschädigung? Wie viele und welche davon bezogen bzw. beziehen nach dem Verlust der Stelle erneut Sozialhilfe?
- Finden Sozialhilfebezüger, die eine Integrationsmassnahme der Sozialhilfe absolviert haben, eher eine dauerhafte Arbeit als solche, die keine Massnahme durchlaufen haben?
- Welche Wichtigkeit haben die folgenden persönlich (nicht) fix zurechenbaren Eigenschaften, welche die Gruppen A, B und C voneinander unterscheiden?
  - (i) strikt exogene persönliche Eigenschaften (Alter, Nationalität, Geschlecht...) → individuell fix zurechenbare, prädestinierte, daher potentiell diskriminierende Faktoren
  - (ii) [a] nur sehr langfristig beeinflussbare, gut messbare persönliche Eigenschaften (Sprachkompetenz, abgeschlossene höchste Ausbildung, bisher ausgeübter Beruf...) → individuell quasi fix zurechenbare rationale Humankapital-Faktoren  
[b] dauerabhängige Humankapital-Faktoren (zunehmende Berufserfahrung, Dequalifikation durch Beschäftigungslosigkeit) → objektivierbar zu messender, aber individuell nicht fix zurechenbarer Hysterese-Effekt
  - (iii) [a] wenn überhaupt nur sehr langfristig durch (Selbst-) Erziehung beeinflussbare oder / und aufgrund eines quasi fixen individuellen „Charakters“ nicht beeinflussbare, schlecht messbare persönliche Eigenschaften (mangelnde Arbeitsmotivation, fehlende Selbstdisziplin, schlechte soziale Integration...)  
[b] dauerabhängige Einstellungs- und Befindlichkeitsfaktoren (Zukunftszuversicht und -zweifel, [De-] Motivierung, Lebensmut und Resignation) → individuell nicht fix zurechenbarer subjektiver Hysterese-Effekt (sehr) langer Erwerbslosigkeit
- Welche Wichtigkeit zur Bestimmung der Gruppen A, B und C haben die erwähnten persönlich zurechenbaren Eigenschaften im Vergleich zu den persönlich nicht fix zurechenbaren, weil dauerabhängigen Eigenschaften?

## 2.4. Methodik

Das in die Umfrage (vgl. Anhang 1: Fragebogen) einbezogene Untersuchungsgebiet umfasste die fünf Städte Basel, Luzern, St. Gallen, Lausanne und Biel. Die Grundgesamtheit der Studie bildeten alle Personen, die sich in den Jahren 2005 und 2006 bei der Sozialhilfe der fünf Städte anmeldeten.

In den Städten Luzern, St. Gallen und Biel wurden alle Personen der Grundgesamtheit in die Untersuchung einbezogen, in Basel und Lausanne eine repräsentative Zufallsstichprobe. Mit diesen Personen wurden insgesamt 1'529 Interviews erzielt. Die Befragung wurde anhand eines programmierten Fragebogens mittels CATI (Computer aided telephone interviewing) durchgeführt. Sie fand vom September 2008 bis zum Januar 2009 statt. Die Interviews liefen in deutscher, französischer, italienischer, albanischer und türkischer Sprache ab.

Um nach den erwähnten Ursachen einer (nicht) erfolgreichen Ablösung aus der Sozialhilfe fahnden zu können, sind die folgenden Arten von Informationen erhoben worden: (a) individuell fix zurechenbare Eigenschaften (z.B. Geschlecht, Nationalität) (b) nur langfristig veränderbare individuelle Daten (z.B. Berufserfahrung, höchste abgeschlossene Ausbildung) (c) situativ oft überraschend eingetretene individuelle Faktoren (z.B. alleinerziehend) (d) subjektive Befindlichkeiten und Einschätzungen (z.B. der Zukunftsaussichten, der Arbeitsmarktchancen) (e) Daten zur Arbeitsmarktlage (z.B. die regionale Zugangsquote zur Arbeitslosigkeit) (f) finanzielle Unterstützungen vor und neben der Sozialhilfe (z.B. Verbilligung von Krankenkassenprämien) (g) besuchte Massnahmen der „aktivierenden“ Sozialhilfe

Die Auswertung der Befragung geschah mit Hilfe von Excel 97-03 und der Programmpakete SPSS 17, SAS 9.1 und E-Views 6.

Im deskriptiv-erklärenden ersten Teil wurden über alle Fragen Häufigkeitsauszählungen gerechnet. Bei allen wichtigen Fragen wurde mittels Kreuztabellen nach Unterschieden hinsichtlich verschiedener Merkmale wie z. B. Geschlecht, Nationalität (Schweizer gegenüber Ausländer) und Altersgruppen gesucht. Über die nicht-finanziellen aktivierenden Massnahmen des Sozialamtes wurde eine Faktorenanalyse gerechnet.

Im analytisch-erklärenden zweiten Teil sind zwecks Identifikation möglicher Multikollinearitäten unter den modellexogenen Variablen Korrelationsmatrizen für die diversen Einflussgruppen gesichtet worden. Zwecks Analyse dichotomer abhängiger Variablen sind nebst klassischen Probitanalysen auch binomiale logistische und Probit-Regressionen berechnet worden, um multivariate Analysen durchführen zu können. Schliesslich sind mittels einfachen „Sample Correction“-Verfahren (ohne „Bootstrapping“) mögliche Selektionsverzerrungen zwischen Treatment- und Non-Treatment-Gruppen identifiziert worden. Dank eines alternativen – ebenfalls nicht-parametrischen – Verfahrens, der „Propensity score method“, konnte auf Methodenrobustheit getestet werden. D.h., es konnte die Frage geklärt werden, ob die Herausfilterung der Selektionsverzerrung zu unterschiedlichen empirischen Ergebnissen führt, je nachdem, welche Methode der Selektionsbereinigung angewendet wird. (Es kam zu keinen Veränderungen, die auch die kausal ausgerichtete Interpretation der Ergebnisse tangiert hätte, so dass sich die wichtige Qualitätseigenschaft der „Methodenrobustheit“ bestätigen liess.)

Die Stärke des Zusammenhangs zweier Merkmale wurde geprüft und die Irrtumswahrscheinlichkeit bestimmt. Bei allen Unterschieden, die mit den Signifikanz-Tests geprüft wurden, ist genau angegeben, ob eine Signifikanz nachgewiesen wurde und wie hoch diese ist. Es werden drei Signifikanz-Stufen unterschieden:

1. *Hoch signifikant*: Die Irrtumswahrscheinlichkeit beträgt höchstens 1%, das heisst die Wahrscheinlichkeit, dass ein Unterschied systematisch und nicht zufällig ist, liegt bei mindestens 99%.
2. *Signifikant*: Die Irrtumswahrscheinlichkeit beträgt höchstens 5%, das heisst die Wahrscheinlichkeit, dass ein Unterschied systematisch und nicht zufällig ist, liegt bei mindestens 95%.
3. *Schwach signifikant*: Die Irrtumswahrscheinlichkeit beträgt höchstens 10%, das heisst die Wahrscheinlichkeit, dass ein Unterschied systematisch und nicht zufällig ist, liegt bei mindestens 90%.

## 2.5. Ausschöpfung

Um eine möglichst hohe Ausschöpfung zu erreichen,

- setzten wir besonders kontaktstarke Befrager und Befragerinnen ein,
- informierte, instruierte und motivierte der Projektleiter die Befrager und Befragerinnen persönlich und konnte sie für das Projekt begeistern,
- erhielten die Befrager und Befragerinnen eine Liste mit Argumenten, mit denen sie eventuellen Zweifeln und Vorbehalten der zu befragenden Personen gegenüber dem Projekt individuell begegnen konnten,
- stellten wir allen Zielpersonen einige Zeit vor den Interviews Motivationsbriefe zu, welche die Befragung ankündigten und zur Beteiligung daran aufriefen,
- wurden alle Personen der Stichprobe, deren Telefon-Nummer nicht mehr gültig war oder fehlte, in den neuesten elektronischen Telefonverzeichnissen intensiv gesucht.

Obwohl die Zielgruppe der Sozialhilfebezüger schwer erreichbar ist, weil viele dieser Menschen die Wohnung wechseln müssen oder über kein Telefon mehr verfügen, erzielten wir dank der oben erwähnten Vorkehrungen die guten Ausschöpfungen von 30% der Ausgangsstichprobe und 70% der erreichten Personen:

**Tabelle 1: Ausschöpfungsquoten der telefonischen Befragung**

Stichprobe und Ausschöpfung	Anzahl, detailliert	Anzahl bzw. Anteil
<b>Von den fünf Städten erhaltene Adressen</b>		<b>5349</b>
Nicht gebrauchte gültige Adressen		200
<b>Ausgangsstichprobe (Anzahl verwendete Adressen)</b>		<b>5149</b>
Nicht erreichbare Personen *	1720	
Nicht erreichte Personen	1234	2954
<b>Erreichte Personen (Netto-Stichprobe)</b>		<b>2195</b>
Verweigerungen am Telefon	446	
Abbruch des Interviews	2	
Interview wegen Krankheit, Fremdsprachigkeit nicht möglich	218	666
<b>Realisierte Interviews</b>		<b>1529</b>
Realisierte Interviews in % der Ausgangsstichprobe		<b>30%</b>
Realisierte Interviews in % der erreichten Personen		<b>70%</b>

\* Kein eingetragener Telefonanschluss in der Schweiz, Telefonnummer nicht ermittelbar oder ungültig, abwesend, weggezogen, gestorben



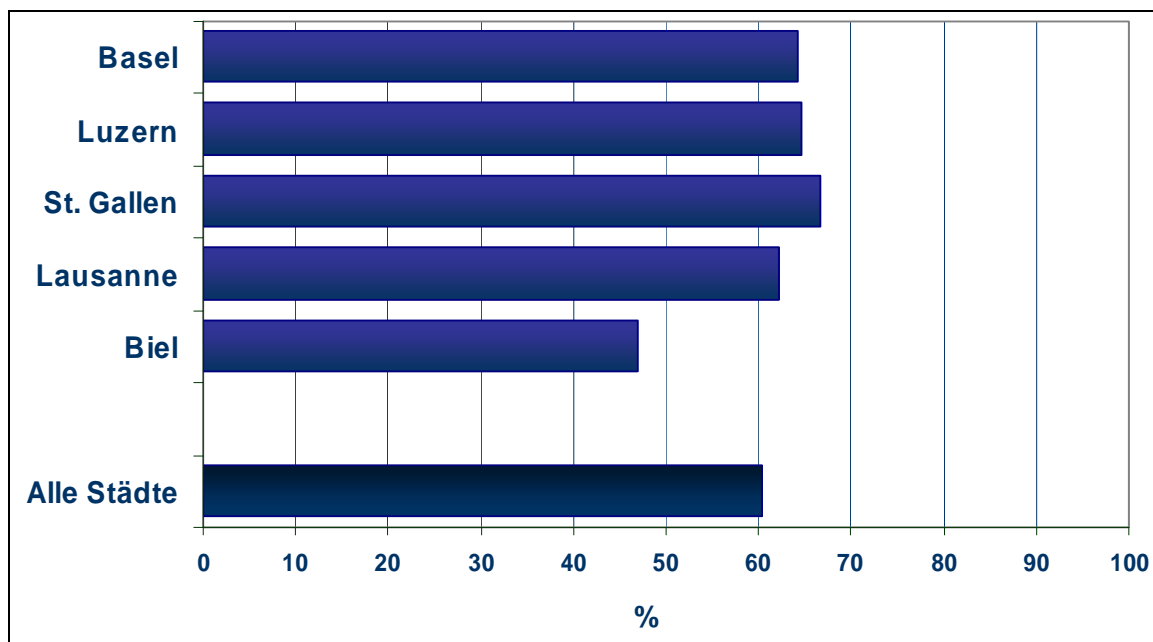
### 3. Ergebnisse Teil I: Beschreibend-erklärende Auswertungen

#### 3.1. Welche Sozialhilfebezüger finden Arbeit und können sich von der Sozialhilfe ablösen?

##### 3.1.1. Erwerbsarbeit und Ablösung von der Sozialhilfe

Recht viele Bezüger konnten sich von der Sozialhilfe ablösen. Im Durchschnitt über alle fünf Städte waren es 60%. In Biel gelang es mit 47% anteilmässig deutlich weniger Personen, von der Sozialhilfe loszukommen als in den anderen vier Städten. Spitzenreiter ist St. Gallen mit einer Ablösequote von 67%.

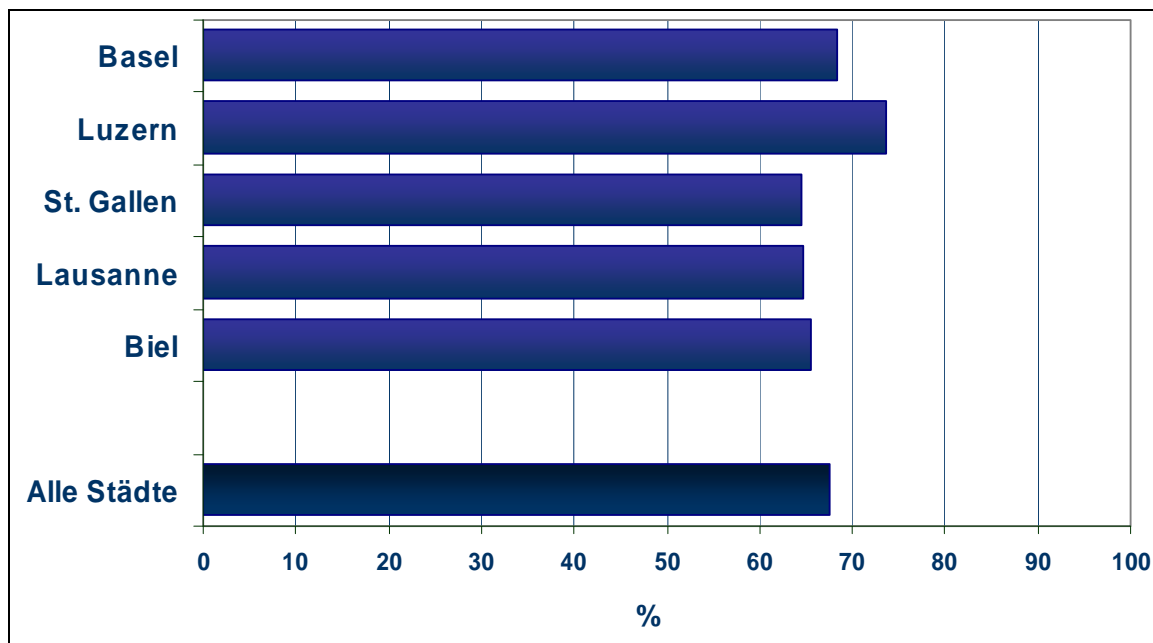
Abbildung 2: Ablösung von der Sozialhilfe



Über alle fünf Städte gesehen verfügten im Moment der Befragung rund zwei Drittel der Personen, die sich von der Sozialhilfe ablösten, über eine Arbeit irgendwelcher Art. Hier wird noch nicht unterschieden, ob die Arbeit dauerhaft ist oder nicht. In Luzern fanden mit 74% anteilmässig deutlich mehr Personen eine Arbeit als in den anderen vier Städten.

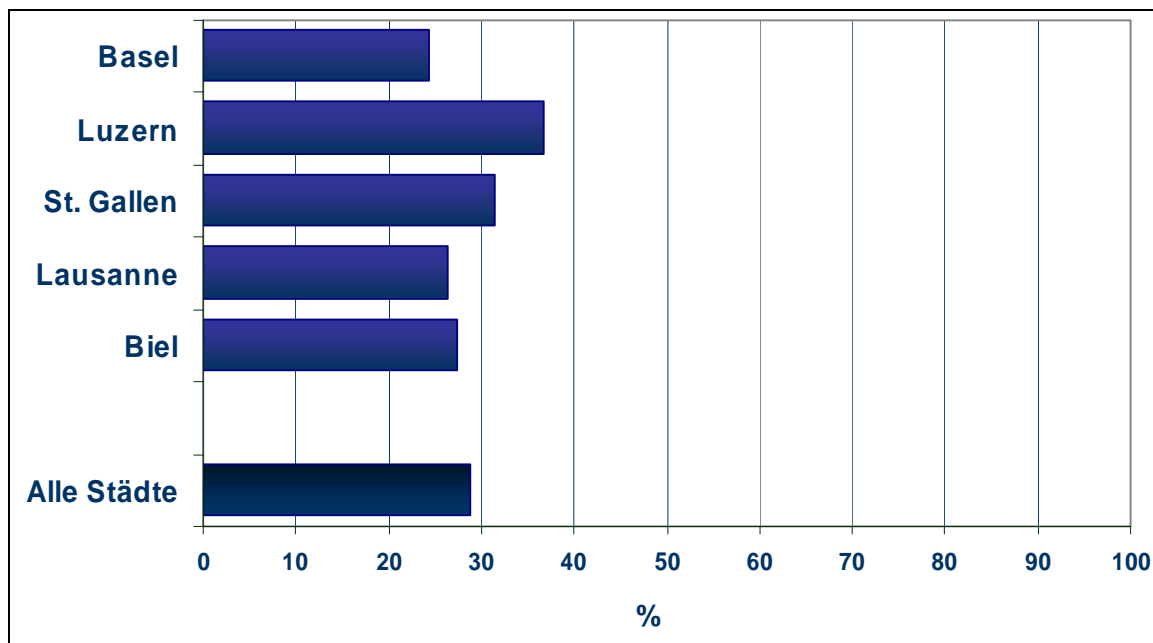
Die Befragung fand von September 2008 bis Januar 2009 statt. Mindestens bis in den November 2008, als die Arbeitslosenquote noch bei 2.7% lag, schlug die Wirtschaftskrise noch nicht auf den Arbeitsmarkt durch. Es muss deshalb betont werden, dass der gute Erfolg bei der Stellensuche zum Teil der damaligen, noch guten Arbeitsmarktlage zu verdanken ist.

**Abbildung 3: Aus der Sozialhilfe abgelöste Personen, die Arbeit haben**



Über alle fünf Städte gesehen verfügten 29% der Personen, die in der Sozialhilfe verblieben, über eine Arbeit (Working poor). Am meisten arbeitende Personen unter den Sozialhilfebezüglern finden sich mit einem Anteil von 37% in Luzern, am wenigsten in Basel mit einem Anteil von 24%.

**Abbildung 4: „Working poors“: In der Sozialhilfe verbliebene Personen mit Arbeit**



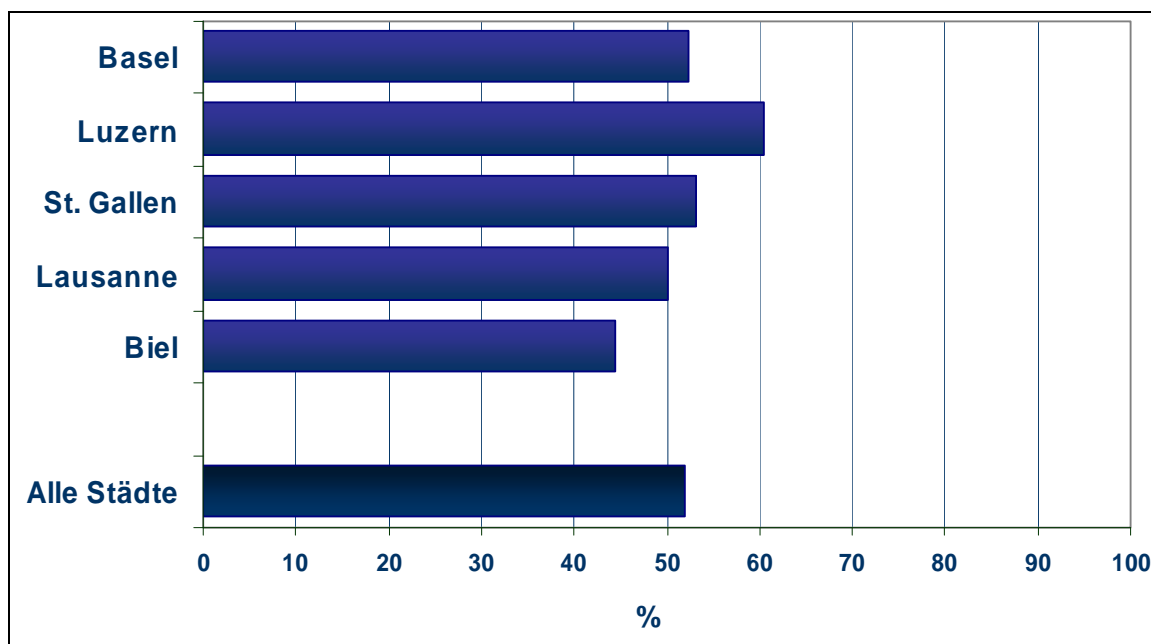
### 3.1.2. Welche Personen finden eine Erwerbsarbeit ?

Zuerst unterteilen wir die antwortenden Personen in zwei Grossgruppen. Zur einen Grossgruppe gehören alle Personen, die Arbeit haben, unabhängig davon, ob es sich um eine dauerhafte Integration in die Arbeitswelt oder um prekäre, nicht feste Stellen handelt oder zusätzlich noch Sozialhilfe bezogen wird. In die andere Grossgruppe teilen wir alle Personen ein, die über keine Arbeit verfügen.

Über alle fünf Städte gesehen fanden 52% aller Befragten eine Arbeit und 48% blieben ohne Stelle. Dieses Resultat stimmt erstaunlich genau mit dem Ergebnis der Studie über die Situation der Ausgesteuerten im Jahre 1999 überein.<sup>20</sup> Damals gingen 51% der Ausgesteuerten einer Beschäftigung nach und 49% waren ohne Arbeit. Die Jahre 1999 und 2008 sind miteinander vergleichbar. In beiden Jahren herrschte eine gute Konjunktur und die jährliche durchschnittliche Arbeitslosenquote lag unter 3% und war fast gleich hoch (1999 2.7%; 2008 2.6%).

In Luzern war der Anteil der Personen mit Arbeit mit einem Anteil von 60% am höchsten, in Biel mit 44% am niedrigsten.

**Abbildung 5: Personen mit Arbeit nach Städten**

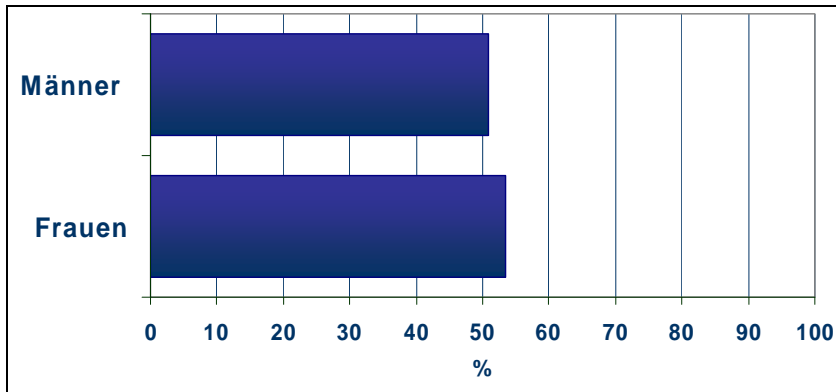


Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0.2%).

Zwischen Männern und Frauen gibt es nur geringe Unterschiede, die nicht signifikant sind. Unter den Männern haben 51% eine Arbeit, unter den Frauen 53%.

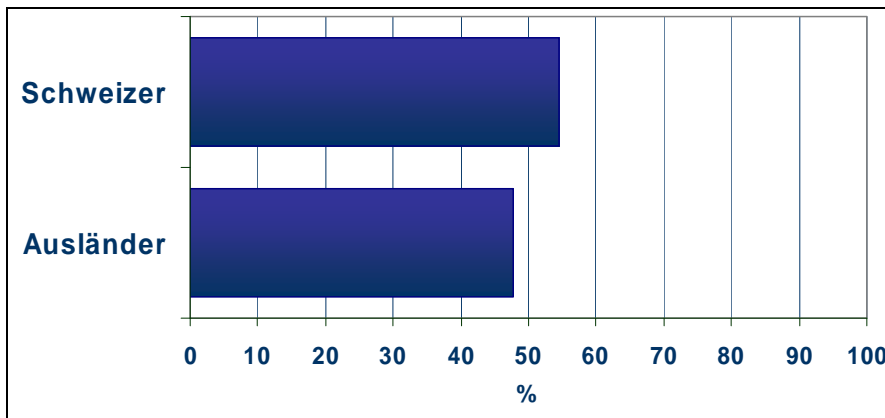
<sup>20</sup> Aepli (2000)

**Abbildung 6: Personen mit Arbeit nach Geschlecht**



Die ausländischen Personen finden anteilmässig mit 48% etwas weniger oft eine Stelle als die schweizerischen mit 54%.

**Abbildung 7: Personen mit Arbeit nach Nationalität**



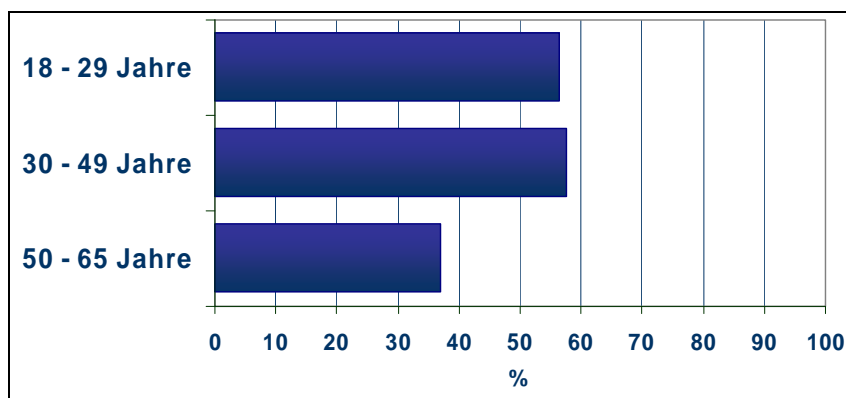
Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 1.1%).<sup>21</sup>

Die 50- bis 65-jährigen Personen haben deutlich schlechtere Chancen, sich wieder in der Arbeitswelt zu integrieren, als jüngere Personen. Unter den beiden jüngeren Altersgruppen fanden 56 bzw. 57% der Befragten eine neue Stelle, unter den 50- bis 65-jährigen nur 37%. Diese starke Benachteiligung der 50- bis 65-jährigen Personen stellten wir bereits in allen Studien über die Situation der Ausgesteuerten fest.<sup>22</sup> Der Anteil der Ausgesteuerten im Alter von 50 bis 65 Jahren, die wieder Arbeit gefunden hatten, lag in allen vier Erhebungen unter 40%. Der Anteil der erwerbstätigen Personen unter den beiden jüngeren Altersgruppen sank dagegen nur 1997 leicht unter 50% und erreichte 1999 sogar 60%.

<sup>21</sup> Die multivariate Analyse in Teil II konnte diesen Befund nicht bestätigen. Das heisst im Rückschluss, dass mit der Nationalität typischerweise andere Faktoren mitvariieren, die die Integrationschancen systematisch so zu beeinflussen vermögen, dass der restliche Einfluss allein der Nationalität vernachlässigbar wird. – Der hier gezeigte bivariate Signifikanztest testet die Differenz für die beiden *unbedingten* Erwartungswerte der Schweizer und Ausländer für die Reintegration, während die multivariate Analyse die Signifikanz der Differenz der *bedingten* Erwartungswerte überprüft, d.h. unter Kontrolle oder Konstanthaltung der übrigen Einflussfaktoren.

<sup>22</sup> Aepli et al. (1996); Aepli et al. (1998); Aepli (2000); Aepli (2006)

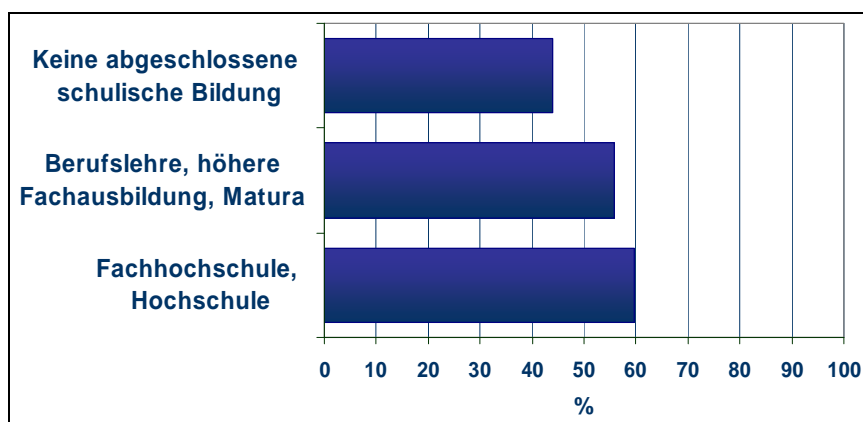
**Abbildung 8: Personen mit Arbeit nach Altersgruppen**



Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0.0%).

Personen ohne Schulbildung, mit obligatorischer Schule, Anlehre oder Attest haben deutlich schlechtere Chancen, sich wieder in der Arbeitswelt zu integrieren, als Personen mit mittlerer und höherer Bildung. Unter den Absolventen von Fachhochschulen, Universitäten oder Hochschulen fanden 60% der Befragten eine neue Stelle, unter den Personen mit Berufslehre, höherer Fachausbildung oder Matura 56%, unter den Personen ohne Schulbildung, mit obligatorischer Schule, Anlehre oder Attest jedoch nur 44%.<sup>23</sup>

**Abbildung 9: Personen mit Arbeit nach Ausbildung**



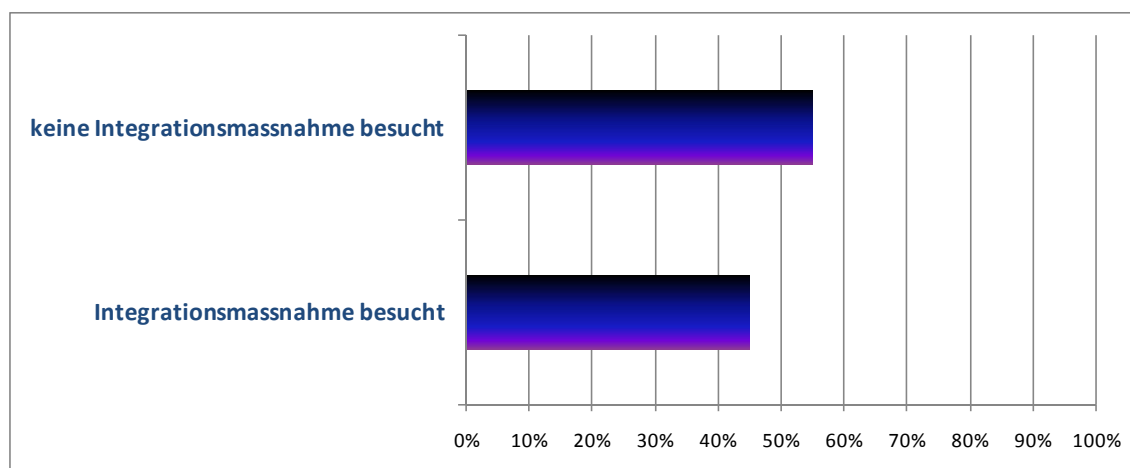
Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0.0%).

Die Absolventen von Integrationsmassnahmen finden anteilmässig weniger oft eine neue Arbeit als Personen ohne solche Massnahmen. Von den Absolventen fanden 45% eine neue Stelle, von den Personen ohne Massnahme 55%. Das Ergebnis bedeutet noch nicht, dass die Integrationsmassnahmen keine Wirkung zeitigen. Es ist anzunehmen, dass solche Massnah-

<sup>23</sup> Die multivariaten Analysen in Teil II ergaben zwar keinen allgemeinen signifikanten Einfluss steigender Ausbildung auf die Wiedereingliederungschancen in die Arbeitswelt, sehr wohl aber einen, wenn die Personen um eine wichtige Schwelle in der Ausbildungskarriere gruppiert worden sind: Sobald die Gruppe ohne abgeschlossene Berufsausbildung auf Sekundarstufe II mit allen übrigen Personen verglichen wird, offenbart sich ein klar negativer Einfluss eines fehlenden Ausbildungsabschlusses.

men vor allem Personen empfohlen werden, die erhebliche Integrationsdefizite aufweisen. Personen, die gute Chancen haben, wieder in der Arbeitswelt Fuss zu fassen, kommen wahrscheinlich seltener in den Genuss von Massnahmen. Es wirkt hier also eine *Selektionsverzerrung*: Sofern die Ex ante-Vermutungen der Berater hinsichtlich der Jobchancen ihrer betreuten Sozialhilfebezüger zumindest in der Tendenz korrekt sind, dann sind in den Integrationsmassnahmen Personen mit objektiv schlechteren Integrationschancen relativ häufiger zu finden. Das lässt die Wirkung der Integrationsmassnahmen schlechter aussehen, als sie in Wirklichkeit sind.<sup>24</sup>

**Abbildung 10: Personen mit Arbeit nach Besuch von Integrationsmassnahmen**



Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0.1%).

### 3.1.3. Welche Personen finden eine dauerhafte Erwerbsarbeit und können sich damit von der Sozialhilfe lösen?

Im Folgenden teilen wir alle antwortenden Personen auf die acht gebildeten Gruppen (A1, A2, B1, B2, B3, C1, C2, D) auf, anhand derer zusätzlich zum Erwerbsstatus die Dauerhaftigkeit einer Erwerbstätigkeit und deren Beitrag zur Ablösung aus der Sozialhilfe erfasst wird. Zuerst bestimmen wir, wie sich die acht Gruppen über die fünf Städte verteilen.

In Biel gibt es mit 39% anteilmässig deutlich mehr Personen, die ohne Arbeit und dauerhaft auf die Sozialhilfe angewiesen sind (Gruppe A1). Über alle fünf Städte gesehen beträgt dieser

<sup>24</sup> Die Teilnehmer fänden als hypothetische Nichtteilnehmer anteilmässig weniger häufig eine neue Stelle als die wirklichen Nichtteilnehmer, die gerade darum keine Massnahme absolvieren, weil sie vermutlich (!) relativ gute Integrationschancen haben (sofern dies durch die Berater im Vorherein einigermaßen zuverlässig erkennbar ist). Diese Selektionsverzerrung lässt deshalb die Integrationsmassnahmen schlechter aussehen, als sie in Wirklichkeit sind. Ob aber nach einer Selektionskorrektur die Massnahmen per saldo bereits nützlich sind, lässt sich noch nicht beurteilen. Zu diesem Zweck muss man die Leute in der Massnahmengruppe mit einer „künstlich“ zusammen gestellten Gruppe aus Nichtteilnehmern vergleichen, die im Durchschnitt die gleichen Eigenschaften besitzen wie die Teilnehmer. Solche „fairen Vergleiche“ werden im Teil II dieser Studie angestellt.

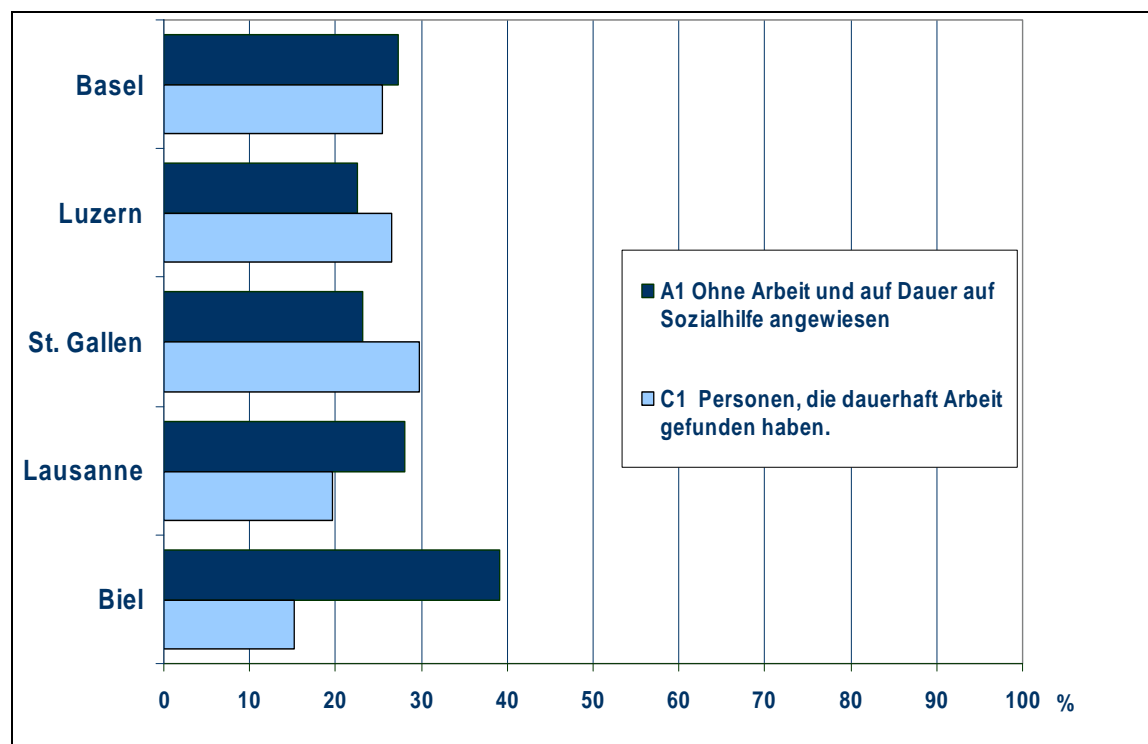
Anteil 28%. In Luzern gehören mit 22% anteilmässig am wenigsten Personen dieser Gruppe an.

In Biel ist der Anteil der Working poor (Gruppe A2) mit 15% am höchsten, in Basel mit 9% am geringsten.

Über alle fünf Städte gesehen gelang es 23% aller Befragten, eine dauerhafte Anstellung zu finden (Gruppe C1). In St. Gallen konnten sich 30% der befragten Personen dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren, in Biel nur 15%.

Es gibt einen Zusammenhang zwischen den Sozialhilfequoten der Städte und ihren Anteilen an Sozialhilfebezüglern, die eine dauerhafte Stelle gefunden haben. Biel, wo mit 15% am wenigsten Personen einen dauerhaften Platz im Arbeitsleben gefunden haben, weist mit 11.0% die höchste Sozialhilfequote der fünf Städte. In Lausanne, wo mit 20% der Anteil der Personen mit dauerhafter Arbeit ebenfalls unter dem Durchschnitt liegt, beträgt die Sozialhilfequote 9.9%. In den drei Städten mit überdurchschnittlichen Anteilen an dauerhaft integrierten Personen sind die Sozialhilfequoten deutlich niedriger: Basel 6.9%, St. Gallen 4.6% und Luzern 3.8%. Die durchschnittliche Sozialhilfequote für die ganze Schweiz beträgt im Jahr 2007 3.1%. Sozialhilfebezüglern in Städten mit hohen Sozialhilfequoten haben also tendenziell geringere Chancen, sich dauerhaft in der Arbeitswelt zu integrieren, als solche in Städten mit tieferen Sozialhilfequoten.<sup>25</sup>

**Abbildung 11: Verteilung der antwortenden Personen auf die Gruppen A1 und C1**



<sup>25</sup> Die Referenzgrösse ist die ständige Wohnbevölkerung. Die Quelle für die Sozialhilfequoten ist das Bundesamt für Statistik (BFS), Sektion Sozialhilfe.

**Tabelle 2: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Städten**

Gruppe	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	430 ( 28,3%)	87 ( 27,3%)	67 ( 22,5%)	70 ( 23,1%)	70 ( 28,0%)	136 ( 39,1%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	175 ( 11,5%)	28 ( 8,8%)	39 ( 13,1%)	32 ( 10,6%)	25 ( 10,0%)	51 ( 14,7%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	138 ( 9,1%)	24 ( 7,5%)	31 ( 10,4%)	31 ( 10,2%)	27 ( 10,8%)	25 ( 7,2%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	131 ( 8,6%)	27 ( 8,5%)	32 ( 10,7%)	18 ( 5,9%)	24 ( 9,6%)	30 ( 8,6%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	89 ( 5,9%)	19 ( 6,0%)	25 ( 8,4%)	14 ( 4,6%)	16 ( 6,4%)	15 ( 4,3%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	352 ( 23,2%)	81 ( 25,4%)	79 ( 26,5%)	90 ( 29,7%)	49 ( 19,6%)	53 ( 15,2%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen ohne Sozialhilfe	41 ( 2,7%)	12 ( 3,8%)	5 ( 1,7%)	7 ( 2,3%)	11 ( 4,4%)	6 ( 1,7%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	162 ( 10,7%)	41 ( 12,9%)	20 ( 6,7%)	41 ( 13,5%)	28 ( 11,2%)	32 ( 9,2%)
Total	1518 (100,0%)	319 (100,0%)	298 (100,0%)	303 (100,0%)	250 (100,0%)	348 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0.0%).



Über alle fünf Städte gesehen gibt es in der Verteilung auf die Gruppen zwischen Männern und Frauen nur sehr geringe Unterschiede. Der grösste davon ist: Von den Frauen gehören 14% zu den Working poor, von den Männern nur 9%. Andererseits sind Männer leicht häufiger in instabilen Arbeitsverhältnissen (Gruppen B1 und B2).

**Tabelle 3: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Geschlecht**

Gruppe	Männer	Frauen
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	255 ( 29,4%)	175 ( 26,8%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	82 ( 9,5%)	93 ( 14,3%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	86 ( 9,9%)	52 ( 8,0%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	87 ( 10,0%)	44 ( 6,7%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	49 ( 5,7%)	40 ( 6,1%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	195 ( 22,5%)	157 ( 24,1%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen ohne Sozialhilfe	27 ( 3,1%)	14 ( 2,1%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	85 ( 9,8%)	77 ( 11,8%)
Total	866 (100,0%)	652 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 1.3%).

Unter den ausländischen Personen sind 31% ohne Arbeit und auf Dauer auf die Sozialhilfe angewiesen, unter den schweizerischen 26%. Von den schweizerischen Personen konnten sich 25% dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren, von den ausländischen 20%. Die Integration der ausländischen Personen ist also etwas schwieriger als diejenige der schweizerischen.

**Tabelle 4: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Nationalität**

Gruppe	Schweizer	Ausländer
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	247 ( 26,4%)	183 ( 31,3%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	111 ( 11,9%)	64 ( 11,0%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	77 ( 8,2%)	61 ( 10,4%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	82 ( 8,8%)	49 ( 8,4%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	59 ( 6,3%)	30 ( 5,1%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	236 ( 25,3%)	116 ( 19,9%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen ohne Sozialhilfe	21 ( 2,2%)	20 ( 3,4%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	101 ( 10,8%)	61 ( 10,4%)
Total	934 (100,0%)	584 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test schwach signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 8.4%).

50- bis 65-jährige Personen blieben mit 38% anteilmässig deutlich häufiger ohne Arbeit und dauerhaft auf die Sozialhilfe angewiesen als Personen der beiden jüngeren Altersgruppen mit rund 25%.

30- bis 49-jährige Personen konnten sich mit 27% anteilmässig am häufigsten dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren. Es folgen die 18- bis 29-jährigen Personen mit einer Integrationsquote von 22%. Von den 50- bis 65-jährigen Personen gelang nur 17% eine dauerhafte Integration.

Unter den 50- bis 65-jährigen Personen sind mit einem Anteil von 17% deutlich mehr, die sich von der Sozialhilfe abmeldeten und seither nie Arbeit fanden bzw. keine Arbeit mehr suchten, als unter den beiden jüngeren Altersgruppen mit Anteilen von unter 10%.

Der Anteil der Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf nimmt mit dem ansteigenden Alter von 12% auf 5% ab.

Die multivariaten Analysen in Teil II haben bestätigen können, dass die Altersgruppe ab 50 Jahre deutlich geringere Chancen der Wiedereingliederung in die Arbeitswelt haben.

**Tabelle 5: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Altersgruppen**

Gruppe	18 bis 29 Jahre	30 bis 49 Jahre	50 bis 65 Jahre
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	81 ( 24,0%)	200 ( 25,5%)	149 ( 37,7%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	37 ( 10,9%)	98 ( 12,5%)	40 ( 10,1%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	34 ( 10,1%)	72 ( 9,2%)	32 ( 8,1%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	41 ( 12,1%)	70 ( 8,9%)	20 ( 5,1%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	35 ( 10,4%)	43 ( 5,5%)	11 ( 2,8%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	74 ( 21,9%)	211 ( 26,9%)	67 ( 17,0%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen ohne Sozialhilfe	4 ( 1,2%)	29 ( 3,7%)	8 ( 2,0%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	32 ( 9,5%)	62 ( 7,9%)	68 ( 17,2%)
Total	338 (100,0%)	785 (100,0%)	395 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0.0%).

Personen ohne Schulbildung, mit obligatorischer Schule, Anlehre oder Attest blieben anteilmässig mit 36% deutlich häufiger ohne Arbeit und auf Dauer auf die Sozialhilfe angewiesen als Personen mit Berufslehre, höherer Fachausbildung, Matura, Fachhochschule, Universität oder Hochschule mit 23 bis 24%.

Personen ohne Schulbildung, mit obligatorischer Schule, Anlehre oder Attest konnten sich anteilmässig mit 17% deutlich seltener dauerhaft in das Arbeitsleben integrieren, als Personen mit höheren Ausbildungen mit je 27%. Ein Abschluss einer Hochschule bewirkt gegenüber einer abgeschlossenen Berufslehre keine besseren Integrationschancen.

**Tabelle 6: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Ausbildung**

Gruppe	Keine Schule, obligatorische Schule, Anlehre, Attest	Berufslehre, Höhere Fachausbildung, Matura	Fachhochschule, Universität, Hochschule
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	193 ( 36,0%)	190 ( 24,1%)	40 ( 22,7%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	58 ( 10,8%)	100 ( 12,7%)	17 ( 9,7%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	50 ( 9,3%)	70 ( 8,9%)	15 ( 8,5%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	55 ( 10,3%)	56 ( 7,1%)	18 ( 10,2%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	23 ( 4,3%)	50 ( 6,3%)	16 ( 9,1%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	91 ( 17,0%)	210 ( 26,6%)	48 ( 27,3%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen ohne Sozialhilfe	9 ( 1,7%)	25 ( 3,2%)	6 ( 3,4%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	57 ( 10,6%)	88 ( 11,2%)	16 ( 9,1%)
Total	536 (100,0%)	789 (100,0%)	176 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0.0%).

Von den Besuchern einer Integrationsmassnahme blieben 39% ohne Arbeit und dauerhaft auf die Sozialhilfe angewiesen, von den Personen, die keine solche Massnahme besucht haben, nur 23%.

Von den Personen, die keine Integrationsmassnahme besucht haben, konnten sich 26% dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren, von den Massnahme-Absolventen nur 16%. Aufgrund von möglichen Selektionseffekten heisst das aber noch nicht, dass die Integrationsmassnahmen eine negative Wirkung zeitigen. (Die Frage, ob sich nach Bereinigung der Selektionseffekte sogar positive Wirkungen offenbaren, wird in den entsprechenden empirischen Tests zu ihrer Wirksamkeit in Teil II dieser Studie zu entscheiden versucht.)

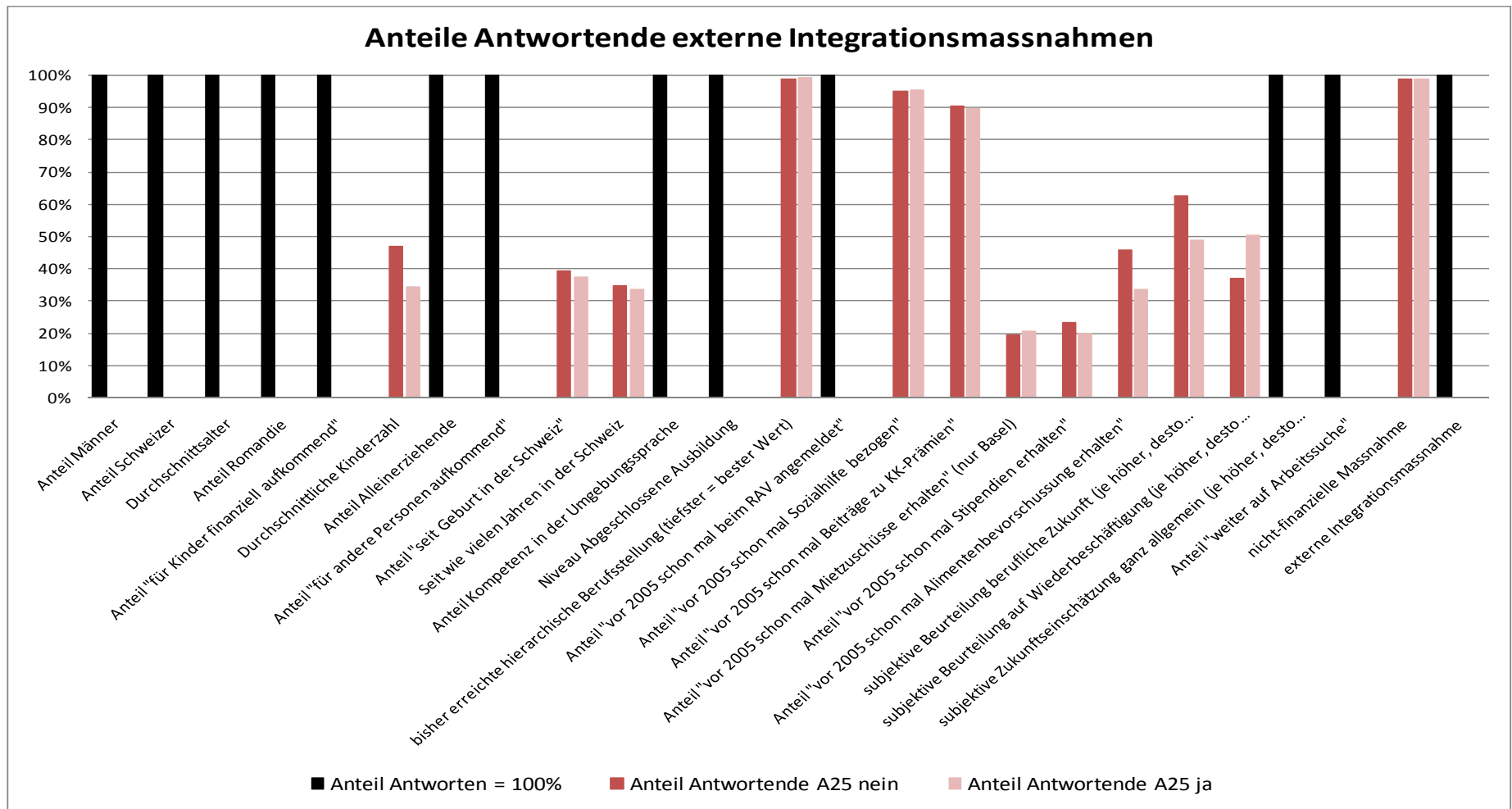
**Tabelle 7: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Besuch von Integrationsmassnahmen**

Gruppe	Integrationsmassnahme besucht	Keine Integrationsmassnahme besucht
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	184 ( 39,0%)	246 ( 23,5%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	70 ( 14,8%)	105 ( 10,0%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	41 ( 8,7%)	97 ( 9,3%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	38 ( 8,1%)	93 ( 8,9%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	24 ( 5,1%)	65 ( 6,2%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	76 ( 16,1%)	276 ( 26,4%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen ohne Sozialhilfe	6 ( 1,3%)	35 ( 3,3%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	33 ( 7,0%)	129 ( 12,3%)
Total	472 (100,0%)	1046 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0.0%).

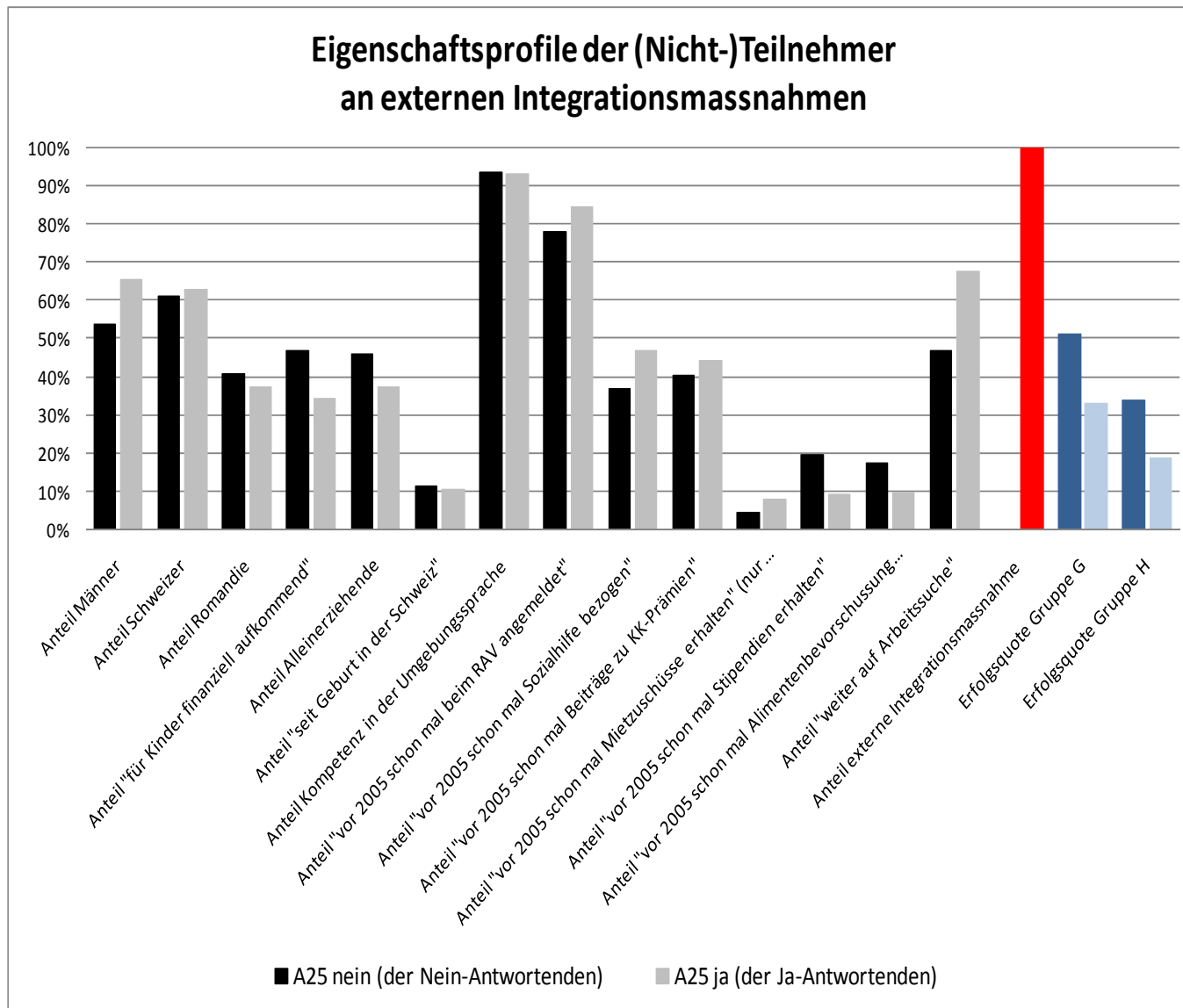
Über alle fünf Städte hinweg meldeten sich 11% der befragten Sozialhilfebezüger von der Sozialhilfe ab, ohne seither Arbeit gefunden bzw. gesucht zu haben.

Abbildung 12: Antwortverhalten bei externen Integrationsmassnahmen



Lesebeispiel: Jene Personen, die in *keine* externe Integrationsmassnahme geschickt worden sind (Code = A25, jeweils linker, dunkelroter Balken), antworten zu über 45% auf die Frage, für wie viele Kinder sie aufzukommen haben. Dagegen antworten jene Personen, die in eine solche Massnahme geschickt worden sind (hellroter Balken), zu bloss über 30% auf dieselbe Frage. – Sämtliche Personen vermögen darauf zu antworten (schwarzer Balken), ob sie für Kinder finanziell aufkommen müssen. Davon antworten wiederum sämtliche, ob sie allein erziehend sind.

Abbildung 13: Verteilung (1) der Anteile der Eigenschaften auf die (Nicht-)Teilnehmer an externen Integrationsmassnahmen



Lesebeispiele:

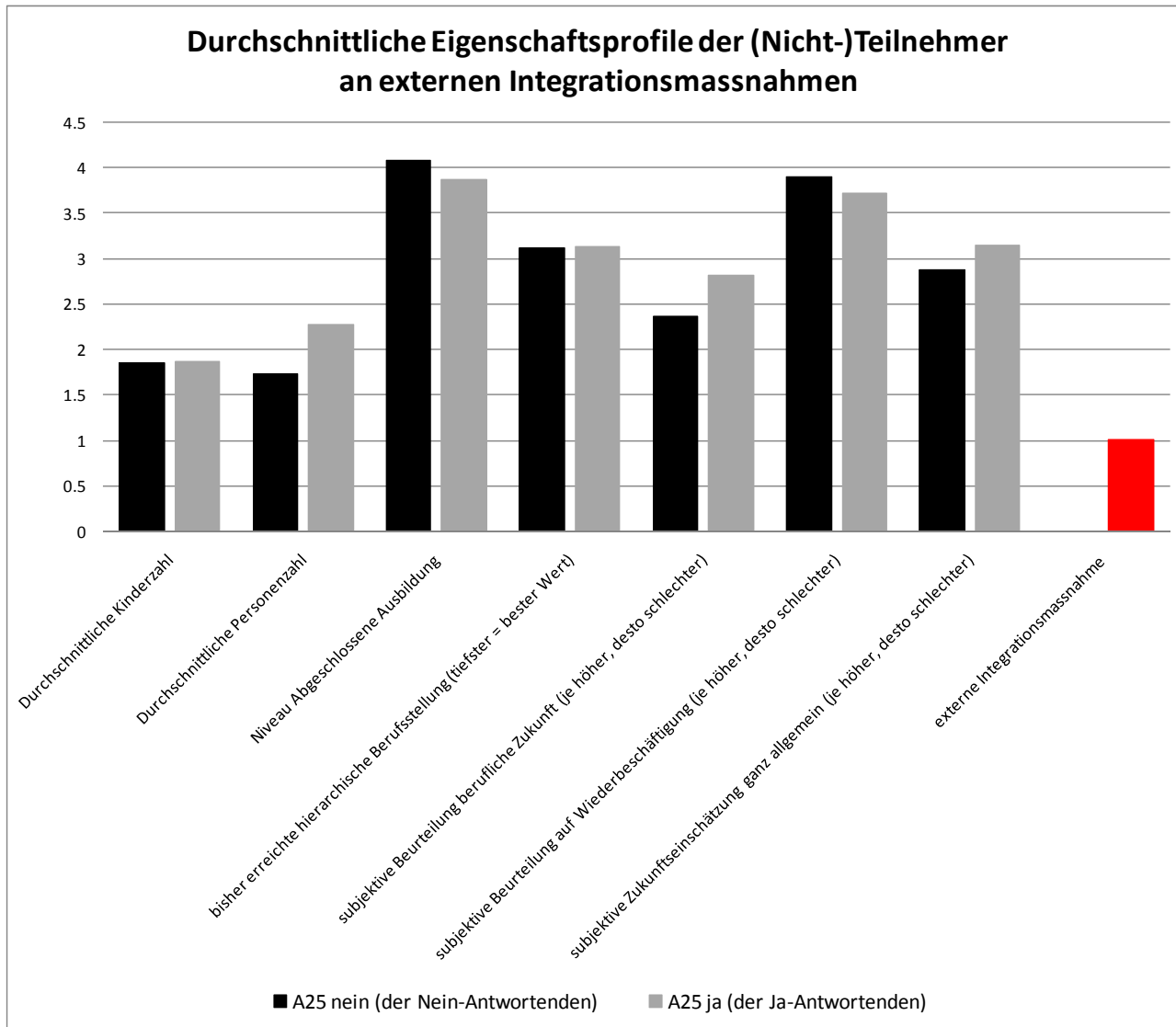
(i) Der Anteil der Schweizer (Inländer) bei den Nichtteilnehmern (schwarze Balken) beträgt knapp über 60%, bei den Teilnehmern (graue Balken) gut über 60%. Da die Antwortquote (vgl. Abbildung 12) bei den externen Integrationsmassnahmen (Code A25) 100% ist, bedeutet dieses Resultat, dass der totale Anteil der Schweizer in der Umfrage bei etwas über 60% liegen muss.

(ii) Der Anteil der „weiter auf Arbeitssuche“ befindlichen Personen beträgt bei den Nichtteilnehmern unter 50% (von allen Nichtteilnehmern), bei den Teilnehmern an externen Integrationsmassnahmen unter 70% (von allen Teilnehmern). Da die Antwortquote (vgl. Abbildung 12) bei dieser Frage 100% ist, gelten diese Prozentanteile auch für das Gesamtsample.

*Hinweis:*

Die Definitionen für die Gruppen G und H (hell- und dunkelblaue Balken) werden in Teil II erklärt. Sie bilden dort die zentralen zu erklärenden Erfolgsquoten.

Abbildung 14: Verteilung (2) der durchschnittlichen Eigenschaften auf die (Nicht-)Teilnehmer an externen Integrationsmassnahmen





Die wichtigste Finanzquelle für diese Personen, die von der Sozialhilfe abgemeldet sind und keine Arbeit haben, ist in allen fünf Städten die Invalidenversicherung (IV). In Basel ist der Anteil der IV-Bezüger mit 71% besonders hoch. An zweiter Stelle stehen je nach Stadt die Unterstützung des Lebenspartners / der Lebenspartnerin oder die Unterstützung durch Eltern, Verwandte und Freunde. In Lausanne ist die Unterstützung durch den Lebenspartner / die Lebenspartnerin mit einem Anteil von 43% besonders wichtig. Luzern kommt bei der Unterstützung durch Eltern, Verwandte und Freunde mit einem Anteil von 30% auf den höchsten Wert.

**Tabelle 8: Finanzierung des Lebensunterhalts der Personen, die von der Sozialhilfe abgemeldet sind und keine Arbeit haben**

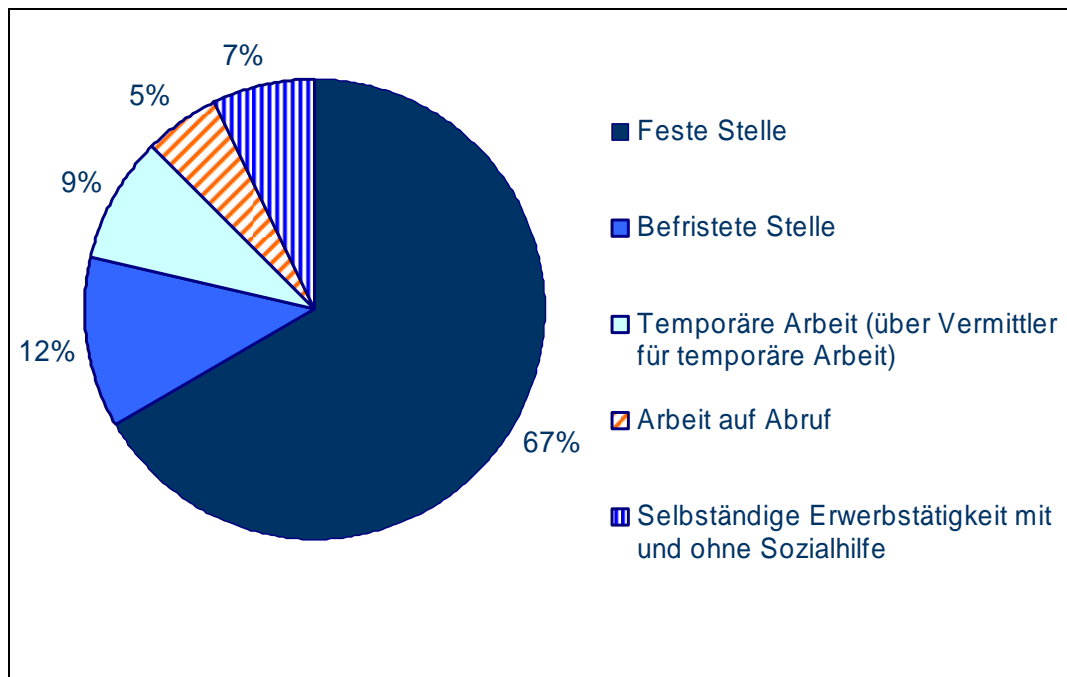
Finanzierung des Lebensunterhalts	Alle 100% = 162	Stade Basel 100% = 41	Luzern 100% = 20	St. Gallen 100% = 41	Lausanne 100% = 28	Biel 100% = 32
Mit der Unterstutzung des Lebenspartners / der Lebenspartnerin	43 (26,5%)	11 (26,8%)	6 (30,0%)	10 (24,4%)	12 (42,9%)	4 (12,5%)
Mit der Unterstutzung von Eltern, Verwandten, Freunden	33 (20,4%)	8 (19,5%)	6 (30,0%)	9 (22,0%)	3 (10,7%)	7 (21,9%)
Mit einer Rente oder mit Taggeldern der IV	88 (54,3%)	29 (70,7%)	7 (35,0%)	20 (48,8%)	14 (50,0%)	18 (56,3%)
Mit einem Stipendium fur eine Ausbildung	16 ( 9,9%)	3 ( 7,3%)	2 (10,0%)	5 (12,2%)	0	6 (18,8%)
Mit der Arbeitslosenentschadigung	7 ( 4,3%)	1 ( 2,4%)	1 ( 5,0%)	2 ( 4,9%)	2 ( 7,1%)	1 ( 3,1%)
Anderes	50 (30,9%)	19 (46,3%)	7 (35,0%)	7 (17,1%)	8 (28,6%)	9 (28,1%)

Unter der Rubrik „anderes“ kamen die folgenden Antworten am hufigsten vor: Erganzungsleistungen, AHV-Rente, erneuter Bezug von Sozialhilfe, Waisen- oder Witwenrente, Rente der Pensionskasse, SUVA-Rente.

### 3.2. Die Art der Arbeit von Personen, die eine Stelle haben

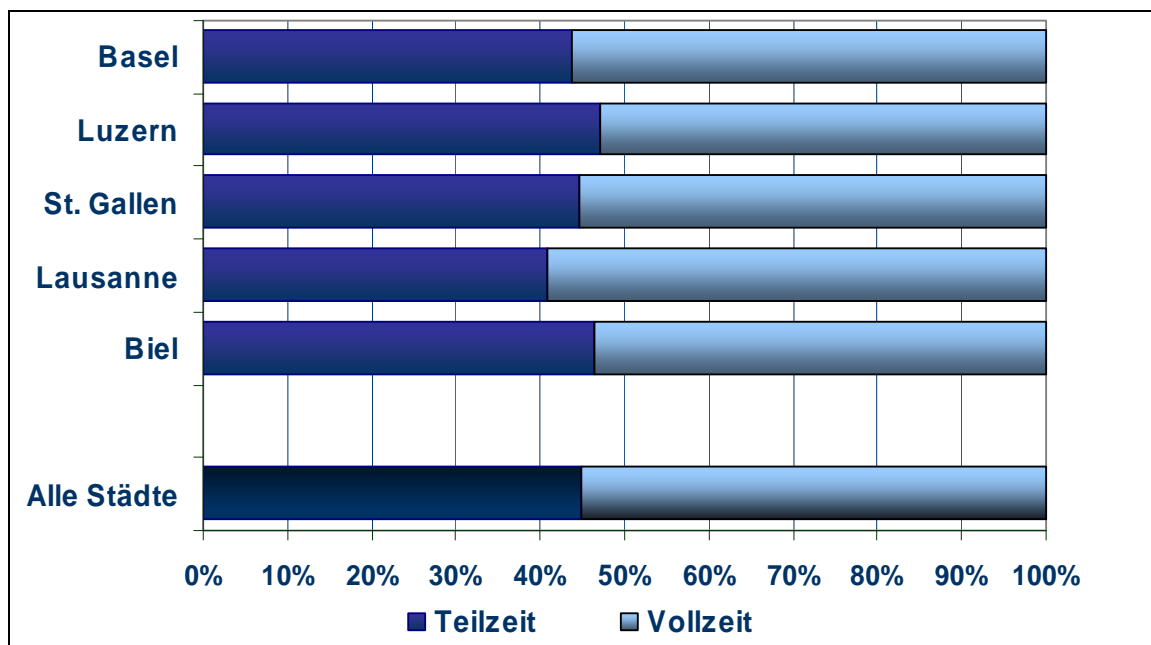
Über alle fünf Städte gesehen haben zwei Drittel der Personen mit Arbeit eine feste Stelle mit einem unbefristeten Arbeitsvertrag gefunden. In der Stadt St. Gallen sind es fast drei Viertel. Immerhin muss sich durchschnittlich etwas mehr als ein Viertel mit einer nicht festen Stelle begnügen (befristete Stelle, temporäre Arbeit oder Arbeit auf Abruf). In Lausanne und Biel sind es sogar 30 bzw. 35%. Ausserdem üben durchschnittlich 7% eine selbständige Erwerbstätigkeit aus. Die Einschätzung der selbständig Erwerbstätigen ist schwierig. Ihre Situation kann prekär oder nicht prekär sein.

**Abbildung 15: Erwerbsstatus der Personen mit Arbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)**



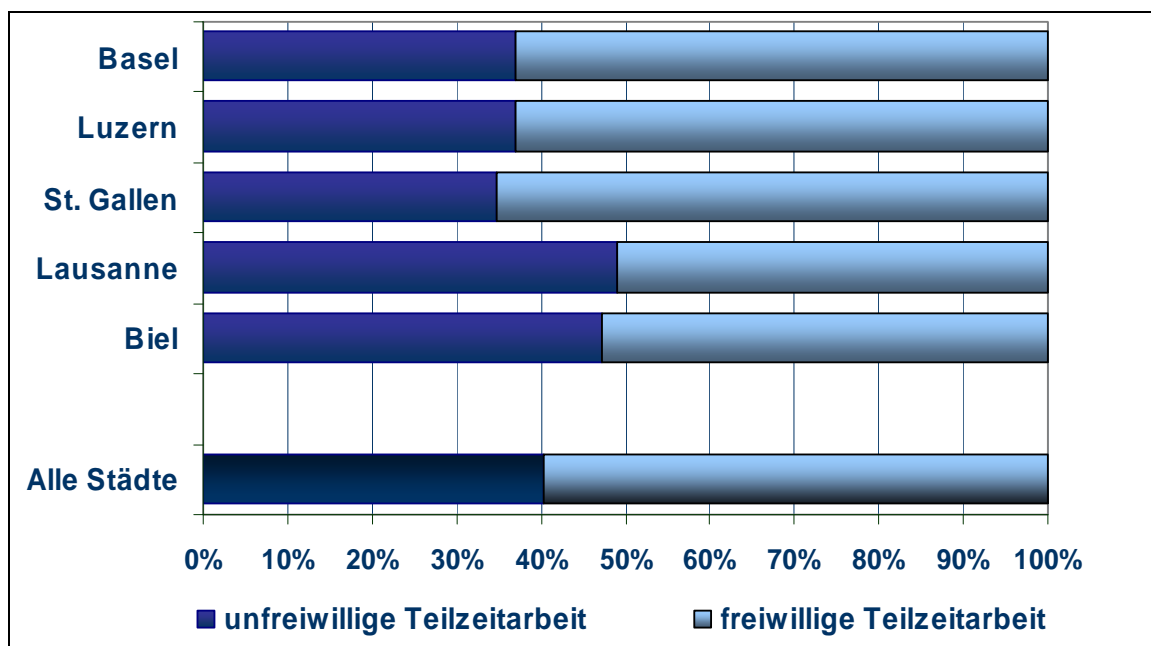
Teilzeitstellen sind überall sehr stark verbreitet. Über alle fünf Städte gesehen arbeiten 45% der erwerbstätigen Personen Teilzeit. Am meisten Teilzeitbeschäftigte finden sich mit einem Anteil von 47% in der Stadt Luzern, am wenigsten mit einem Anteil von 41% in Lausanne.

**Abbildung 16: Arbeitszeit der Personen mit Arbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)**



Sehr viele Personen mit einem Teilzeitpensum arbeiten unfreiwillig Teilzeit und würden eine Vollzeitstelle bevorzugen. Über alle fünf Städte gesehen arbeiten 40% der Teilzeitbeschäftigten unfreiwillig Teilzeit, am meisten in Lausanne mit einem Anteil von 49%, am wenigsten in der Stadt St. Gallen mit einem Anteil von 35%.

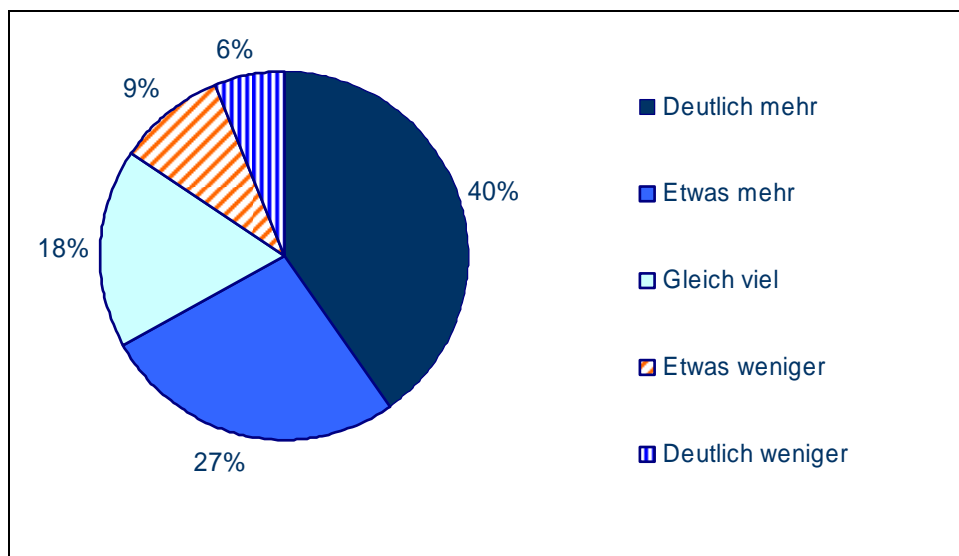
**Abbildung 17: Unfreiwillige Teilzeitarbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)**



Über alle fünf Städte gesehen verdienen zwei Drittel der Personen, die sich von der Sozialhilfe ablösen und über Arbeit verfügen, an der neuen Stelle mehr als die letzte ausbezahlte Sozialhilfeleistung. 16% erreichen dagegen lediglich einen Lohn, der unter dem Betrag der

letzten Sozialhilfe liegt. In der Stadt St. Gallen kommen drei Viertel im Vergleich zum Betrag der letzten Sozialhilfe auf einen höheren Lohn, in Biel nur 63% und in Lausanne nur 64%.

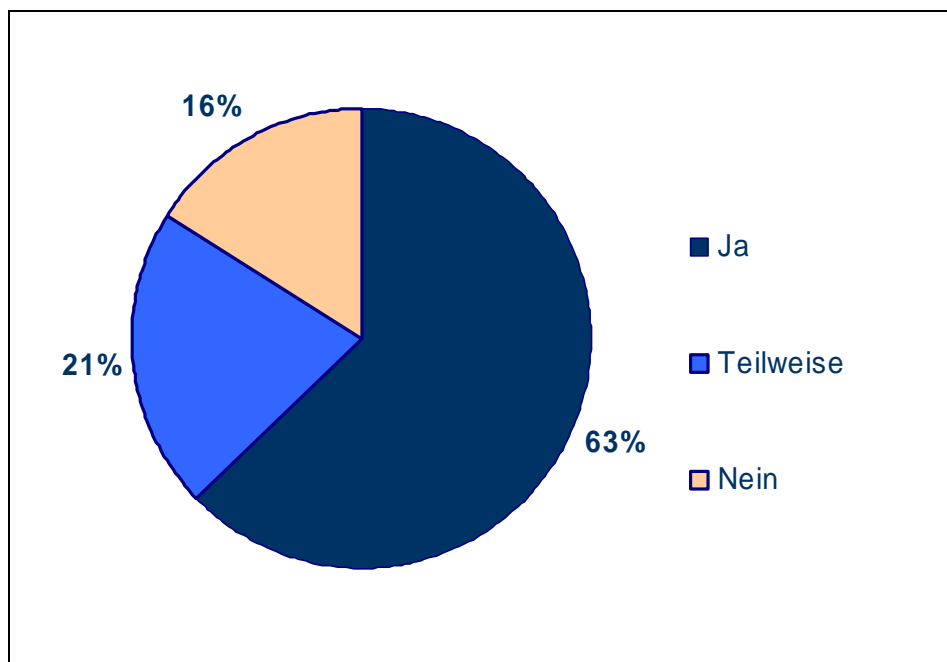
**Abbildung 18: Heutiger Lohn im Vergleich mit dem Betrag der letzten Sozialhilfe**



Von 115 Personen fehlen die Angaben. Dies betrifft die Städte Luzern und St. Gallen.

Über alle fünf Städte gesehen gibt mehr als ein Drittel der Personen mit Arbeit an, dass die jetzige Stelle nur teilweise oder gar nicht ihren Vorstellungen und Wünschen zu Beginn der Arbeitsuche entspräche. Der Anteil dieser Personen ist in Biel mit 45% am höchsten und in Lausanne mit 26% am geringsten.

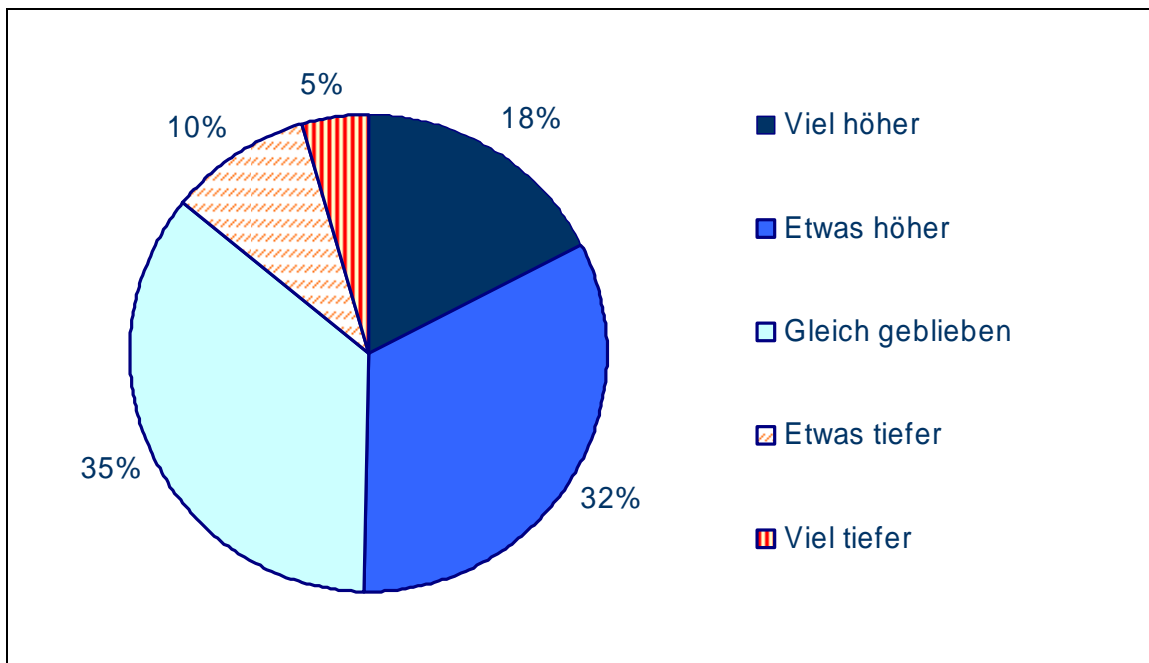
**Abbildung 19: Entspricht die jetzige Arbeit den Vorstellungen und Wünschen? (inklusive arbeitende Sozialhilfebezügler)**



### 3.3. Lebensstandard, früherer Bezug von Sozialhilfe und frühere Arbeitslosigkeit

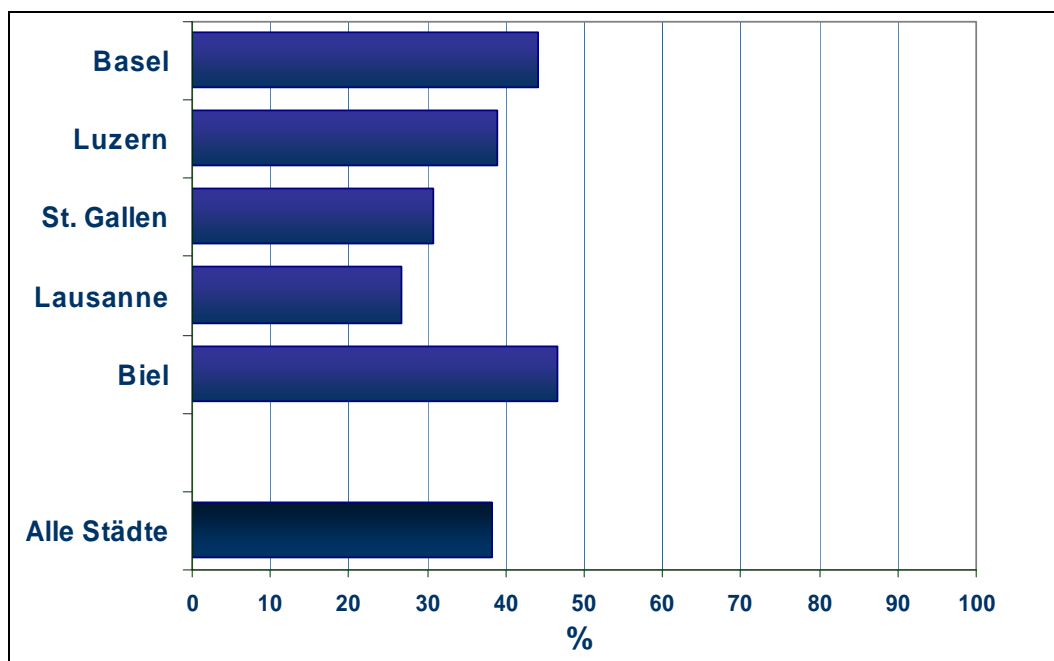
Wir fragten alle Personen, die sich von der Sozialhilfe abgemeldet haben, wie hoch ihr jetziger Lebensstandard im Vergleich zum Zeitpunkt, als sie Sozialhilfe bezogen, sei. Über alle fünf Städte gesehen ist der jetzige Lebensstandard für die Hälfte dieser Personen höher als zur Zeit, als sie Sozialhilfe bezog. Für 14% ist der Lebensstandard tiefer und für 35% ist er gleich geblieben. Die Hälfte der Personen, die von der Sozialhilfe abgemeldet sind, erlebt also keine Verbesserung des Lebensstandards.

Abbildung 20: Lebensstandard



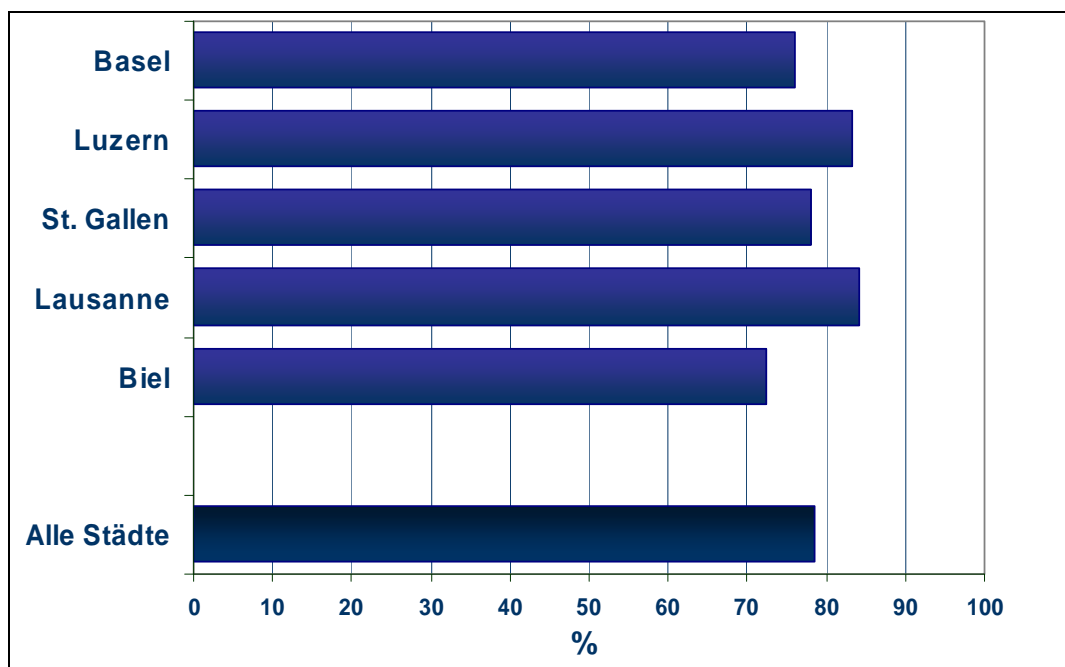
Über alle fünf Städte gesehen beanspruchten 38% aller Befragten schon vor dem Jahre 2005 einmal Sozialhilfe. Der Anteil ist mit 47 bzw. 44% in Biel und Basel am höchsten, in Lausanne mit 27% am niedrigsten.

**Abbildung 21: Bezug von Sozialhilfe vor dem Jahre 2005**



Über alle fünf Städte gesehen haben sich mehr als drei Viertel aller Befragten schon einmal oder mehrmals bei einem Regionalen Arbeitsvermittlungszentrum als arbeitslos gemeldet. Es ist anzunehmen, dass die meisten von ihnen ausgesteuert wurden und anschliessend zur Sozialhilfe gelangten. In Lausanne und in Luzern waren mit einem Anteil von 84 bzw. 83% am meisten Personen vorher arbeitslos, in Biel mit einem Anteil von 72% am wenigsten.

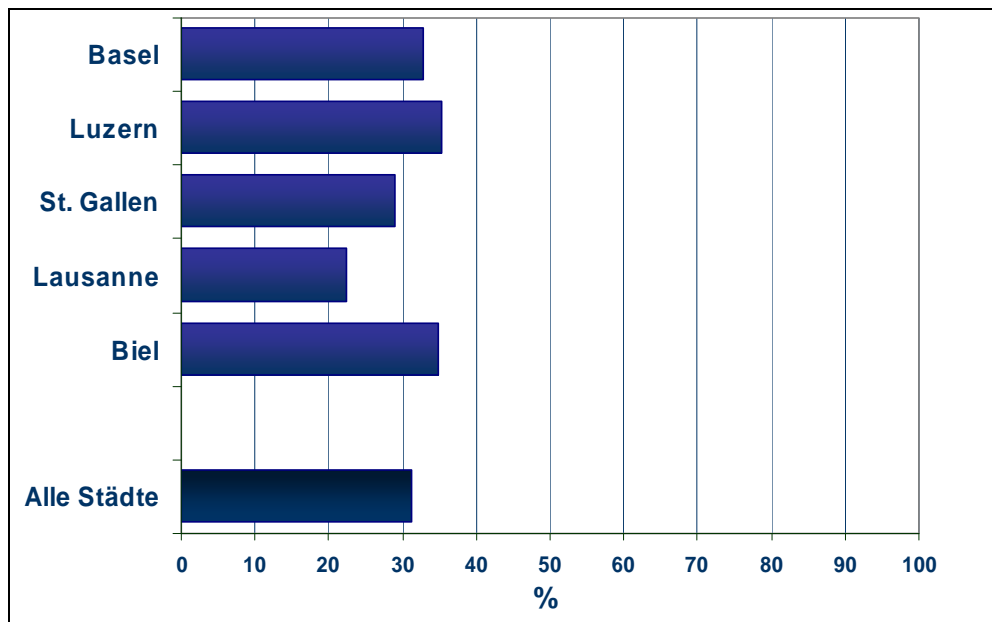
**Abbildung 22: Registrierung auf dem Regionalen Arbeitsvermittlungszentrum (RAV)**



### 3.4. Besuchte externe Massnahmen und nicht-finanzielle unterstützende und kontrollierende Massnahmen

Über alle fünf Städte gesehen besuchte rund ein Drittel aller Befragten eine externe Integrationsmassnahme, die von der Sozialhilfe der betreffenden Stadt den Stellensuchenden zwar angeboten und z.T. auch vermittelt, aber nicht in Eigenleistung erbracht wurde. Es handelt sich dabei vor allem um Beschäftigungsprogramme auf dem zweiten oder ergänzenden Arbeitsmarkt und um Kurse. Sie sollen die (Re-)Integrationschancen in die Arbeitswelt verbessern. Weil sie von spezialisierten Unternehmen den Sozialämtern angeboten werden, nennen wir sie „externe“ Integrationsmassnahmen. In Luzern und in Biel absolvierten mit einem Anteil von 35% am meisten Personen solche Massnahmen, in Lausanne mit einem Anteil von 22% am wenigsten.

**Abbildung 23: Besuch von externen Integrationsmassnahmen**



Nebst den externen Integrationsmassnahmen gelangen weitere nicht-finanzielle Massnahmen bzw. Dienstleistungen zum Einsatz. Gemeinsam bilden sie die „aktivierende“ Sozialhilfe, die wir ausschliesslich im engen Sinn auf ihre Wirksamkeit hin evaluieren, d.h. fokussiert auf die Beeinflussung der Reintegrationschancen in den ersten Arbeitsmarkt. Die nicht-finanziellen Massnahmen erbringen die Sozialämter in Eigenleistung selber. Gegenüber den stellensuchenden Sozialhilfeempfängern können sie eine beratende, unterstützende, aber auch eine kontrollierende Funktion annehmen. Unter ihnen wurde über alle fünf Städte gesehen die Abrechnung mit der Krankenkasse am meisten beansprucht. Einem Anteil von fast der Hälfte wurde diese Dienstleistung erbracht. An zweiter und dritter Stelle folgen das Ausführen der Mietzahlungen mit einem Anteil von 33% und das Besprechen von persönlichen Problemen mit einem Anteil von 32%. Weitere oft beanspruchte nicht-finanzielle Dienstleistungen durch das Sozialamt sind das Vermitteln von Integrationsmassnahmen wie Beschäftigungsprogramme und Kurse mit einem Anteil von 26%<sup>26</sup>, das Festlegen von Zielvereinbarungen mit

<sup>26</sup> Weil insgesamt rund ein Drittel externe Massnahmen zugewiesen erhielt, liegt die Vermittlungsquote von Massnahmen durch die Sozialämter bei rund 80% (= 26% / 33%).



18%, die Information über passende offene Stellen mit 17%, die kooperative Begleitung und Unterstützung mit ebenfalls 17% und die Hilfe beim Schreiben von Bewerbungen und beim Verfassen des Lebenslaufs mit 16%. Alle anderen nicht-finanziellen Unterstützungen haben einen Beanspruchungsgrad von unter 15%. Zwischen den Städten gibt es teilweise grosse Unterschiede. So wurde die Abrechnung mit der Krankenkasse in St. Gallen von 61% aller Befragten beansprucht, in Lausanne nur von 31%. In Biel wurde die Mietzahlung für 51% der Antwortenden durch das Sozialamt ausgeführt, in Basel nur für 20%.

Weitere Auswertungen zu den Massnahmen im städtischen Quervergleich finden sich in Anhang 5: Vergleichende Resultate zu den Massnahmen zwischen den Städten.

**Tabelle 9: Beanspruchung von nicht-finanziellen Leistungen, die das Sozialamt selber erbringt**

Art der nicht-finanziellen Leistungen	Alle 100% 1529	Städte = 100% = 321	Basel = 100% = 321	Luzern 100% = 300	St. Gallen 100% = 305	Lausanne 100% = 251	Biel 100% = 352
Hilfe beim Schreiben von Bewerbungen und beim Verfassen des Lebenslaufs	239 (15,6%)	55 (17,1%)	44 (14,7%)	29 ( 9,5%)	46 (18,3%)	65 (18,5%)	
Hilfe bei der Vorbereitung von Vorstellungsgesprächen	176 (11,5%)	43 (13,4%)	32 (10,7%)	20 ( 6,6%)	37 (14,7%)	44 (12,5%)	
Begleitung bei Vorstellungsgesprächen	44 ( 2,9%)	8 ( 2,5%)	6 ( 2,0%)	4 ( 1,3%)	12 ( 4,8%)	14 ( 4,0%)	
Information über passende offene Stellen	264 (17,3%)	51 (15,9%)	60 (20,0%)	75 (24,6%)	26 (10,3%)	52 (14,8%)	
Vermittlung von Integrationsmassnahmen (z. B. Beschäftigungsprogramme)	403 (26,4%)	92 (28,7%)	101 (33,7%)	72 (23,6%)	34 (13,5%)	104 (29,5%)	
Abrechnen mit der Krankenkasse	739 (48,3%)	137 (42,7%)	154 (51,3%)	187 (61,3%)	77 (30,7%)	184 (52,3%)	
Zahlung der Miete ausführen	507 (33,2%)	65 (20,2%)	92 (30,7%)	87 (28,5%)	82 (32,7%)	181 (51,4%)	
Schuldenberatung oder Finanzberatung (Gesuche an Stiftungen, Fonds usw.)	113 ( 7,4%)	19 ( 5,9%)	24 ( 8,0%)	30 ( 9,8%)	18 ( 7,2%)	22 ( 6,2%)	
Vermittlung von Aufgabenhilfe für Kinder	38 ( 2,5%)	1 ( 0,3%)	4 ( 1,3%)	12 ( 3,9%)	8 ( 3,2%)	13 ( 3,7%)	
Hilfe beim Erstellen einer Anmeldung bei der IV	113 ( 7,4%)	20 ( 6,2%)	14 ( 4,7%)	31 (10,2%)	15 ( 6,0%)	33 ( 9,4%)	
Hilfe beim Beantragen von Arbeitslosenentschädigung	92 ( 6,0%)	17 ( 5,3%)	29 ( 9,7%)	8 ( 2,6%)	18 ( 7,2%)	20 ( 5,7%)	

**Tabelle 9: Beanspruchung von nicht-finanziellen Leistungen des Sozialamtes selber (Fortsetzung)**

Art der nicht-finanziellen Leistungen	Alle 100% 1529	Städte = 100% = 321	Basel = 100% = 321	Luzern 100% = 300	St. Gallen 100% = 305	Lausanne 100% = 251	Biel 100% = 352
Vermittlung von sozialen Kontakten für Freizeit und Arbeit	93 ( 6,1%)	19 ( 5,9%)	15 ( 5,0%)	23 ( 7,5%)	6 ( 2,4%)	30 ( 8,5%)	
Kooperative Begleitung und Unterstützung (z. B. zur Veränderung der Situation)	257 (16,8%)	83 (25,9%)	55 (18,3%)	49 (16,1%)	6 ( 2,4%)	64 (18,2%)	
Besprechung von persönlichen Problemen	496 (32,4%)	124 (38,6%)	115 (38,3%)	106 (34,7%)	48 (19,1%)	103 (29,3%)	
Vermittlung von externen Beratungsangeboten (z. B. Berufsberatung, Ausländerberatung usw.)	161 (10,5%)	48 (15,0%)	37 (12,3%)	36 (11,8%)	6 ( 2,4%)	34 ( 9,7%)	
Individuelle Förderung	121 ( 7,9%)	42 (13,1%)	26 ( 8,7%)	25 ( 8,2%)	4 ( 1,6%)	24 ( 6,8%)	
Zielvereinbarungen abmachen	277 (18,1%)	59 (18,4%)	52 (17,3%)	42 (13,8%)	22 ( 8,8%)	102 (29,0%)	

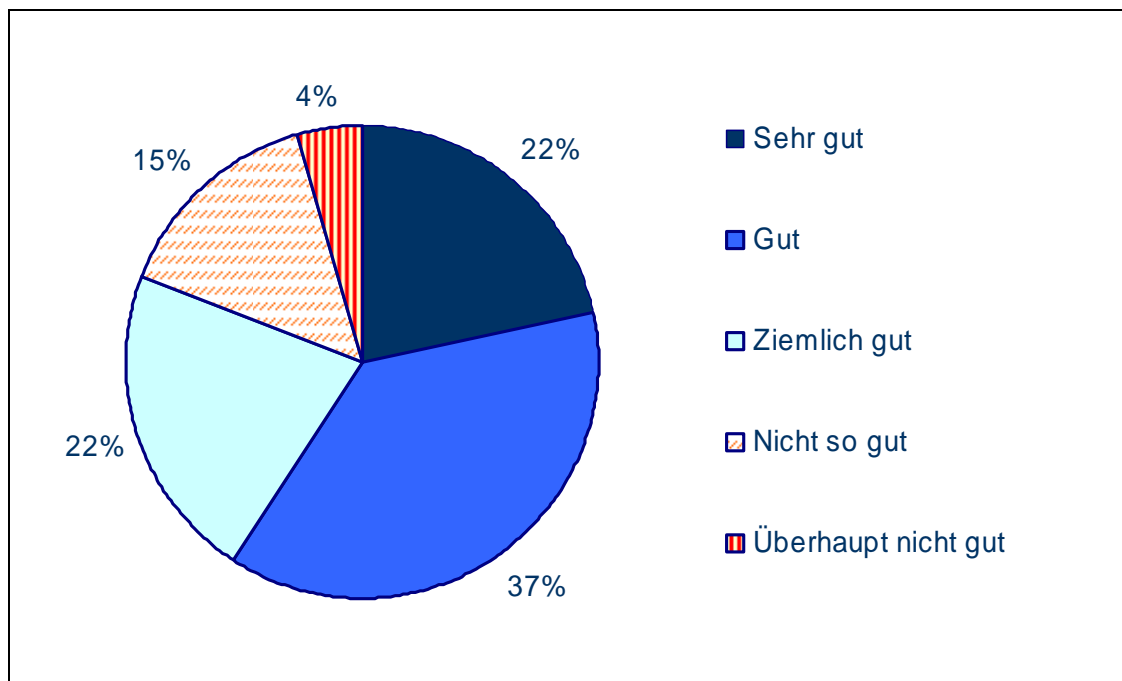
Wir rechneten über alle 17 Items zu den nicht-finanziellen Unterstützungen eine Faktorenanalyse. Sie zeigt auf, dass es fünf verschiedene Faktoren gibt:

- Der Faktor 1 fasst alles zusammen, was zur Stellensuche gehört: Hilfe beim Schreiben von Bewerbungen, Hilfe beim Vorbereiten von Vorstellungsgesprächen, Begleitung zu Vorstellungsgesprächen, Information über passende offene Stellen.
- Der Faktor 2 fasst alles zusammen, was mit persönlicher Beratung und Förderung zu tun hat: Kooperative Begleitung und Unterstützung, Besprechung von persönlichen Problemen, Vermittlung von externen Beratungsangeboten, individuelle Förderung, Zielvereinbarungen abmachen.
- Im Faktor 3 treten die beiden Items „Abrechnen mit der Krankenkasse“ und „Zahlungen der Miete ausführen“ zusammen mit dem Item „Vermittlung von Integrationsmassnahmen“ auf.
- Der Faktor 4 fasst die Items „Schulden- oder Finanzberatung“, „Vermittlung von Aufgabenhilfe für die Kinder“ und „Vermittlung von sozialen Kontakten für Freizeit und Arbeit“ zusammen.
- Im Faktor 5 treten die Hilfe bei der IV-Anmeldung und beim Beantragen von Arbeitslosenentschädigung zusammen auf.

### 3.5. Einschätzung der persönlichen Zukunftsaussichten

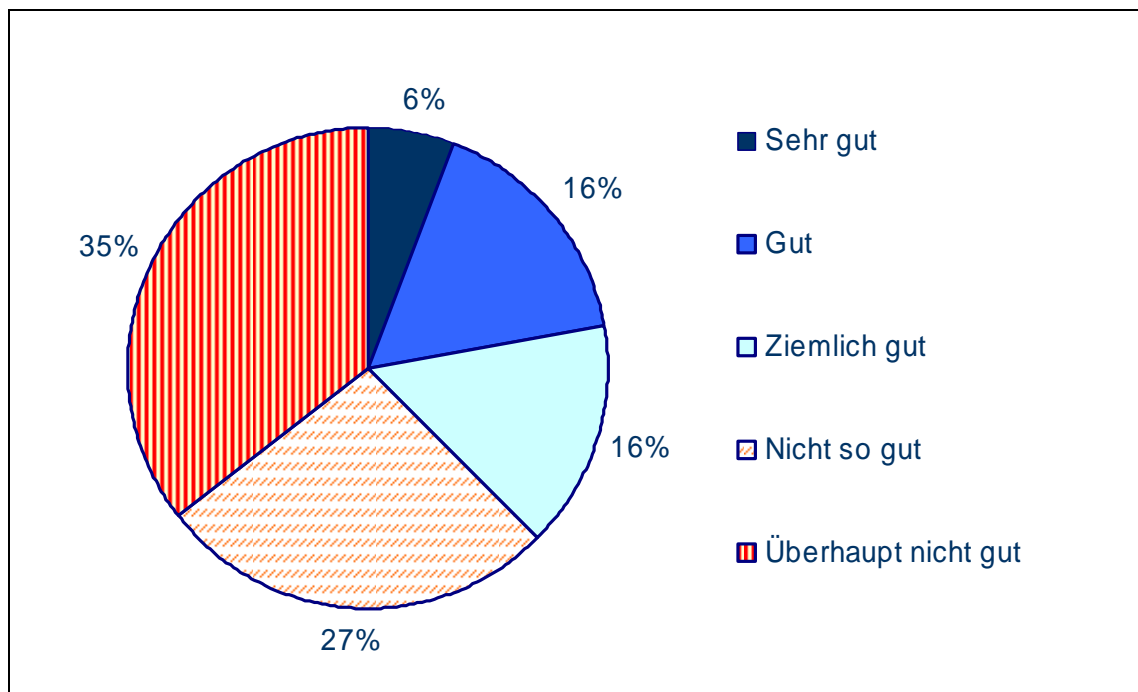
Über alle fünf Städte gesehen beurteilen 59% der Personen mit Arbeit ihre beruflichen Zukunftsaussichten als gut oder sehr gut. 19% sehen diese Aussichten als nicht so gut oder überhaupt nicht gut an.

**Abbildung 24: Die beruflichen Zukunftsaussichten der Personen mit Arbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)**



Über alle fünf Städte gesehen beurteilen nur 22% der Personen ohne Arbeit ihre Aussichten, wieder eine Stelle zu finden, als gut oder sehr gut. 62% dagegen sehen diese Aussichten als nicht so gut oder überhaupt nicht gut an. Es ergibt sich hier ziemlich genau das umgekehrte Resultat, wenn man mit den Zukunftsaussichten der Personen mit Arbeit vergleicht. Wer Arbeit hat, schätzt also seine Zukunftsaussichten wesentlich besser ein.

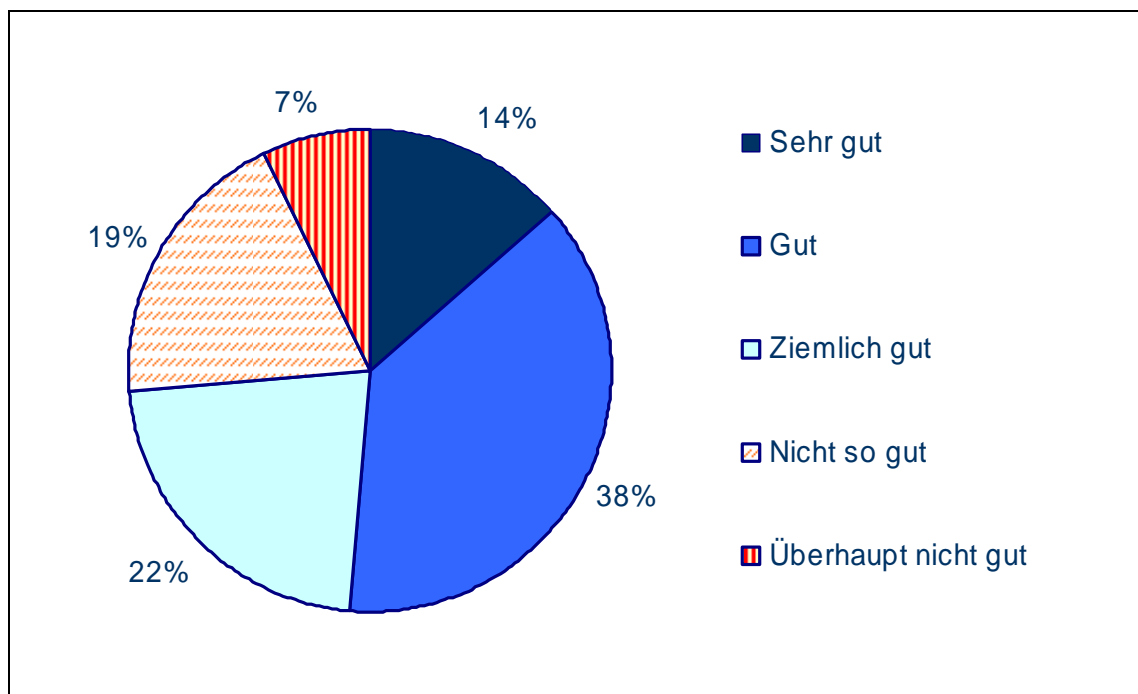
**Abbildung 25: Die Aussichten der Personen ohne Arbeit, eine Stelle zu finden**



80 Personen antworteten hier mit „weiss nicht“.

Über alle fünf Städte gesehen beurteilt die Hälfte aller Befragten die allgemeinen Zukunftsaussichten als gut oder sehr gut, ein Viertel als nicht so gut oder überhaupt nicht gut.

**Abbildung 26: Die allgemeinen Zukunftsaussichten**



148 Personen antworteten hier mit „weiss nicht“.

### 3.6. Fazit: Hauptkenntnisse aus den Ergebnissen von Teil I

Über alle fünf Städte gesehen konnten sich mit 60% der neu angemeldeten Sozialhilfebezüger der Jahre 2005 und 2006 erfreulich viele Personen auf irgendeine Art wieder von der Sozialhilfe ablösen.

Fast ein Viertel aller antwortenden Personen konnte sich dauerhaft wieder in das Erwerbsleben integrieren. Das ist für Sozialhilfebezüger ein sehr gutes Ergebnis. Zwischen den fünf Städten gibt es allerdings grosse Unterschiede. In St. Gallen fanden 30% eine dauerhafte Erwerbsarbeit, in Biel hingegen nur 15%. In Städten mit hohen Sozialhilfequoten wie Biel mit 11% sind somit die Chancen zur dauerhaften Integration in die Arbeitswelt deutlich schlechter als in Städten mit niedrigen Sozialhilfequoten wie St. Gallen mit 5%.

Diese guten Ergebnisse müssen aber relativiert werden. Die Befragung fand von September 2008 bis Januar 2009 statt. Mindestens bis in den November 2008, als die Arbeitslosenquote noch bei 2.7% lag, schlug die Wirtschaftskrise noch nicht auf den Arbeitsmarkt durch. Es muss deshalb betont werden, dass der gute Erfolg bei der Stellensuche zum Teil der damaligen, noch guten Arbeitsmarktlage zu verdanken ist.

Im Durchschnitt blieben 28% der antwortenden Personen ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen. Sie bildeten die grösste Gruppe unter allen Antwortenden. In Biel betrug der entsprechende Anteil sogar 39%. Den geringsten Anteil verzeichnete mit 22% Luzern.

Rund ein Drittel aller Befragten besuchte eine Integrationsmassnahme, die von der Sozialhilfe der betreffenden Stadt angeboten wurde. Die Absolventen von Integrationsmassnahmen kamen anteilmässig weniger oft zu einer neuen Arbeit als Personen ohne solche Massnahmen. Von den Absolventen fanden 45% eine neue Stelle, von den Personen ohne Massnahme 55%. Das heisst aber nicht, dass die Integrationsmassnahmen keine oder sogar negative Wirkung zeitigen. Denn es ist anzunehmen, dass solche Massnahmen vor allem Personen empfohlen werden, die erhebliche Integrationsdefizite aufweisen. Personen, die gute Chancen haben, wieder in der Arbeitswelt Fuss zu fassen, kommen wahrscheinlich eher weniger in den Genuss von Massnahmen. Es wirkt hier also eine *absichtliche Selektionsverzerrung*.<sup>27</sup> (Die entsprechenden empirischen Tests werden anhand zweier unabhängiger Methoden im Teil II der vorliegenden Studie durchgeführt.)

Die nicht-finanziellen Massnahmen bzw. Leistungen der Sozialämter selber, die primär einen unterstützenden, bisweilen aber auch (erfolgs-)kontrollierenden Charakter haben, stehen neben der monetären Sozialhilfe als zentrales Element im Sinne einer umfassenden „sozialen Hilfe“. In der vorliegenden Studie werden sie aber gleichsam unter einem verengten Blickwinkel der „aktivierenden“ Sozialhilfe betrachtet – nämlich ob sie zur Verbesserung der (Re-)

---

<sup>27</sup> In der Gruppe der Personen mit Integrationsmassnahmen müssten gemäss den Vermutungen der Berater relativ häufiger solche Personen vertreten sein, die ohne Massnahmen schlechtere Integrationschancen hätten als jene Personen, denen auch in der Wirklichkeit keine Massnahme zugewiesen worden ist. Ist diese Annahme richtig, dann finden sie (auch) deshalb anteilmässig weniger häufig eine neue Stelle als die Nichtteilnehmer. Ihnen werden gerade darum keine Massnahmen zugewiesen, weil die Berater vermuten, sie hätten relativ bessere oder sogar in einem absoluten Sinn intakte Integrationschancen. Der Umstand dieser Selektionsverzerrung impliziert für sich allein aber noch nicht, dass die Massnahmen per saldo wirksam sind. Um diese Frage zu prüfen, müssen die effektiven Teilnehmer an einer Massnahme mit einer „künstlich“ zusammen gestellten Gruppe von Nichtteilnehmern verglichen werden, deren durchschnittliches Eigenschaftsprofil jenem der Teilnehmergruppe entspricht. Erst ein solcher „*fairer Vergleich*“ kann entscheiden, ob die Massnahmen wirklich nützlich, wirkungslos oder sogar schädlich gewesen sind.

Integrationschancen in den ersten Arbeitsmarkt beitragen können. Unter den nicht-finanziellen Leistungen der Sozialämter selber wurde die Abrechnung mit der Krankenkasse mit einem Anteil von fast der Hälfte am meisten beansprucht. An zweiter und dritter Stelle folgen das Ausführen der Mietzahlungen und das Besprechen von persönlichen Problemen mit einem Anteil von je einem Drittel. Weitere oft beanspruchte nicht-finanzielle Dienstleistungen sind das Vermitteln von Integrationsmassnahmen wie Beschäftigungsprogramme und Kurse mit einem Anteil von einem Viertel, das Festlegen von Zielvereinbarungen mit 18%, die Information über passende offene Stellen mit 17%, die kooperative Begleitung und Unterstützung mit ebenfalls 17% und die Hilfe beim Schreiben von Bewerbungen und beim Verfassen des Lebenslaufs mit 16%. Es besteht also ein reges Interesse an den nicht-finanziellen Leistungen bzw. Massnahmen, die das Sozialamt selber erbringt.

Mit zwei Dritteln der Personen mit Arbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger) haben beeindruckend viele eine feste Stelle mit einem unbefristeten Arbeitsvertrag gefunden. In der Stadt St. Gallen sind es fast drei Viertel. Dies sind sehr gute Resultate. Die Ausgesteuerten wiesen hier bisher vergleichsweise weniger gute Ergebnisse auf, wobei das beste 1999 erzielt wurde. Damals hatten 57% der wieder beschäftigten Ausgesteuerten eine feste Stelle.<sup>28</sup>

Wir fragten alle Personen, die sich von der Sozialhilfe abgemeldet haben, wie hoch ihr jetziger Lebensstandard sei im Vergleich zum Zeitpunkt, als sie Sozialhilfe bezogen. Für die Hälfte dieser Personen ist der aktuelle Lebensstandard höher als zur Zeit, als sie Sozialhilfe bekam. Für 14% ist der Lebensstandard tiefer und für 35% ist er gleich geblieben. Die Hälfte der Personen, die von der Sozialhilfe abgemeldet sind, erlebt also keine Verbesserung des Lebensstandards.

38% aller Befragten beanspruchten schon vor dem Jahre 2005 einmal Sozialhilfe. Mehr als drei Viertel aller Befragten hatten sich schon einmal oder mehrmals bei einem Regionalen Arbeitsvermittlungszentrum (RAV) als arbeitslos gemeldet. Es ist anzunehmen, dass die meisten von ihnen ausgesteuert wurden und als Ausgesteuerte zur Sozialhilfe gelangten. Diese Befunde deuten darauf hin, dass der Drehtüreffekt (Wechsel zwischen Arbeit, Arbeitslosenversicherung und Sozialhilfe) weit verbreitet ist.

Drei von fünf der Personen, die Arbeit gefunden haben, beurteilen ihre beruflichen Zukunftsaussichten als gut oder sehr gut. Unter den weiterhin arbeitslosen Personen ist es dagegen nur eine von fünf, die gute oder sehr gute Aussichten sieht, wieder eine Stelle zu finden. Wer Arbeit hat, schätzt also seine Zukunftsaussichten wesentlich optimistischer ein. Arbeit hat immer noch einen zentralen Stellenwert in unserer Gesellschaft.

Für die kommenden Monate wird allgemein ein starker Anstieg der Arbeitslosigkeit erwartet. Die Konjunkturforschungsstelle (KOF) der Eidgenössischen Technischen Hochschule (ETH) Zürich<sup>29</sup> rechnet z.B. für das Jahr 2009 mit einer Arbeitslosenquote von 3.9% und für das Jahr 2010 mit einer solchen von 5.8%. Damit wird auch die Zahl der Aussteuerungen erheblich zunehmen, was eine grosse Nachfrage nach der Unterstützung durch die Sozialhilfe auslösen wird. Zahlreiche Experten der schweizerischen Arbeitsmarkt- und Sozialpolitik schätzen gegenwärtig, dass die Zahl der Sozialhilfefälle bis um 50% ansteigen könnte. Es ist anzunehmen, dass in dieser Situation die Zahl der Sozialhilfebezüger, die sich dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren können, deutlich abnehmen wird.

---

<sup>28</sup> gemäss Aeppli (2000)

<sup>29</sup> KOF / ETHZ (hg), Sommerprognose vom 9. Juni 2009

## 4. Ergebnisse Teil II: Analytisch-erklärende Auswertungen

### 4.1. Problemaufriss und Hypothesen

Der vorliegende zweite Teil unseres Berichts beabsichtigt, ein „ganzheitliches Bild“ der Faktoren zu zeichnen, welche die Chance eines Sozialhilfeempfängers / einer Sozialhilfeempfängerin nachweisbar beeinflussen, eine nicht-prekäre unbefristete Anstellung im ersten Arbeitsmarkt zu finden. Wird diese zu prüfende Wirkung als ein absichtlich ins Auge gefasstes Ziel interpretiert, sprechen wir von „*aktivierender Sozialhilfe*“ im engen (arbeitsmarktlichen Sinn).

Wir verzichten im Folgenden darauf, Auswertungen für einzelne Städte auszuweisen. Dies hat nicht nur technische Gründe mangelnder Fallzahlen, sondern verweist implizit auch auf einen theoretischen Anspruch, den wir allerdings nicht unabhängig testen können, nämlich dass die von uns erfassten fünf Städte ungefähr ein verkleinertes Abbild zumindest der städtisch geprägten Sozialhilfe der gesamten Schweiz darstellen. Wir setzen im Folgenden somit stillschweigend voraus, dass die je analysierten Durchschnittseffekte aus den untersuchten fünf Städten ungefähr repräsentativ sind, d.h. ungefähr den Durchschnittseffekten aller Schweizer Städte entsprechen.

Die „Einflussfaktoren“, deren durchschnittlichen Effekte auf die (Re-)Integrationschancen im ersten Arbeitsmarkt betrachtet werden, beziehen sich (a) auf die kurz- und mittelfristig nicht veränderlichen und auch nicht beeinflussbaren Eigenschaftsprofile der Sozialhilfeempfänger sowie auf die äusseren Umweltbedingungen („echte exogene Faktoren“) (b) auf die Zuteilungspraxis von Massnahmen, anhand derer die Sozialämter hoffen, eine maximale Wirksamkeit zu erzielen („bloss modellexogene Faktoren“).

Anders als noch im deskriptiv-erklärenden Teil I der Studie interessieren uns hier in Teil II primär nicht mehr die *absoluten* Erfolgsraten oder -quoten, dem Drehtüreffekt eventuell ent-rinnen zu können bzw. sich definitiv von der Sozialhilfe ablösen zu können. Denn diese absoluten Quoten sind zum einen stark konjunktursensibel und zum anderen auch definitionsabhängig (weil die konkrete Operationalisierung der Gruppen A bis D sowie der Gruppen G und H keine exakte, sondern nur eine näherungsweise Identifizierung unserer Erfolgskriterien erlaubt). Darum interessieren uns jetzt primär die *relativen* Einflusstärken – und zwar in einem doppelten Sinn: (i) Wie stark *verändern* sich die Erfolgsquoten gemäss G und H bei Veränderung je eines einzelnen exogenen Faktors um ein Prozent, wenn alle übrigen Einflussfaktoren konstant gehalten werden? (ii) Wie sieht die *Struktur* der relativen Einflusstärken unter den Einflussfaktoren selber aus? Welche exogenen Faktoren sind relativ einflussstärker bzw. wirkmächtiger als die anderen? – Für diese zwei Fragestellungen ist anzunehmen, dass sie weder eine nur kurzzeitig herrschende Konjunkturlage reflektieren, noch dass sie von den operationalisierbaren Definitionen des „Erfolgs“ abhängen. Daher sind wir überzeugt, dass wir mit diesen beiden Fragestellungen auch länger- und langfristig empirisch gültig bleibende „strukturelle“ Aussagen für die Neuzugänger in die Sozialhilfe der grösseren Schweizer Städte machen können.



Obwohl er (vorsichtig) erklärend und damit interpretierend sein will, beinhaltet dieser zweite Teil des Berichts nur dann methodisch-statistische Erläuterungen zur konkreten empirischen Vorgehensweise, wenn sie für das intuitive Verständnis notwendig sind.<sup>30</sup>

### **Kasten 2: Die vier Hypothesen (Vermutungen, Erwartungen)**

1. Die Massnahmen der i.e.S. arbeitsmarktlich „aktivierenden“ Sozialhilfe nützen in einem kausalen Sinn. D.h., sie üben eine per saldo positive Wirkung aus auf die kurz- und mittelfristigen Reintegrationschancen der Neuzugänger in die Sozialhilfe.
2. Situativ, durch unglückliche äussere Umstände erlittene Armut ist ein positiver Wirkfaktor, biografisch prägende Armut dagegen wirkt über den Verlust an Selbstvertrauen und Resignation negativ.
3. Finanzielle Anreize zur Ablösung aus der Sozialhilfe sind wirksam, sofern sie die von situativer Armut betroffenen Personen erhalten.
4. Der Erwerb von Humankapital (Umschulung, Weiterbildung, Sprachkompetenz) ist nur für die von situativer Armut betroffenen Personen wirksam.<sup>31</sup>

Um in diesem analytischen zweiten Teil der Studie valide Erklärungen und Interpretationen liefern zu können, ist es vorgängig darum gegangen, zwei ganz allgemeine Problemstellungen empirisch zu bewältigen. An dieser Stelle sollen sie nur ganz generell charakterisiert werden:

- (i) Kann man auf eindeutige Weise gewisse Faktoren so separieren, dass nur ihr eigener Einfluss auf die Wiedereingliederungschance erfasst wird? Um dies zu erreichen, müssen möglichst alle anderen systematisch „störenden“ Einflüsse herausgefiltert werden bzw. gedanklich konstant gesetzt werden können. Diese sog. „Ceteris-paribus“-Analyse (abgekürzt: Cet.-par.) kann u.U. mit einer multivariaten Regressionsanalyse erreicht werden, die sämtliche systematisch wirkenden Einflüsse integriert, so dass als „unerklärter Rest“ nur noch ein weisses Rauschen übrig bleibt, das sämtliche übrig bleibenden unsystematischen Umwelteinflüsse reflektiert.
- (ii) Die Cet.-par.-Analyse muss immer von einem „gegebenen“ Beobachtungsfeld von Merkmalsträgern ausgehen. Sie liefert dann aber verzerrte Schätzergebnisse, wenn erstens gewisse Merkmalsträger nicht zufällig, sondern systematisch zu häufig bzw. zu selten im Beobachtungsfeld vertreten sind, und wenn zweitens gewisse an die Merkmalsträger gebundene Eigenschaften die Wirkungen der jeweils gemessenen Einflussfaktoren auf die zu erklärende Grösse systematisch beeinflussen („Selektionseffekt“). Wenn im Sample z.B. Sozialhilfeempfänger mit besonders schlechten Sprachkompetenzen bei der Umgebungssprache übervertreten sind, kann die „durchschnittliche“ Wirkung eines Sprachkurses in Bezug auf die Wiedereingliederungschance überschätzt werden. Umgekehrt kann z.B. die angedrohte Kürzung der finanziellen Sozialhilfe in ihrer „durchschnittlichen“ Wirkung unterschätzt werden, wenn besonders schlecht integrierte Sozialhilfeempfänger zu selten im Beobachtungsfeld auftauchen. Um diesen ersten Verzerrungseffekt der (unfreiwilligen)

<sup>30</sup> Diese konkrete empirische Vorgehensweise zur Datenaufbereitung, zu den Identifikationsstrategien, zu den Schätzkonzepten, zu den Robustheitstests, etc. wird im „technischen Anhang“ vertiefend erörtert und nur fallweise schon im Haupttext in einigen Fussnoten erwähnt.

<sup>31</sup> Die Hypothesen 2 bis 4 orientieren sich an der Armutstheorie von A. Sen (vgl. Fussnote 83).

Selektion zu eliminieren, muss man nachträglich das Beobachtungsfeld so anpassen, dass es der Grundgesamtheit in möglichst allen (messbaren) Eigenschaften möglichst ähnlich wird.

Davon zu unterscheiden ist eine andere Art des „Selektionseffektes“, die des absichtlichen „Profiling“ seitens der Sozialämter: Angenommen, das Sozialamt X verfügt Sprachkurse nur an Sozialhilfeempfänger, welche die Umgebungssprache besonders schlecht beherrschen. Dann wird keine „durchschnittliche“ Wirksamkeit einer Massnahme für die Wiedereingliederungschance erwartet, sondern eine besonders starke Wirksamkeit – nämlich für jene absichtlich ausgewählte (oder „profilierte“) Untergruppe, die im Vorherein besonders dafür geeignet erscheint. Um diesen zweiten Verzerrungseffekt der (absichtlichen) Selektion zu eliminieren, muss man die als besonders tauglich angesehene Untergruppe ganz zufällig oder „blind“ („Random sampling“) in eine „Behandlungsgruppe“ (Treatment group) und in eine Kontrollgruppe (Non-treatment group oder Control group) unterteilen. Allein die dann noch übrig bleibenden Unterschiede zwischen diesen beiden Gruppen in Bezug auf die durchschnittliche Wiedereingliederungschance sind kausal der je betrachteten Massnahme (Treatment) zuzurechnen. Ist kein Random sampling in beschriebener Weise durchgeführt worden, muss nachträglich das durchschnittliche Eigenschaftsprofil der Treatment-Gruppe möglichst ähnlich in einer Non-Treatment-Gruppe nachgebildet werden (oder vice versa). Sie kann nur dann statistisch „künstlich“ nachgebildet werden, wenn willkürlich längst nicht alle als tauglich erachteten Personen mit der Massnahme behandelt worden sind, bzw. wenn noch genügend unerkannte taugliche Personen zufällig als nicht behandelt übrig geblieben sind.

## 4.2. Operationalisierung unseres Konzeptes

Wie soll die zu erklärende (abhängige, modellendogene oder Linkhand-) Variable, also die „Wiedereingliederungschance der Sozialhilfeempfänger in nicht-prekäre Jobs des ersten Arbeitsmarktes“, empirisch zu messen versucht werden? Zu diesem Zweck ist nach der Probit-Analyse zuerst Gruppe D aus den insgesamt acht vordefinierten Gruppen A1, A2, B1, B2, B3, C1, C2 und D (vgl. Kapitel 2.1, Seite 32 f) ausgeschlossen worden, um auf inhaltlicher Ebene auch kausal interpretierbare Resultate zu erhalten. Anschliessend haben wir aus den restlichen sieben Gruppen zwei synthetische Gruppen G und H gebildet:

*Gruppe G:*

*Gruppe G = nein:* A1 = ja, A2 = ja, B1 = ja → in der Sozialhilfe gefangen; wenn Beschäftigung, dann mit Sicherheit prekär

*Gruppe G = ja:* B2 = ja, B3 = ja, C1 = ja, C2 = ja → Drehtüreffekt in der Sozialhilfe wahrscheinlich oder noch offen, Sprungbretteffekt aus der Sozialhilfe zumindest möglich

→ Intuition: Die Chance, dem Drehtüreffekt zu entkommen, existiert bei Gruppe G = „ja“ immerhin. D.h., bei „ja“ ist diese Chance entweder sicher realisiert, eher wahrscheinlich oder noch offen. Bei „nein“ besteht diese Chance beinahe sicher nicht. → Stark vereinfacht: Drehtüreffekt ja/nein.

*Gruppe H:*

*Gruppe H = nein:* A1 = ja, A2 = ja, B1 = ja, B2 = ja, B3 = ja → Ablösung von der Sozialhilfe noch offen, unwahrscheinlich oder versperrt

*Gruppe H = ja:* C1 = ja, C2 = ja → Ablösung von der Sozialhilfe ziemlich sicher gelungen

→ Intuition: Bei Gruppe H = „ja“ ist die (definitive) Ablösung von der Sozialhilfe ziemlich sicher geglückt. D.h., man hat wahrscheinlich eine dauerhafte, nicht prekäre Beschäftigung gefunden, so dass der „Sprungbretteffekt“ der arbeitsmarktlich aktivierenden Sozialhilfe *vielleicht* gewirkt hat. (Ob im Falle von „ja“ die Tätigkeiten der „Aktivierung“ i.e.S. wirklich einen kausalen Beitrag zur Ablösung aus der Sozialhilfe geleistet haben, kann erst ein „fairer Vergleich“ zwischen der Behandlungs- und der Nicht-Behandlungsgruppe entscheiden.) Bei „nein“ ist der Ablöseprozess entweder definitiv verbaut, eher unwahrscheinlich oder noch offen. → Stark vereinfacht: Ablöseprozess nein/ja.

Für einzelne Fragestellungen ist auch noch eine Gruppe aus A1 und C1 gebildet worden, um „eindeutige“ Erfolge bzw. Misserfolge der definitiven Ablösung aus der Sozialhilfe schärfer voneinander abgrenzen zu können.

Nun zur Frage, welche Einflussvariablen (erklärende, unabhängige, modellexogene oder Rechthand-) Variablen in die Analyse einbezogen worden sind. Zur besseren Übersicht ist es nützlich, die grosse Anzahl potentieller Kandidaten in Einflussgruppen zu gliedern:

- (1) auch langfristig strikt exogen bleibend (potentielle Diskriminierungsfaktoren auf der Arbeitsnachfrageseite) → Nationalität, Alter, Geschlecht, soziale Integration im Sinne einer kulturell-kollektiven Eigenschaft (z.B. grob messbar durch die Proxy-Variablen „Seit Geburt in der Schweiz“, „Dauer in der Schweiz“, „Kompetenz in der Umgebungssprache am Wohnort“)

- (2) Einkommens- und Vermögenseffekte → frühere Episoden in der Sozialhilfe, allein-erziehend, unterstützungsbedürftige Kinder („Armutrisiken“)
- (3) langfristig endogenisierbar (objektivierbare, rationale Humankapitalfaktoren) → allgemeine Sprachkompetenz, spezifische Sprechkompetenz in der Umgebungssprache am Wohnort, abgeschlossene Ausbildung, Berufserfahrung, berufliche Stellung
- (4) langfristig endogenisierbar, aber schlecht messbar (ev. Hysterese-Effekte von Langzeitarbeitslosigkeit) → Gepflegtheit, Motivation, persönlich zurechenbare soziale Integriertheit... → näherungsweise zu erfassen mit: Erwerbslosenkarriere, Beurteilung der Zukunft
- (5) exogene Umweltfaktoren der RAV-Regionen 2004 und 2005
- (6) direkte unterstützende Massnahmen und verfügte externe Massnahmen der aktivierenden Sozialhilfe
- (7) finanzielle Anreize (gewährte Unterstützungsleistungen vor oder nach der Zeit in der Sozialhilfe)
- (8) Eine besondere Kategorie bildet der „kulturelle Einfluss“ – sofern die Sprachgebietsvariable „Romandie“ als Proxy für eine eigenständige und unveränderbare „romansisch-sprachige Mentalität“ gelten kann, welche auch auf der Arbeitsangebotsseite einen entsprechenden „welschen Habitus“ prägt. Annahmegemäss bewirkt der so interpretierte kulturelle Einfluss nicht wie die „kulturelle Fremdartigkeit“ unter (1) einen arbeitsnachfrageseitigen Diskriminierungseffekt aus.

## 4.3. Die Schätzergebnisse

### 4.3.1. Massnahmen insgesamt der aktivierenden Sozialhilfe

Zuvorderst im Fokus des Interesses stehen die „Massnahmen der aktivierenden Sozialhilfe“, die wir ausschliesslich im engen arbeitsmarktlichen Sinn auf ihre Wirksamkeit hin evaluieren. Diese Bezeichnung suggeriert, dass die diversen Aktivitäten der Sozialämter die durchschnittliche Wiedereingliederungschance in den ersten Arbeitsmarkt spürbar in einem günstigen Sinn zu beeinflussen vermögen.

Mit diesen aktivierenden Massnahmen sind nicht-finanzielle unterstützende und kontrollierende Massnahmen zu verstehen, welche das Sozialamt selber unternimmt, wie z.B. die direkte Übernahme von Teilen des Zahlungsverkehrs, die Hilfe bei Bewerbungsschreiben oder ein Coaching bei Vorstellungsgesprächen. Verfügte externe Massnahmen werden in diese Variable zunächst als eines von 18 Instrumenten miteinbezogen. (Im Weiteren wird erkennbar werden, dass dieses Vorgehen nicht immer genügend schlüssige Aussagen zulässt. Darum werden die beiden Massnahmenarten im Folgenden noch je separat analysiert werden.)

Zunächst könnte man sich vorstellen, dass einigen Sozialhilfebezüglern nach rein zufälliger Auswahl solche Massnahmen verfügt werden. Unter dieser Prämisse müsste man zum Schluss kommen, dass die Massnahmen kontraproduktiv wirkten:

Mit zunehmender Anzahl „Massnahmen der aktivierenden Sozialhilfe“ verringert sich tendenziell die Erfolgsrate, d.h. reduziert sich die Chance, bei Gruppe G oder H „ja“-Fälle zu erzeugen. Wird jemandem z.B. statt 3 Massnahmen 4 Massnahmen verfügt, reduziert sich seine Chance, sich von der Sozialhilfe definitiv abzulösen (Gruppe H) von 31.96% auf 28.48%. Die entsprechende Chance, dem Drehtüreffekt vielleicht zu entinnen (Gruppe G), verringert sich von 45.21% auf 42.42%.

Nun dürfte aber die unterstellte Bedingung einer reinen Zufallsauswahl der Klienten, die eine Massnahme erhalten, massiv verletzt sein. Sehr wahrscheinlich werden potentiell „geeignete“ Kandidaten zuvor – meist informell oder intuitiv – „profiliert“, d.h. nach jenen Eigenschaftskombinationen (Alter, Geschlecht, Ausbildung...) absichtlich so ausgewählt, dass eine möglichst grosse Wirksamkeit der Massnahmen zu erwarten ist. Damit ist Folgendes gemeint: Ein typischer Betreuer (Fallmanager, Sozialarbeiter) schickt rationalerweise (aber nur annahmestimmig, nicht direkt beobachtbar) die von ihm betreuten Leute umso eher in eine Massnahme, wenn er im Vorhinein zur Überzeugung gelangt ist, dass *eine Teilnahme im Vergleich zu einer Nicht-Teilnahme* die Wiedereingliederungschance umso mehr verbessert. Diese erwartete relative Differenz der Wiedereingliederungschance ist das massgebliche Kriterium für eine Massnahmenzuteilung. Die Wahrscheinlichkeit, in eine Massnahme geschickt zu werden, ist somit dann am grössten, wenn der Betreuer im Vorhinein glaubt, dass diese relative Differenz der Wiedereingliederungschance *maximiert* wird. Da kann es natürlich in sehr vielen oder sogar in den meisten Fällen so sein, dass v.a. solche Leute in Massnahmen geschickt werden, die absolut gesehen die *schlechtesten Chancen* haben, wieder in Beschäftigung zu kommen. Von dieser stillschweigenden Annahme gehen vermutlich sehr viele Betreuer aus. Sie nehmen wie selbstverständlich an, dass die Personen mit den vermutlich „grössten Defiziten“ in Bezug auf die Fitness auf dem ersten Arbeitsmarkt am ehesten in eine Massnahme gehören. Mit anderen Worten, sie glauben, bei ihnen erzielten die Massnahmen die grössten Effekte der Defizitverringering. Oft ist also die Vermutung, dass je kleiner die Ausgangsdefizite bei einer Person sind, desto weniger trägt die Massnahme zu einer weiteren Defizitverkleinerung bei, desto weniger wirksam ist die Massnahme. Demzufolge muss man die Leute

mit den (angenommen!) grössten Defiziten bzw. schlechtesten Risiken in die Massnahmen schicken, um die Massnahmenwirksamkeit zu maximieren.

Und genau so interpretieren wir die statistisch per saldo stark negativ ausgewiesene Wirkung von Integrationsmassnahmen: dass sie zu einem Grossteil aus diesem Scheineffekt der negativen Selektion durch die Betreuer zu erklären ist, gerade die „schlechtesten Risiken“ für Massnahmen auserkoren zu haben.<sup>32</sup> Wenn eine „umgekehrte Kausalität“ in diesem Sinn spielen sollte, d.h. je geringer die Betreuer die Arbeitsmarktchancen ihrer Klienten im Vorherein einschätzen, desto tendenziell mehr Massnahmen werden je Person verfügt, dann ist das oben erwähnte Ergebnis nicht mehr sehr überraschend. Wenn die Betreuer ihre Klienten auch nur ungefähr richtig einschätzen hinsichtlich ihrer Arbeitsmarktchance, dann impliziert eine steigende Anzahl verfügbarer Massnahmen bloss noch, dass die (eventuell) noch zunehmende Nützlichkeit nicht ausreicht, den scheinbar „schädlichen“ Effekt der negativen Auswahl der Klienten zu kompensieren. Per saldo wird dann empirisch ein negativer Effekt der Anzahl verfügbaren Massnahmen der aktivierenden Sozialhilfe ausgewiesen. Doch in Wahrheit vermischen sich zwei Effekte: ein wahrscheinlich deutlich negativer Scheineffekt der Selektion (Selektionsverzerrungseffekt) und ein absolut viel schwächerer positiver Effekt der Massnahmen (Massnahmeneffekt). Zumindest ist das die Vermutung.

Was zeigen nun die empirischen Resultate? Die folgende Tabelle führt sie auf:

---

<sup>32</sup> Selbst wenn diese „schlechtesten Risiken“ ex ante stets korrekt erkannt werden könnten, muss die implizite Annahme der Betreuer selbstverständlich nicht immer richtig sein. Ein direkter Test ihrer stillschweigenden Annahme scheidet daran, dass das korrekte Ex ante-Erkennen der „schlechten Risiken“ durch die Betreuer nicht unabhängig getestet werden kann. – Im Allgemeinen handelt es sich hier um ein in jüngster Zeit intensiv analysiertes Problem der sog. „Mikroökonomie“. Bei einem strikten Random sampling in eine Treatment(T)- und eine Non-Treatment(NT)-Group reichte es aus, den erwünschten kausalen Effekt auf die Ziel- oder Wirkvariable W (W für Wealth) einer Massnahme durch einen simplen „Differenzen-Schätzer“ zu identifizieren:  $W^T(1) - W^{NT}(0)$ , wobei 1 für verfügte Massnahme = ja und 0 für verfügte Massnahme = nein steht. Doch wie erwähnt, selektieren die Betreuer (un-)absichtlich in zwei je unterschiedlich zusammengesetzte Gruppen für T und NT. Um jetzt den kausalen Effekt einer Massnahme identifizieren zu können, muss man einen sogenannten „Difference-in-Difference“-Schätzer verwenden:  $[W^T(1) - W^T(0)] - [W^{NT}(1) - W^{NT}(0)] = [W^T(1) - W^{NT}(1)] - [W^T(0) - W^{NT}(0)]$ . Die fundamentale Schwierigkeit dabei ist, dass man die beiden Grössen  $W^T(0)$  und  $W^{NT}(1)$  nicht direkt beobachten kann, weil sie nur hypothetisch „existieren“: der Wirkeffekt in der Treatment-Gruppe, wenn die Massnahme bei ihr nicht angewendet worden wäre, und der Wirkeffekt in der Non-Treatment-Gruppe, wenn bei ihr die Massnahme angewendet worden wäre. Weil in der sozialen Realität nicht ohne Weiteres „Natural experiments“ durchgeführt werden können oder dürfen, muss man nach Hilfsmethoden fahnden, die nachträglich die beiden hypothetischen Grössen möglichst gut zu modellieren vermögen. Zu diesem Zweck sind diverse, z.T. sehr ausgefeilte mikroökonomische Methoden entwickelt worden. Einen aktuellen Überblick geben: G. W. Imbens, J. M. Wooldridge, Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation, in: Journal of Economic Literature, 2009, 47:1, 5 – 86. – Wir haben uns in der vorliegenden Studie auf zwei alternative Methoden gestützt, um auf Methodenrobustheit der wichtigsten Ergebnisse testen zu können: einerseits auf eine alte, relativ einfache, aber gut bewährte Methode, das „Sample selection-Verfahren“, andererseits auf ein moderneres, ebenfalls nicht-parametrisches Verfahren, die „Propensity score method“. Beidesmal ist der Zweck, die (beobachtbaren) Selektionseffekte zu neutralisieren, um unverzerrte Durchschnittseffekte (als Punktschätzungen) zu erhalten. Es hat sich in diversen empirischen Studien gezeigt, dass bei nicht sehr scharf messenden Daten, die zudem durch viele Missing datas weiter eingetrübt werden, die ältere „Sample selection“-Methode als ein deterministisches Verfahren gegenüber moderneren Verfahren nicht unterlegen ist, solange nicht auch noch Vertrauensintervalle (bzw. Signifikanzmasse bei alternativen stochastischen Verteilungshypothesen) geschätzt werden sollen. Hierzu müsste man ein „Bootstrapping“ durchführen, worauf wir aber verzichtet haben.

**Tabelle 10: Erfolgsraten Treatment / Non-Treatment für alle aktivierenden Massnahmen**

	Anzahl	Gruppe G	Gruppe H
<b>Alle Befragten</b>	<b>1356</b>	<b>45.2</b>	<b>29.0</b>
<b>Alle Antwortenden</b>	<b>1356</b>	<b>45.2</b>	<b>29.0</b>
<b>Nein</b>	<b>467</b>	<b>60.4</b>	<b>38.5</b>
<b>Ja</b>	<b>889</b>	<b>37.2</b>	<b>24.0</b>
<b>Ja Selkorr</b>	<b>889</b>	<b>35.3</b>	<b>24.4</b>

Während in der 467 Personen umfassenden Non-Treatment-Gruppe (nach Definition von Gruppe G) „keine oder höchstens eine Massnahme verfügt“ (ganz linke Kolonne „Nein“) der Anteil jener Leute, der aus der Sozialhilfe herausfindet, mit 60.4% deutlich grösser ist als bei allen Befragten (45.2%), sinkt er auf 37.2% bei jener Gruppe von insgesamt 889 Personen, bei welcher mehr als eine Massnahme verfügt worden ist (Treatment-Gruppe, ganz linke Kolonne „Ja“). Wird nun mittels „Sample selection“ der absichtliche Selektionseffekt (weitgehend) ausgeschaltet, ergeben sich in der jetzt zwar anders zusammen gesetzten, aber wiederum 889 umfassenden Personengruppe („Ja Selkorr“) allerdings nochmals kleinere Erfolgschancen für die Treatment-Gruppe (35.3%). Das bedeutet, der negativ wirkende „Einsperrereffekt“ (oder „Lock-in“-Effekt)<sup>33</sup>, der bei mehr als einer verfügten Massnahme sehr deutlich spürbar ist, wird nicht etwa überschätzt, sondern unterschätzt! Anders ausgedrückt: Der wahre negative Einschliesseffekt ist stärker als der statistisch ausgewiesene, solange nicht um die Selektionsverzerrung korrigiert worden ist. Damit haben wir ein eigentlich paradoxes Ergebnis erhalten: Bei den drei Selektionsvariablen kommt es zum prima vista unplausiblen Resultat, dass das absichtliche Selegieren gemäss intuitivem oder formellem Profiling durch die Betreuer dazu führt, dass in der Treatment- bzw. Behandlungsgruppe systematisch häufiger jene Personen versammelt sind, die auch „objektiv“ (oder ex post erwiesen) eine spürbar bessere Chance haben, einen nicht-prekären, dauerhaften Job zu finden. Das heisst im konkreten Fall, Personen aus der Westschweiz und ärmere Personen sind in der Treatment-Gruppe unterrepräsentiert, Deutschschweizer und etwas wohlhabendere Personen überrepräsentiert im Vergleich zum Gesamtsample. Die übervertretenen vermeintlich „schlechten Risiken“ entpuppen sich entweder gar nicht als wirklich „schlechte Risiken“ (fehlerhaftes Ex-ante-Wissen), oder die Berater sind der Überzeugung, die je verfügten Massnahmen entfalten eben nicht bei den Personen mit schlechten Risiken ihre maximale Wirksamkeit, sondern bei Personen mit mittleren oder sogar guten Risiken.<sup>34</sup> Zwar wären wirksame Massnahmen bei den schlechten Risiken eigentlich am nötigsten, doch diese existieren für sie nicht (Erkenntnis der Macht- oder Hilflosigkeit). Doch selbst wenn diese Überzeugung korrekt sein sollte, handeln die Berater noch immer nicht optimal, denn ihre Massnahmenverfügung führt nachweisbar nicht dazu, dass zumindest die durchschnittliche Erfolgsrate im Gesamtsample von 45.2% erreicht wird. Das heisst, auch bei den mittleren und guten Risiken sind die Berater nicht nur

<sup>33</sup> Der Einsperr- oder Einschliess- oder „Lock-in“-Effekt bezeichnet hier den Umstand, dass jemand, der in einer Massnahme ist, sich weniger intensiv um einen Job bemüht, und auch der für ihn zuständige Betreuer kümmert sich weniger intensiv um eine Jobvermittlung. Dies muss nichts mit Nachlässigkeit oder gar Missbrauch zu tun haben, sondern geschieht oft ganz unwillkürlich, weil das Risiko steigt, dass die jederzeitige Verfügbarkeit für einen (geeigneten) Job aus den Augen verloren geht, wenn der Sozialarbeiter weiss, dass sein Klient gerade mit einer „nützlichen“ oder „sinnvollen“ Massnahme „versorgt“ ist.

<sup>34</sup> Eine dritte Erklärung wäre das Phänomen der suboptimalen Selbstselektion: Nebst der unwillkürlichen und der absichtlichen Selektion durch die Betreuer existiert auch noch die „freiwillige“ Selbstselektion durch die Sozialhilfeempfänger. Bei ihr verharrt der zuständige Betreuer in einer bloss relativ passiven Rolle, d.h. er gibt bei Teilnahmeinteresse des Klienten bloss sein offizielles Einverständnis, aber er verfügt und weist nicht selber aktiv Massnahmen zu. Die von ihm vorgenommene Massnahmenzuteilung bleibt rein rechtsformal, wird von ihm aber nicht in einem materiellen Sinn gesteuert.

machtlos, sie handeln auch kontraproduktiv. Gar keine Massnahmenverfügung wäre die wirksamere oder erfolgreichere „Massnahme“! Diese Schlussfolgerung wäre in zwei Fällen fragwürdig: (a) Die Berater haben nicht ausschliesslich die Ziele der aktivierenden Sozialhilfe i.e.S. im Auge, also die positive Beeinflussung der Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt. Vielmehr müssen sie – aus ökonomischer Perspektive betrachtet! – dieses Ziel unter mehr oder weniger starken „Restriktionen“ verfolgen, z.B. den Sozialhilfeempfängern ein menschenwürdiges Dasein zu ermöglichen. (b) Sollen diese nicht-finanziellen Massnahmen der Sozialämter allerdings allein unter dem Vorzeichen der i.e.S. „aktivierenden“ Sozialhilfe begründet werden, und will man zugleich vermeiden, den Sozialbehörden aus Unwissen eine glattweg kontraproduktive Handlungsweise zu unterstellen, dann verbleibt u.E. eine einzige Möglichkeit, um die durchschnittlich negative Wirksamkeit für die Neuzugänger in die Sozialhilfe zumindest in der kürzeren und mittleren Frist zu erklären. (Über die Effekte auf die lange Frist können wir nichts aussagen.) Das heisst, es muss sich dann eben um eine bloss Scheinwirkung (bzw. ein statistisches Artefakt) handeln, die aufgrund von massiv (!) verzerrungskräftigen Selektionen entstanden ist, wobei diese Selektionen von aussen nicht beobachtbar und damit nicht messbar sein dürften. In den Daten der Treatment-Gruppe wären noch ganz viele schlechte Risiken nicht entdeckt worden. Wären wirklich alle Selektionseffekte erfassbar, würde eine echte Selektionskorrektur in der Treatment-Gruppe den Erfolgsanteil über jenen der Non-Treatment-Gruppe anheben, also über 60.4% ansteigen lassen.

#### **4.3.2. Externe Integrationsmassnahmen**

Verfügte externe Integrationsmassnahmen gehören zu den nicht-finanziellen Massnahmen aktivierender Sozialhilfe. In unserer empirischen Auswertung sind sie dort als eine von 18 Massnahmen gezählt worden. Beschäftigungsprogramme oder Qualifizierungskurse können von den Betreuern der Sozialämter den Sozialhilfeempfängern zugewiesen werden – ganz ähnlich wie sie von den Personalberatern jenen arbeitslosen Personen zugewiesen werden, die sich bei einem Regionalen Arbeitsvermittlungszentrum (RAV) gemeldet haben.

Wir analysieren die externen Integrationsmassnahmen separat, weil sie die einzige glaubwürdige Quelle für einen potentiell massiv wirkenden „Lock-in-Effekt“ sind. Denn die Zeitdauer in einer solchen Massnahme kann sich über viele Wochen und sogar Monate erstrecken.

In der multivariaten Analyse ist ihr Einfluss auf die Wiedereingliederungschancen in zwei Varianten für Gruppe G und in einer für Gruppe H getestet worden (vgl. Tabelle 66 und Tabelle 67 im Anhang A6-5). Da sich bei ihnen das „Missing datas“-Dilemma recht spürbar macht, sind für das beobachtbare Restsample bereits auf Datenerfassungsebene versteckte Selektionseffekte möglich (und nicht erst auf Handlungsebene der absichtlichen Selektion qua Profiling durch die Betreuer). Zum Glück jedoch gelangen die Schätzvarianten zu robusten Ergebnissen, so dass merkliche Wirkungen der Selektion aufgrund fehlender Beobachtungsfälle ziemlich unwahrscheinlich sind. Stets ergibt sich nämlich ein hochsignifikanter deutlich bis stark negativer Einfluss. Das heisst, bei Konstanzhaltung aller übrigen Einflussfaktoren, bei einer Cet.-par.-Analyse also, die dank multivariater Schätzung möglich wird, müsste das Fazit lauten, dass externe Integrationsmassnahmen möglichst nicht verfügt werden sollten, sofern keine weiteren, absichtlichen verursachten Selektionseffekte zwischen Treatment- und Non-Treatment-Gruppe stattfinden würden. Auch inhaltlich gesehen würde eine solche Aussage Sinn machen. Denn eine per saldo stark negativ wirkende aktivierende Massnahme wäre



gerade im Fall externer Integrationsmassnahmen besonders plausibel, weil aufgrund der zeitlich besonders grossen Beanspruchung in solchen Massnahmen der „Lock-in“-Effekt wahrscheinlich gerade hier besonders ausgeprägt auftreten dürfte.

Doch nur wenn die Prämisse der reinen Zufallsauswahl der Zuteilung in eine Treatment- und Non-Treatment korrekt wäre, wäre auch die Schlussfolgerung korrekt, externe Integrationsmassnahmen seien pauschal untauglich bzw. wirkten stark kontraproduktiv.

Betrachten wir also auch noch die absichtlichen Selektionen und ihre Effekte auf die Wirkungen hinsichtlich der Reintegrationschancen in den ersten Arbeitsmarkt:

Die folgenden drei Variablen wirkten potentiell am meisten selektionsverzerrend: „Geschlecht“, „für Kinder aufzukommen“, „Weitersuche nach Arbeit“. Letzteres fungiert in unserem Kontext als Proxy für (De-)Motivation.

**Tabelle 11: Selektionskorrektur Treatment / Non-Treatment nur externe Integrationsmassnahmen**

A25 Verfügte Integrationsmassnahmen		
	Ja	Nein
Männlich	65.4	53.9
Weiblich	34.6	46.1
für Kinder aufkommend	35.3	46.8
nicht	64.7	53.2
weiter Arbeit suchend	67.4	46.8
nicht	32.6	53.2

In der Treatment-Gruppe („Ja“-Kolonne) sind im Vergleich zur Non-Treatment-Gruppe („Nein“-Kolonne) Männer überrepräsentiert, Personen, die nicht für Kinder aufkommen müssen (und damit weniger dem Armutsrisiko ausgesetzt sind) und schliesslich Personen, die weiter nach Arbeit suchen. Die Ergebnisse sehen so aus:

**Tabelle 12: Erfolgsraten Treatment / Non-Treatment nur externe Integrationsmassnahmen**

	Anzahl	Gruppe G	Gruppe H
Alle Befragten	1356	45.2	29.0
Alle Antwortenden	1356	45.2	29.0
Nein	917	51.1	33.9
Ja	439	32.8	18.7
Ja Selkorr	439	41.9	26.0

Wer Massnahmen verfügt bekommt, ist mit 32.8% im „Ja“-Teil von Gruppe G zu finden („Ja“ in der vierten Kolonne), d.h. in jenem Teil von G, der intakte Chancen hat, dem Drehtüreffekt zu entkommen. Im Vergleich dazu ist der „Ja“-Erfolgsanteil von Gruppe G in der Non-Treatment-Gruppe („Nein“ in der dritten Kolonne) mit 51.1% sehr viel grösser. Hier scheint also im Übergang von der Non-Treatment- zur Treatment-Gruppe ein massiv negativ wirkender „Lock-in-Effekt“ zu spielen (-18.3 Prozentpunkte) – sofern das Ergebnis nicht durch Selektionseffekte stark verzerrt wird. Dieser Verdacht liegt allerdings sehr nahe, weil in der Gruppe, die keine Massnahmen besucht hat, deutlich seltener Leute zu finden sind, die noch aktiv Arbeit suchen. Oder umgekehrt formuliert: Die nicht mehr motivierten oder resigniert

habenden Personen sind relativ deutlich häufiger in der Nicht-Massnahmengruppe zu finden. Wird dieser für die Wirksamkeit der Massnahmen negativ verzerrende Motivationseffekt weggefiltert, indem der Motiviertheits-Anteil in der Treatment-Gruppe auf das viel *tiefer* Niveau der Non-Treatment-Gruppe herunter gedrückt wird – nebst den Anpassungen der relativen Anteile der Geschlechter und der Kinderunterstützung –, *verbessert* sich bei verfügbaren Massnahmen der „Ja“-Anteil in Gruppe G sehr spürbar, von 32.8% auf 41,9%. Diesmal erscheint die Wirkung aus der Selektionskorrektur unplausibel bzw. kontraintuitiv. Eine Erklärung könnte sein, dass v.a. der Effekt aus der anderen Selektionskorrektur „(nicht) für Kinder aufkommend“ so massiv positiv wirkt, dass der eigentlich negativ wirkende Effekt der höheren Gewichtung der Resignation in der selektionskorrigierten Treatment-Gruppe überkompensiert wird. Konkret: Wird in der selektionskorrigierten Treatment-Gruppe der Anteil „für Kinder aufkommend“ auf das höhere Niveau der Non-Treatment-Gruppe angehoben, verbessert sich per saldo der Erfolgsanteil für Gruppe G von 32.8% auf 41.9%, *obwohl* zugleich der Personenanteil, der nicht mehr auf Arbeitssuche ist und daher vermutlich resigniert hat, abgesenkt worden ist.

Trotzdem wird aber weder der Wert von 51.1% in der Gruppe der Nicht-Massnahmen erreicht noch der Durchschnittswert von 45.2% im Gesamtsample. Damit bestätigt sich das empirische Bild, das wir bereits bei den insgesamt aktivierenden Massnahmen der Sozialhilfe gewonnen haben nach Selektionskorrektur der drei wichtigsten „subjektiv“ relevanten Einstellungs- und (De-) Motivationsvariablen. Im aktuellen Diskussionskontext der externen Integrationsmassnahmen heisst das: Bei einem Wechsel von der Non-Treatment- zur Treatment-Gruppe verdanken sich 9.1 Prozentpunkte der Wirkungsverschlechterung einem Scheineffekt, der aus der Selektionsverzerrung resultiert (von 41.9% auf 32.8%), während „nur“ noch 9.2 Prozentpunkte der Verschlechterung (von 51.1% auf 41.9%) dem „Lock-in-Effekt“ wirklich anzulasten ist – und nicht die ganzen 18.3 Prozentpunkte, wie noch vor Selektionskorrektur statistisch verzerrt ausgewiesen. Der Lock-in-Effekt würde in seiner negativen Wirkung ohne Selektionskorrektur also um rund 50% Prozent überschätzt. (Es wäre aber möglich, dass noch andere unentdeckte und/oder nicht messbare Selektionsverzerrungen existieren, die das Ergebnis weiter verändern könnten, und zwar in beide Wirkrichtungen). Zugleich bedeutet das ex post nachweisbare Ergebnis der Selektionskorrektur, dass die Betreuer ex ante in der Treatment-Gruppe erwiesenermassen mehrheitlich „schlechte Risiken“ ihrer Klienten sammelt hatten: Wer als Sozialhilfebezüger männlich ist und weniger situativ bedingte Armutsriskien durch Kinderbetreuung zu tragen hat, der hat deutlich geringere Erfolgchancen, dem Drehtüreffekt zu entkommen. Entgegen die Intuition läuft einzig, dass wer resigniert habend nicht mehr aktiv nach Arbeit sucht, tendenziell bessere Integrationschancen zu haben scheint. Doch dieser „separate Effekt“ existiert so nicht, weil er durch die beiden anderen Effekte überkompensiert wird. Dies wird durch unsere multivariate Analyse bestätigt, auch wenn hier das „Non-response-Problem“ deutlich hineinspielt. Und weil Analoges auch für Gruppe H zutrifft (reiner Niveaueffekt in den Prozentzahlen), gilt diese Aussage auch in Bezug auf die Erfolgchance, sich definitiv von der Sozialhilfe ablösen zu können. Allerdings ist eine externe Massnahme für diese Personengruppe im Durchschnitt nicht zielführend, um die Jobchancen zu verbessern. Denn die Selektionskorrektur (d.h. die Wegfilterung der „schlechten Risiken“) führt auch hier nicht dazu, dass die Treatment-Gruppe eine Erfolgsquote höher als das Gesamtsample erreicht ( $41.9\% < 45.2\%$ ).

Diese eben nachgezeichneten Resultate des „Sample selection“-Verfahrens zwecks Selektionsbereinigung (der von aussen beobachtbaren Verzerrungseffekte) werden zum Glück alle ziemlich genau – wenn auch nicht exakt auf den Prozentpunkt – durch unser alternatives Bereinigungsverfahren, die „Propensity score method“, reproduziert (vgl. Anhang A6-7). Dank dieser Methodenrobustheit sind wir in der Lage zu folgern, dass die nachfolgende inhaltliche Interpretation zumindest kein methodisch bedingtes Artefakt sein kann. D.h.: Nur noch Da-

tenmängel und / oder eine unvollständige Datenlage – bzw. per Umfrage von aussen unbeobachtbare weitere Selektionseffekte – könnten jetzt noch eine Quelle für verzerrte empirische Nachweise der Wirksamkeit von Massnahmen sein.

Was also lässt sich inhaltlich interpretieren, wenn wir weitere nicht messbare Selektionseffekte ausschliessen? Nun, es bestätigt sich hier unsere oben geäusserte Vermutung: Armutsrisiken sind dann kein Demotivationsfaktor, wenn sie bloss situativ-äusserlich bzw. „akzidentiell“ vermehrt auftreten (hier konkret aufgrund die Tatsache der Kinderbetreuung), aber nicht Ausdruck einer bereits (sehr) lang anhaltenden, prägenden Lebenssituation sind („Kultur der Armut“). Wer also der Armut bloss fallweise ausgesetzt ist, der oder die erlebt dadurch einen Zwang, bildlich gesprochen sich stärker auf die Hinterbeine zu stellen und umso aktiver sich um einen Job zu bemühen, das heisst einerseits, sich motivierter um Umschulung und Weiterbildung zu kümmern, andererseits aber auch, missliche Jobbedingungen eher zu akzeptieren und darin auszuharren. Letzteres impliziert, dass unsere Operationalisierung für die Chance, dem Drehtüreffekt zu entkommen (d.h. einen nicht-prekären Job zu erlangen), mehr oder weniger stark die wahren Jobchancen für Sozialhilfebezüger verzerrt misst. Je bedeutender der „zwangsmotivierende“ Effekt der akzidentiellen Armut ist, je häufiger also Sozialhilfebezüger bereit sind, auch in (sehr) prekären Jobs möglichst dauerhaft auszuharren, desto „schönfärbischer“ stellt unsere Gruppendifinition G die wahre Situation des Arbeitsmarkts dar, auch für ausgesteuerte Personen, die in der Sozialhilfe angekommen sind, nicht-prekäre Jobs schaffen zu können.

Drei Gedanken schliessen sich daran an: (1) Weil „Armutfallen“ – also negative finanzielle Anreize, eine Erwerbsarbeit aufzunehmen oder ihr Umfang auszuweiten – nur bei akzidenteller Armut von Belang sind, können wir im Rückschluss behaupten, in unserer empirischen Untersuchung sind solche „Armutfallen“ offenbar empirisch viel weniger bedeutend gewesen als die in die Gegenrichtung zielenden motivierenden Faktoren der akzidentiellen Armut. (2) Der von uns betrachtete Beobachtungszeitraum 2005 bis 2007 fällt in eine konjunkturell ausgesprochen günstige Situation, so dass die Gefahr der „Schönfärberei“ der wahren Jobchancen der Sozialhilfebezüger für die konkrete Untersuchung besonders gering ist. Abgesehen davon ist aber sehr zu betonen, dass unsere Operationalisierung der Erfolgsbedingungen, dem Drehtüreffekt zu entkommen, nicht konjunkturunabhängig ist. Für eine Zeitreihenbetrachtung müsste man also den Konjunkturausschlag herauszufiltern versuchen. Auf Individualdatenebene ist dies ein schwieriges Unterfangen, aber machbar. (3) In Bezug auf den Vergleich zwischen Treatment- und Non-Treatment-Gruppe kommt es zu einer verzerrenden Messung aufgrund unserer Art der Operationalisierung nur dann, wenn erstens die Häufigkeiten akzidenteller Armut in den beiden Gruppen spürbar differieren, und wenn zweitens diese Differenzen auch wirklich in Bezug auf die jeweilige Ziel- oder Wirkungsvariable von Belang sind. (In unserem Fall ist dies sehr spürbar so gewesen.)

Fazit: Auch bei nicht perfekter Datenlage gibt es deutliche Hinweise darauf, dass im Zweifel von externen Integrationsmassnahmen klar abzuraten ist. Anders ausgedrückt: Sollen solche Massnahmen der „aktivierenden“ Sozialhilfe im engen arbeitsmarktlichen Sinn per saldo nützlich werden und nicht kontraproduktiv wirken, müssten die Personen der Treatment-Gruppe in Zukunft noch (viel) sorgfältiger profiliert werden. Wahrscheinlich liesse sich hier ein formalisiertes Profiling-Verfahren nicht umgehen.

Genau zu beachten ist, dass sich diese Aussage nur auf unsere eng definierte Zielvariable der arbeitsmarktlich „aktivierenden“ Sozialhilfe bezieht, also auf die Verbesserung der Wiedereingliederungschance in den Arbeitsmarkt innerhalb eines relativ kurzen Zeitraumes nach Anmeldung beim Sozialamt (Zugang zur Sozialhilfe 2005 oder 2006, Befragung bis Januar 2009). Nicht beurteilen können wir, ob in einem längeren Zeitraum sich diese Chancen

verbessern, z.B. aufgrund eines indirekten Wirreffektes. Wenn etwa die verfügbaren externen Massnahmen zunächst „nur“ die soziale Integration spürbar fördern, wäre es denkbar, dass mittel- und längerfristig auch die Jobchancen sich wieder verbessern, z.B. weil Motivationseffekte der sozialen Integration in entsprechender Weise zu wirken beginnen. Dieser ökonomische Langfristeffekt muss in unserer Studie allerdings eine blosser Vermutung bleiben, die empirisch nicht belegbar ist.<sup>35</sup> Ebenso ausser Acht haben wir gelassen, ob mit solchen Massnahmen auch noch weitere gesteckte Ziele, nicht nur ökonomische Wirkziele, erfolgreich verfolgt werden können. So widerspricht es z.B. fundamental der Menschenwürde, wenn sich jemand in der Arbeitsgesellschaft als völlig überflüssig erlebt, nur weil er definitiv keine Jobchancen auf dem ersten Arbeitsmarkt mehr hat. „Sich nützlich zu machen“ entspricht einem fundamentalen Bedürfnis aller Menschen. Und sich „für die Gesellschaft nützlich machen“ bemisst sich bei Weitem ja nicht nur daran, ob man ein „normales“ Erwerbseinkommen zu erzielen vermag und wie hoch dieses ist. – Kehren wir im Folgenden aber wieder zur im engeren Sinn ökonomischen Argumentationslogik zurück, die in Kategorien der Marktverwertbarkeit (der monetär bemessenen Nützlichkeit) und der Effizienz (der monetären Leistungs-Kosten-Relation) denkt.

#### **4.3.3. Nicht-finanzielle aktivierende Massnahmen in der Sozialhilfe**

Nach Ausschluss der verfügbaren externen Integrationsmassnahmen verbleiben noch 17 von uns im Fragebogen unterschiedene „aktivierende“ Massnahmen, die die Sozialhilfe selber ergreifen kann. Für sie gilt bei einer allfälligen kontraproduktiven Wirksamkeit, dass der „Lock-in-Effekt“ als wenig plausible Erklärung erscheint. Gleichwohl sie sind auch alle dadurch definiert, dass sie den Zweck haben sollen, die Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt zu beschleunigen oder zu verbessern. Auch sie sollen jetzt unabhängig von den externen Integrationsmassnahmen analysiert werden, wobei wir eine von den 17 Massnahmen aus nahe liegenden Gründen ausschliessen: „Vermittlung von externen Integrationsmassnahmen“. Die Korrelation von 70.9% (Variable a2\_5 in der nachfolgenden Tabelle, grau hervorgehoben) mit den verfügbaren externen Integrationsmassnahmen ist erwartungsgemäss sehr hoch. D.h., in 3 von 10 Fällen suchen sich die Sozialhilfeempfänger mehr oder weniger selbständig und vielleicht sogar auf Eigeninitiative eine externe Massnahme, so dass die „Verfügung“ des Sozialamtes in diesen Fällen bloss noch einem passiven nachträglichen Verwaltungsakt der rechtsgültigen „Bewilligung“ gleichkommt.

Somit verbleiben noch 16 aktivierende Massnahmen, die wir näher untersuchen werden. Ihre stark „linksschiefe“ Häufigkeitsverteilung kann im „technischen Anhang“ nachvollzogen werden. Die Korrelationen mit den externen Integrationsmassnahmen (Code A25) sehen folgendermassen aus:

---

<sup>35</sup> Es wäre aber ein grober Fehler, von der Nichtnachweisbarkeit eines Effektes auf seine Nichtexistenz zurück zu schliessen! Einzig erlaubt ist, sich diesbezüglich das eigene Nichtwissen einzugestehen.

**Tabelle 13: Korrelationsmatrix zwischen externen Integrationsmassnahmen (A25) und den übrigen aktivierenden nicht-finanziellen Massnahmen**

	<b>a2_1</b>	<b>a2_2</b>	<b>a2_3</b>	<b>a2_4</b>	<b>a2_5</b>	<b>a2_6</b>	<b>a2_7</b>	<b>a2_8</b>	<b>a2_9</b>
<b>A25</b>	0.21848	0.20763	0.10319	0.19030	0.70874	0.17722	0.16885	0.02011	0.01683
<b>A25</b>	<.0001	<.0001	0.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.4619	0.5369
	1349	1347	1350	1342	1342	1316	1332	1341	1349
	<b>a2_10</b>	<b>a2_11</b>	<b>a2_12</b>	<b>a2_13</b>	<b>a2_14</b>	<b>a2_15</b>	<b>a2_16</b>	<b>a2_17</b>	<b>A25</b>
<b>A25</b>	0.03918	0.05089	0.15111	0.03501	0.12155	0.13152	0.14060	0.15112	1.00000
<b>A25</b>	0.1501	0.0622	<.0001	0.2035	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	
	1351	1344	1343	1321	1347	1342	1324	1334	1356

Wie sieht nun die empirische Ausgangslage aus? – Bei 1'356 Beobachtungsfällen (nach Ausschluss der Gruppe D) haben immerhin 1'036 Personen oder 76.4% mindestens eine von 16 nicht-finanziellen aktivierenden Massnahmen erhalten. 786 Personen oder 58.8% haben mehr als eine solche Massnahme und 570 Personen oder 42.0% haben mehr als zwei solche Massnahmen erhalten. Das letztere Kriterium ja/nein soll für die Auswertung zwischen Treatment und Non-Treatment massgeblich sein.

Die nachfolgend aufgelisteten drei bedeutendsten Selektionsunterschiede sollen in der Treatment-Gruppe wieder neutralisiert werden:

**Tabelle 14: Selektionskorrektur Treatment / Non-Treatment nur für aktivierende nicht-finanzielle Massnahmen ohne externe Integrationsmassnahmen**

<b>Mehr als zwei aktivierende Massnahmen OHNE Integrationsmassnahmen</b>		
	Ja	Nein
CH	58.1	63.9
Ausländer	41.9	36.1
für Kinder aufkommend	39.5	45.0
nicht	60.5	55.0
Zuschüsse zu Krankenkassenprämien	11.6	19.2
keine	88.4	80.8

Mittels Resampling<sup>36</sup> wird (a) der CH-Anteil in der „Ja“-Treatment-Gruppe von 58.1% auf rund 64% angehoben (bzw. der Ausländeranteil gesenkt), um den durch Unterrepräsentation der Schweizer möglicherweise entstehenden Selektionseffekt zu neutralisieren, (b) der Personenanteil, der für Kinder aufkommen muss, von 39.5% auf rund 45% gesteigert, und (c) der Anteil, der von Verbilligungen der Krankenkassenprämien profitiert, von 11.6% auf rund 19% hinauf gedrückt. Die (nicht) selektionskorrigierten Erfolgsquoten in der Treatment-Gruppe und in der Non-Treatment-Gruppe sehen dann so aus:

<sup>36</sup> Wir haben kein „Bootstrapping“-Verfahren angewendet, um Vertrauensintervalle schätzen zu können. Für unsere Zwecke (bei relativ „Noise“-behafteten Daten) genügt es, wenn jeweils drei Testläufe eines Resampling mit Zufallsauswahl der Beobachtungsfälle durchgeführt und anschliessend die Mittelwerte in die Tabelle aufgenommen werden. Die Erfolgsraten der einzelnen Testläufe haben jeweils nur sehr wenig geschwankt, sind nie mehr als rund 10% von ihrem Mittelwert abgewichen. – Um auf Methodenrobustheit zu testen, haben wir ein zweites Selektionsbereinungsverfahren angewendet, die „Propensity score method“. Sie wird im „technischen Anhang“, dort in Kapitel A6-7, kurz beschrieben, und die daraus resultierenden Schätzergebnisse werden gezeigt.

**Tabelle 15: Erfolgsraten Treatment / Non-Treatment nur für aktivierende nicht-finanzielle Massnahmen ohne externe Integrationsmassnahmen**

	Anzahl	Gruppe G	Gruppe H
Alle Befragten	1356	45.2	29.0
Alle Antwortenden	1356	45.2	29.0
Nein	786	52.5	34.1
Ja	570	35.1	21.9
Ja Selkorr	570	33.7	20.9

Wir stehen wieder vor dem analogen Problem wie bereits beim Kriterium „mehr als eine aktivierende Massnahme“ (inklusive externe Integrationsmassnahmen), als wir noch keine „subjektiven“ Befindlichkeits- und Einstellungsfragen als Quellen einer möglichen Selektionsverzerrung berücksichtigt hatten (vgl. Tabelle 10): Wenn die Selektionskorrektur die Erfolgsrate weiter reduziert, heisst das im Rückschluss, dass in der absichtlich profilierten Treatment-Gruppe nicht die „schlechtesten Risiken“ vereint sind. Ohne dominante Selbstselektion verbleiben noch zwei Erklärungsmöglichkeiten: Entweder erkennen die Berater ex ante die schlechten Risiken nicht korrekt, oder sie haben die Überzeugung, dass die je verfügbaren Massnahmen nicht bei den Personen mit den schlechtesten Risiken am sinnvollsten sind, weil die Berater annehmen, dass sie dort an sich zwar „am nötigsten“ wären, aber die Massnahmen nicht bei ihnen ihr grösstes Wirkungspotential entfalten oder überhaupt keine Wirkung zeitigen. Doch so oder so handeln die Berater nicht optimal. Denn überhaupt keine Massnahme zu verfügen schneidet deutlich besser ab, und auch die durchschnittliche Erfolgsrate des Gesamtsamples wird in der Treatment-Gruppe nicht erreicht.

Nur wenn man unterstellt, dass wir längst nicht alle Selektionseffekte entdeckt haben, weil die meisten sich nicht in den Daten niederschlagen, ist diese Schlussfolgerung fragwürdig. Umgekehrt: Nur wenn angenommen werden darf, alle massgeblichen Selektionseffekte seien weggefiltert worden, darf man den „Lock-in-Effekt“ als echt verursachende Grösse in Anschlag bringen. Doch der „Lock-in-Effekt“ ist in der Tat keine glaubwürdige Erklärung für die negative Wirkung der aktivierenden Massnahmen, weil ihr Zeitumfang weit entfernt ist vom Zeitaufwand in den verfügbaren externen Integrationsmassnahmen. Was könnte also sonst noch als Erklärung herhalten? Am nahe liegendsten ist, dass die Berater mit den nicht-finanziellen Massnahmen häufig primär gar nicht die Absicht einer im engen Sinn arbeitsmarktlich „aktivierenden“ Sozialhilfe verfolgen, also ihr Ziel primär gar nicht ist, die von ihnen betreuten Personen möglichst rasch und nachhaltig wieder in den ersten Arbeitsmarkt zu bringen. Sollte dies aber dennoch der Fall sein, dann zeigt das empirische Resultat, dass die Berater häufig eine scheinwirksame Aktivität entfalten, um damit wohl zu kaschieren, dass man hinsichtlich der Beeinflussbarkeit der Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt oftmals hilf- und ratlos ist – und dies eben nicht allein beim grossen Altbestand, sondern auch bei jenem Personenkreis, der sich erst vor relativ kurzer Zeit bei der Sozialhilfe angemeldet hat.

Im Anhang 6 (vgl. Seite 220 ff) ist eine vertiefende Diskussion zur Interpretierbarkeit der aktivierenden Massnahmen zu finden.

#### 4.3.4. Verbilligung der Krankenkassenprämien

Einerseits ist es möglich, die Gewährung verbilligter Krankenkassenprämien als Selektionsvariable herzunehmen für die i.e.S. aktivierenden Massnahmen in der Sozialhilfe. Dann wird diese Variable, wie oben geschehen, als Proxy interpretiert für Armutsgefährdung, bzw. direkter für eine von Armut beeinflussten aktuellen Lebenssituation (d.h. tendenziell eher für die akzidentielle Form der Armut). Dann lautet der empirisch behauptete Zusammenhang: Je häufiger in einer Gruppe Prämienverbilligungen gewährt werden, desto grösser ist hier die bereits bestehende durchschnittliche Armut, desto stärker ist cet. par. die arbeitsmotivierende Wirkung aufgrund des umgekehrt wirkenden Vermögenseffektes bei zunehmender Armut.<sup>37</sup>

Andererseits aber kann man die Verbilligung der Krankenkassenprämie auch interpretieren als finanziell ansetzende Treatment-Variable der Sozialhilfe, wenn auch in einem weiteren Sinn: Wenn vor und nach der Phase des „buchhalterisch“ registrierten Sozialhilfebezuges die Verbilligungen von Krankenkassenprämien in einer Stadt „Mild“ sehr viel generöser als in einer Stadt „Streng“ gewährt werden, beeinflusst dies auch das Verhalten der Klienten in der Phase des Sozialhilfebezuges selber, auch wenn während der Phase des Sozialhilfebezugs sämtliche Krankenkassenprämien von der Sozialhilfe in allen Städten bezahlt bzw. vergütet werden.<sup>38</sup> Wer z.B. in Stadt „Streng“ rational zu erwarten hat, dass ihm nach Ablösung von der Sozialhilfe wahrscheinlich keine Verbilligung gewährt wird, in Stadt „Mild“ wahrscheinlich aber schon – bei je gegebenem (erwarteten) Nettolohn und gleicher Lebenssituation –, der wird in Stadt „Streng“ viel eher den negativen Anreizen einer „Armutsfalle“ ausgesetzt sein als in Stadt „Mild“. D.h., in Stadt „Streng“ wird das betreffende Individuum eher zögern, eine ihm offerierte Arbeit zu akzeptieren, und er wird auch selber weniger intensiv nach einer Jobgelegenheit suchen. Ausserdem wird er weniger motiviert sein, sich umzuschulen oder sich weiterzubilden. M.a.W.: Die Wirksamkeit der i.e.S. aktivierenden Massnahmen in der Sozialhilfe wird massgeblich beeinflusst durch die finanziellen Bedingungen, die nach Ablösung von der Sozialhilfe zu erwarten sind. Im Extremfall, bei voll wirksamer „Armutsfalle“, wird nach Aufnahme / Ausdehnung der Erwerbsarbeit oder nach Steigerung des Stundenlohns „dank“ Höherqualifizierung das effektiv verfügbare Monatseinkommen kleiner werden als in der Phase des Sozialhilfebezuges (im Erwerbslosenstatus oder im „Working poor“-Status). – Der empirisch wirkende Zusammenhang lautet hier somit: Je häufiger in einer Region Prämienverbilligungen gewährt werden, weil diskretionär umso grosszügiger solche gewährt werden, desto kleiner ist die Gefahr, nach Ablösung aus der Sozialhilfe in eine „Armutsfalle“ zu geraten, desto stärker ist der arbeitsmotivierende Effekt aufgrund des zu erwartenden per saldo steigenden verfügbaren Einkommens. Diese Aussage sollte cet. par. gelten, d.h. insbesondere auch bei gegenwärtig noch konstanter durchschnittlicher Armut bzw. Vermögensausstat-

---

<sup>37</sup> Notwendige Prämisse ist hier, dass ein systematischer Zusammenhang besteht zwischen faktischer Armutssituation und gewährter Prämienverbilligung, dass also zwischen den jeweils zuständigen Amtsstellen kein allzu grosser diskretionärer Ermessensspielraum herrscht.

<sup>38</sup> Die anderen finanziellen Anreizvariablen, die vor oder nach der Phase der Sozialhilfe gewährt werden und daher auch auf die Wirksamkeit der Sozialhilfemassnahmen beeinflussen können, sind aufgrund des „Missing datas“-Dilemmas („keine Antwort gegeben“, weder mit „ja“ noch mit „nein“ geantwortet) leider empirisch viel weniger gut zu analysieren. In der vorliegenden Umfrage ist auch noch nach Mietzinszuschüssen, Stipendien und Alimenterbevorschussung gefragt worden, wobei Mietzinszuschüsse vor/nach der Phase der Sozialhilfe nur in Basel gewährt werden, d.h. hier kein „Missing data“-Problem zum Tragen kommt, sondern die reale Heterogenität in der Sozialstaatslandschaft der Schweiz die entscheidende Rolle spielt.

tung!<sup>39</sup> Das heisst, wir müssen den arbeitsmotivierenden Effekt bestehender Armut zwischen Treatment- und Non-Treatment-Gruppe möglichst vollständig herauszufiltern versuchen.<sup>40</sup>

Versuchen wir, die empirische Bedeutung dieser Wirkhypothese zu testen. Von allen Befragten (1'356 Personen ohne die Personen der D-Gruppe) sind als Referenz-, Kontroll- oder „Non-Treatment-Gruppe“ die „Nein“-Antwortenden (357 Personen) bei der Frage, ob sie Verbilligungen der Krankenkassenprämien erhalten haben, hergenommen worden. An das durchschnittliche Eigenschaftsprofil dieser Referenzgruppe ist das Durchschnittsprofil der „Ja“-Antwortenden (217 Personen) als „Treatment-Gruppe“ angepasst worden sind.

**Tabelle 16: Erfolgsraten Treatment / Non-Treatment Verbilligung von Krankenkassenprämien**

	Anzahl	Gruppe G	Gruppe H
Alle Befragten	1356	45.2	29.0
Alle Antwortenden	574	76.3	42.5
Nein	357	74.5	40.1
Ja	217	79.3	46.5
Ja Selkorr	217	77.0	43.8

Als die potentiell grössten Verzerrungsquellen in der Gruppe der Antwortenden (total 574 Personen) sind folgende drei Eigenschaften sichtbar geworden: „Geschlecht“, „Nationalität“ und „für Kinder aufkommend“. Für diese Variablen haben wir eine Selektionskorrektur vorgenommen.

Hier zunächst die unterschiedlichen Prozentanteile in den beiden Gruppen:

**Tabelle 17: Selektionskorrektur Treatment / Non-Treatment Verbilligung von Krankenkassenprämien**

A17 Krankenkassenprämienverbilligung		
	Ja	Nein
Männlich	53.9	63.6
Weiblich	46.1	36.4
CH	63.6	58.8
Ausländer	36.4	41.2
für Kinder aufkommen	51.6	38.4
nicht	48.4	61.6

<sup>39</sup> Darum ist für diesen behaupteten Wirkzusammenhang ein existierender hinreichend grosser diskretionärer Handlungsspielraum, der zudem je nach zuständiger Behörde systematisch zwischen den Städten schwankt, eine notwendige Prämisse.

<sup>40</sup> Seltsam scheint an dieser Stelle vielleicht, dass in früherem Kontext die Krankenkassenprämienverbilligung ja selber als Proxy bestehender Armutssituation hergenommen worden ist. Doch damals ist eben die Prämienverbilligung nicht als Instrumentalvariable interpretiert worden, sondern als konstant zu haltende exogene Variable in einer Cet.-par.-Analyse. Im Rückschluss bedeutet dies, dass damals mit der bestehenden Armutssituation unbeobachtet eventuell gerade auch die rational zu erwartende finanzielle Anreizsituation der „Armutsfälle“ weggefiltert worden ist. Allerdings kann diese doppelte Eigenschaft nicht perfekt sein, denn sonst müssten jetzt die Erfolgsunterschiede bei der Zielvariable in der Treatment-Gruppe vor und nach Selektionskorrektur aufgrund der Armutssituation praktisch inexistent sein. Die jetzt zusätzlich verwendeten Selektionsvariablen zur Erfassung der Armut dürften gar keinen Wirkeffekt mehr haben. Es zeigt sich nachfolgend zwar, dass diese Unterschiede in der Tat recht klein sind ( $79.3\% - 77.0\% = 2.3\%$ ), aber doch spürbar bleiben.



Lesebeispiel: Unter den „Ja“-Antwortenden, ob sie Verbilligungen bei den Krankenkassenprämien erhalten, sind 53.9% Männer, unter den „Nein“-Antwortenden sind es aber 63.6%. Erst wenn unter den „Ja“-Antwortenden der Männeranteil durch zufallsgesteuerte Umgewichtung auf ebenfalls 63.6% erhöht worden ist, kann man die Wiedereingliederungschance in den ersten Arbeitsmarkt in der „Ja“-Treatment-Gruppe mit jener in der „Nein“-Referenzgruppe vergleichen, ohne befürchten zu müssen, dass das Ergebnis aufgrund eines unterschiedlichen Geschlechtermixes verfälscht worden ist. – Dasselbe kann man auch für den CH-Anteil und den Anteil, der für Kinder aufkommen muss, tun.

In der Treatment-Gruppe gewählter Prämienverbilligungen („Ja“-Kolonne) sind im Vergleich zur Non-Treatment-Gruppe („Nein“-Kolonne) unterrepräsentiert: Männer, Ausländer und Personen, die nicht für Kinder aufkommen müssen. Übervertreten sind entsprechend Frauen, Schweizer und Personen, die für Kinder aufkommen müssen.

Von allen Befragten befinden sich 45.2% innerhalb von Gruppe G im „Ja“-Teil, d.h. bei ihnen besteht die Chance, dass sie dem Drehtüreffekt zu entfliehen vermögen. Von allen Antwortenden auf die Frage, ob sie Krankenkassenprämienverbilligungen erhalten (574 Personen bzw. nur 42.3% aller Befragten), sind aber 76.3% im „Ja“-Teil der Gruppe G! Das heisst, bloss schon der Umstand, ob man auf diese Frage überhaupt eine Antwort geben kann, egal welche, hat einen massiven „Einfluss“, ob man sich in Gruppe G im „Ja“-Teil befindet, also eine intakte Chance hat, dem Drehtüreffekt zu entkommen! Natürlich kann diese Tatsache nicht in einem „kausalen“ Sinn verstanden werden. Vielmehr muss es sich um einen versteckten und zugleich massiv wirkenden Selektionseffekt handeln.<sup>41</sup> Der Umstand, ob man auf diese Frage überhaupt antworten kann, egal ob mit „ja“ oder „nein“, ist wahrscheinlich eine gute Proxy für soziale Integration und soziale Kompetenz. Diese wiederum hat vermutlich einen starken Impact auf die Wiederbeschäftigungschancen in einem nicht-präkären Job.

Dieser überraschend sehr massive statistische Effekt bloss des Antwortverhaltens auf den „Ja“-Anteil für Gruppe G wirft nun auch ein problematisches Licht auf alle jene multivariaten Regressionen, welche mit vielen „Missing datas“ konfrontiert waren. Wir haben darum bereits darauf hingewiesen, dass nur eine Schätzvariante („Basisvariante“) überhaupt kein solches latentes Verzerrungsproblem aufweist, dafür aber in Kauf zu nehmen gewesen ist, dass einige potentiell wichtige exogene Einflussvariablen aus der Schätzung haben ausgeschlossen werden müssen, so dass Cet.-par.-Aussagen hier nur bedingt gültig sind. In alternativen Schätzungen sind sie zwar einbezogen worden, dafür hat sich dann das latente Selektionsproblem aufgrund einiger „Missing datas“ gestellt. Deshalb sind zu den modellexogenen Variablen nur dort zuverlässige Aussagen zu machen, wo sich ihr Einfluss als robust gegenüber (fast) allen Schätzvarianten erwiesen hat.

Kommen wir zur Gruppe der antwortenden 574 Personen: Jene, die keine Verbilligung der Krankenkassenprämien erhalten, also hier mit „nein“ antworten (Non-Treatment-Gruppe), sind zu 74.5% im Erfolgs- bzw. „Ja“-Teil der Gruppe G, haben also zu 74.5% eine gute Chance, dem Drehtüreffekt zu entkommen. Bei den „Ja“-Antwortenden hinsichtlich Prämienverbilligung (Treatment-Gruppe) ist der Erfolgs- oder „Ja“-Anteil in Gruppe G mit 79.3% merklich grösser. Dieses Resultat widerspricht nicht den Erwartungen, sofern man die Vermutung hegt, umso grosszügigere finanzielle Vergütungen v.a. auch nach der Zeit des Sozialhilfebezuges würden qua rationaler Antizipation auf das dadurch positiv beeinflusste verfügbare Erwerbseinkommen den Arbeitsanreiz verstärken (Vermeidung einer „Armutsfalle“).

---

<sup>41</sup> Damit ist unsere oben bei den aktivierenden Massnahmen geäusserte Vermutung bestätigt, dass der ausgewiesene starke „Lock-in“-Effekt auch nach Korrektur der messbaren Selektionen wahrscheinlich noch immer aufgrund von nicht beobachtbaren Selektionen ziemlich stark „verunreinigt“, also verzerrt gemessen wird.

Allerdings ist die gewährte Prämienverbilligung auch eine Proxy für eine bereits bestehende akzidentielle Armutssituation. Auch in diesem Fall ist zu erwarten, dass der Druck, eine Arbeit aktiv zu suchen bzw. zu akzeptieren, grösser wird, je ärmer man ist (umgekehrt wirkender Vermögenseffekt auf das Arbeitsangebotsverhalten). Die nahe liegende Frage ist darum, ob man den Effekt der „Armutsfälle“ vom umgekehrt wirkenden Vermögenseffekt bei zunehmender Armut separieren kann. Dies kann z.T. gelingen, wenn dank zusätzlich verfügbarer Indikatoren der Armutssituation eine diesbezügliche Selektionskorrektur in der Treatment-Gruppe vorgenommen wird. Der verbleibende Erfolgsunterschied bei der Zielvariable wäre dann dem Effekt der „Armutsfälle“ zuzuschreiben.

In der Treatment-Gruppe sind Frauen, Schweizer und Personen, die für Kinder aufkommen müssen, am deutlichsten übervertreten. „Geschlecht“, „Nationalität“ und „für Kinder aufzukommen“ sind daher die potentiell am stärksten selektionsverzerrend wirkenden Variablen. Frauen haben ein bedeutend höheres Armutsrisiko primär nicht wegen noch bestehender Lohndiskriminierung, sondern weil sie bedeutend häufiger für Kinder aufkommen müssen. Wenn also dieser relativ zu starke Armutseinfluss in der Treatment-Gruppe neutralisiert wird, sinkt der Ja-Anteil von 79.3% auf 77.0%. Die theoretische Vermutung, dass eine grössere aktuelle Armutssituation sich „positiv“ auf die Arbeitsmotivation auswirkt, bestätigt sich also empirisch. Allerdings sinkt der Erfolgsanteil in der Treatment-Gruppe nicht unter den Benchmark der Non-Treatment-Gruppe, der sich bei 74.5% befindet. Die restlich verbleibende Differenz von  $77.0\% - 74.5\% = +2.5\%$  ist somit allein noch dem ebenfalls positiv wirkenden Effekt einer Vermeidung der „Armutsfälle“ zuzuordnen.<sup>42</sup>

Wie aus der obigen Tabelle zu entnehmen ist, gelten sämtliche Ausführungen exakt auch für die „Ja“-Zugehörigkeit zu Gruppe H. D.h., die in den Prozentzahlen erkennbare deutliche Niveauverschiebung hat keinen Einfluss auf die Interpretationen, die schon für Gruppe G gemacht worden sind.

Fazit: Die Gewährung verbilligter Krankenkassenprämien kann zwei reale Umstände reflektieren. Sofern kein gesetzlicher Spielraum existierte, würde ausschliesslich eine aktuelle Lebenssituation erfasst, die tendenziell von grösserer Armut gekennzeichnet ist. Doch weil immer auch diskretionäre Handlungsspielräume bestehen, kann diese Variable indirekt zusätzlich die Erwartung messen, nach der Zeit in der Sozialhilfe bei steigender Erwerbstätigkeit nicht in eine „Armutsfälle“ zu tappen, d.h. am Ende nicht mit weniger effektiv verfügbarem Einkommen dazustehen. (Der Grund für Armutsfällen sind ab bestimmten Schwellenwerten des Nettoeinkommens sprunghaft wegfallende Vergünstigungen und Leistungen.) Unter dem Vorbehalt, dass die Datenlage lange nicht perfekt ist, gibt es doch deutliche Hinweise, dass ein „positiver“ Effekt der grösseren Armut auf das Arbeitsangebotsverhalten existiert.<sup>43</sup> Al-

---

<sup>42</sup> Unsere theoretischen Erwartungen haben sich in den empirischen Test zwar alle perfekt erfüllt. Gleichwohl ist bei der vorliegenden Punktschätzung für die Quantifizierung der relativen Anteile (2.5% entfallen auf die vermiedene Armutsfälle, 2.3% auf den umgekehrt wirkenden Vermögenseffekt bei grösserer Armut) einige Vorsicht geboten: Die gemessenen Differenzen sind doch recht klein, und da in den Variablen wohl noch beträchtlich „Noise“ enthalten ist, ist wahrscheinlich erheblicher Spielraum versteckt für die Vertrauensintervalle (die wir nicht identifizieren können). Zudem sind die Erfolgsdifferenzen zwischen den antwortenden und allen teilnehmenden Personen an der Umfrage mit  $76.3\% - 45.2\% = 31.1\%$  um Grössenklassen bedeutender. Dahinter können sich alle möglichen nicht messbaren Quellen für Selektionsverzerrungen verbergen, insbesondere auch solche der Armutssituation, die wir mit den uns effektiv verfügbaren Selektionsvariablen vielleicht nur sehr unvollkommen weggefiltert haben.

<sup>43</sup> Die zur Identifikation der Armut verwendeten Proxy-Selektionsvariablen sind unabhängig von der zu diesem Zweck früher verwendeten Proxy-Variable „gewährte Verbilligung der Krankenkassenprämie“. Letztere ist im aktuellen Kontext verwendet worden, um die Wirkung der Armutsfälle zu identifizieren. Diese Separierung ist gedanklich zwar korrekt, könnte aber empirisch gewisse Verzerrungen oder Unschärfen verursachen, insofern eine finanziell „grosszügigere“ Ausstattung der Klienten dank leichter gewährten Prämienverbilligungen nicht

lerdings ist dieser umgekehrt wirkende Vermögenseffekt auf das Arbeitsangebotsverhalten relativ schwach ausgeprägt. In ähnlicher schwacher Grössenordnung bewegt sich der auch positiv wirkende Effekt aus der Vermeidung der „Armutsfalle“, die durch die grosszügigere Gewährung von Prämienverbilligungen nach der Zeit in der Sozialhilfe zu erfassen versucht wird. Im Vergleich zu diesen beiden Wirkfaktoren hat es allerdings einen sehr viel stärkeren positiven Effekt auf die Wiedereingliederungschance in den ersten Arbeitsmarkt, wenn ein Teilnehmer an der Umfrage überhaupt auf die Frage zu antworten vermag, ob er vor der jetzigen oder nach früheren Phasen eines Sozialhilfebezuges Prämienverbilligungen erhalten hat! Die Fähigkeit, auf diese Frage antworten zu können, induziert somit erhebliche versteckte Selektionseffekte, die vermutlich mit sozialer Kompetenz und sozialer Integration zu tun haben, die wir aber aufgrund des „Missing datas“-Dilemmas nicht direkt zu identifizieren vermögen.<sup>44</sup>

Aus dem Umstand, dass die beiden aus gegenwärtiger oder antizipierter Armut resultierenden Effekte relativ schwache Wirkung haben auf unsere Zielvariablen der Gruppen G und H – zumindest im Vergleich zum Einfluss, den soziale Kompetenz und soziale Integration haben –, darf man aber nicht schliessen, diese beiden Armutsfaktoren seien unwichtig. Denn erstens sind sie doch deutlich spürbar, und zweitens handelt es sich um Faktoren, die durch die Sozialämter relativ leicht zu beeinflussen sind, weil es sich ja in beiden Fällen um die „akzidentielle“ Form der Armut handelt. Dem gegenüber sind die Einflusschancen der Sozialämter auf die soziale Kompetenz und die soziale Integration vermutlich sehr beschränkt, weil sie bereits von der gesamten Lebensbiografie nachhaltig geprägt worden sind. Darum ist es wahrscheinlich, dass sie stark mit der „kulturellen“ Form der Armut interkorrelieren.

#### **4.3.5. Weitere modellexogene Einflussfaktoren auf die Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt**

Wir wechseln jetzt von den Massnahmen- oder Instrumentalvariablen, welche die modellen-dogene Zielvariable absichtlich zu beeinflussen versuchen, zu den übrigen Variablen, welche auch noch unwillkürliche Wirkungen auf die Zielvariable haben können. Es handelt sich hierbei um Umweltbedingungen und persönlich zurechenbare Eigenschaften. Deshalb spielen sämtliche Selektionseffekte, die durch absichtliches Profiling ex ante zwischen Treatment- und Non-Treatment-Gruppe herbeigeführt worden sind, jetzt keine Rolle mehr.

---

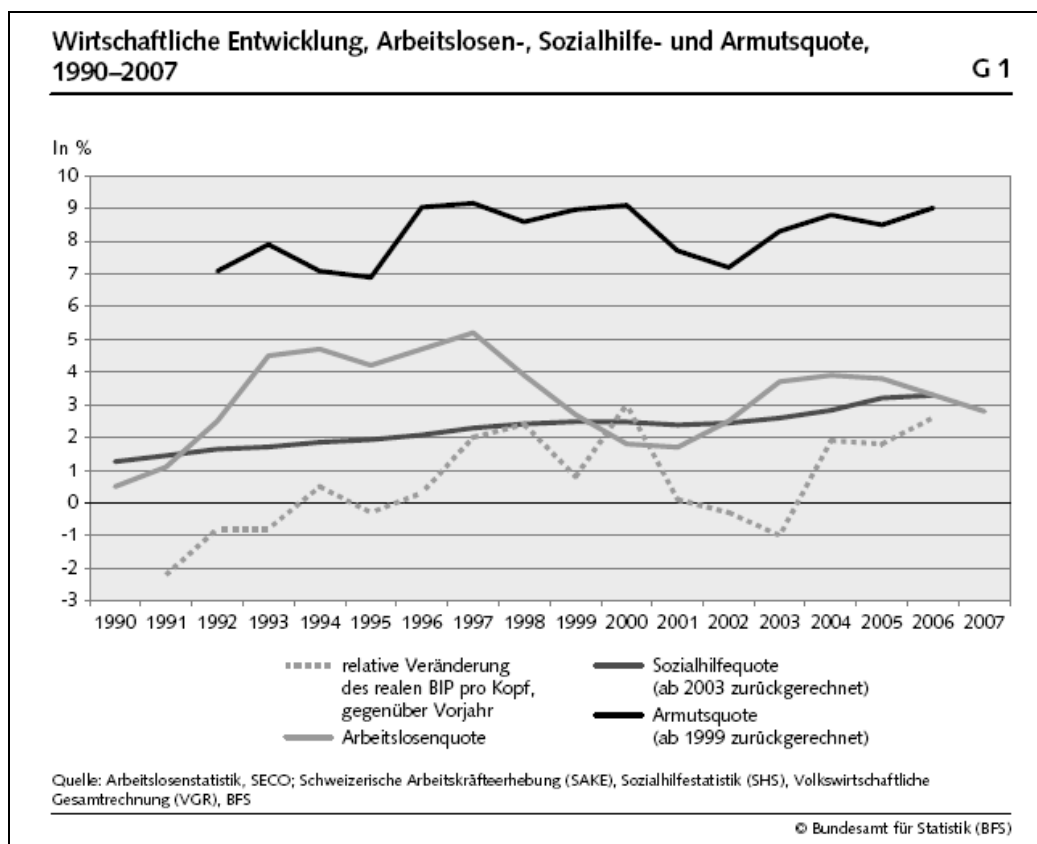
nur die Vermeidung der „Armutsfalle“ verstärkt und somit das Arbeitsangebotsverhalten verbessert, sondern zugleich dazu führen kann, dass sich gleichzeitig die Armutssituation so spürbar verbessert, dass sich auch der „positive“ Effekt grösserer Armut auf die Arbeitsmotivation abschwächen muss! Es könnte also sein, dass der von uns gemessene Effekt der Vermeidung der Armutsfalle unterschätzt worden ist, weil in der Messung bloss noch der Per-saldo-Wert aus positiv wirkender Vermeidung der Armutsfalle und negativ wirkender Abschwächung des Armutseffekts sichtbar wird. Man kann auch formulieren, unsere Interpretation der Wirkung der Prämienverbilligung geht im aktuellen Kontext stillschweigend davon aus, dass der auf das Arbeitsangebotsverhalten negativ wirkende Effekt aus abgeschwächter Armut vernachlässigbar ist. Diese Annahme ist aber auch plausibel, weil einerseits diskretionär (!) gewährte Prämienverbilligungen sich immer nur auf die antizipierte Situation nach der Phase des Sozialhilfebezuges richten kann und nicht auf die aktuelle Vermögenssituation in der Sozialhilfe, und weil andererseits die je aktuelle Vermögenssituation durch andere Selektionsvariablen kontrolliert wird.

<sup>44</sup> Man könnte höchstens indirekt versuchen, aus der Korrelation des Antwortverhaltens mit anderen Proxys für soziale Kompetenz und soziale Integration zurückzuschliessen, wie stark diese sozialen Faktoren wirken. Doch für diese Proxy-Variablen müssten dann die Antworten in der Umfrage vollständig gegeben worden sein, was indessen nie der Fall gewesen ist.

Wir stützen uns im Folgenden auf die Schätzvarianten der multivariaten Regressionen. Die unfreiwillig in Kauf zu nehmenden Selektionseffekte einerseits zwischen der Gundgesamtheit und dem von den Sozialämtern gelieferten Sample, andererseits zwischen dem Sample und den Umfragedaten müssen nicht mehr im Einzelnen diskutiert werden, weil auf der Ebene der Datenverfügbarkeit zumindest in Bezug auf die drei verfügbaren Selektionsvariablen (Nationalität, Alter und Geschlecht) keine massgeblichen Verzerrungseffekte gemessen werden konnten. Der neue Ausgangspunkt ist daher jene Schätzvariante, die nur solche modellexogenen Variablen berücksichtigt hat, die keine „Missing datas“ haben („Basisvariante“). Denn bei dieser Variante ist die Gefahr, dass auf Datenbeobachtungsebene weitere unbemerkte Selektionseffekte wirksam werden, inexistent. Weil allerdings auch noch andere exogene Variablen von theoretischem Interesse sind, nehmen sämtliche weitere Schätzvarianten zwar jeweils einige weitere dieser „an sich interessanten“ Einflussvariablen auf, dadurch aber wird das Beobachtungsfeld mehr oder weniger eingeschränkt, was bisweilen zu spürbaren Veränderungen v.a. in den relativen Einflussstärken und den Signifikanzen der „gleichen“ Variablen führt. Ein Vorzeichenwechsel bei gleichzeitig unveränderter Signifikanz findet zum Glück aber nie statt.

Nachfolgend zur Übersicht eine BFS-Grafik<sup>45</sup>, welche BIP-Veränderung, Arbeitslosigkeit, Sozialhilfe und- Armutsquote in eine (implizite) Verbindung setzt:

**Abbildung 27: Entwicklung der BIP-Veränderung, Arbeitslosen-, Sozialhilfe- und Armutsquote**



<sup>45</sup> BFS (hg), Sozialhilfe- und Armutsstatistik im Vergleich. Ähnliche Risikogruppen, aber Unterschiede in der zeitlichen Entwicklung, Medienmitteilung vom 7. April 2009

#### 4.3.6. Langfristig exogen bleibende, potentiell diskriminierende Faktoren

- Alter

Das Alter hat sowohl in der Basisvariante als auch in den meistens anderen Varianten (ohne zu viele „Missing datas“) einen sehr schwach negativen, aber signifikanten Einfluss (Beta-Wert +/- 0.03 = 3%). Je älter, desto ganz geringfügig kleiner wird die Chance, in Gruppe G oder H von 0 (nein) zu 1 (ja) zu wechseln. Pro zusätzliches Altersjahr verringert sich die Reintegrationschance scheinbar geringfügig um 3%. Nur einmal ist das Alter knapp nicht signifikant, und einmal hat es einen sehr schwach positiven Einfluss. Es existiert hier scheinbar ein klarer Widerspruch zum deskriptiv-erklärenden ersten Teil der Studie, die sehr deutlich geringere Wiedereingliederungschancen für die älteste Altersgruppe (50-65 Jahre) nachzuweisen scheint. Zudem sprechen frühere Studien<sup>46</sup> von einem viel klareren negativen Einfluss zunehmenden Alters.

Wie also ist dieser (scheinbare) Widerspruch aufzulösen? Dass die multivariate Analyse mit der Integration immer weiterer modellexogener Variablen den separaten Einfluss allein des Alters immer klarer zu identifizieren vermag, weist keinen Ausweg aus dem Dilemma, weil dadurch der „je noch verbleibende“ Alterseinfluss tendenziell weiter verkleinert wird. Wir sollten aber im Gegenteil eine bisher verborgen gebliebene Unterschätzung des Alterseinflusses entdecken.

Nun, die nahe liegendste Erklärung des bisher zu schwach nachgewiesenen Alterseinflusses ist, dass eine verdeckte reale Wirkung existiert, die durch eine Regressionsschätzungen nicht direkt nachweisbar ist. Der Verdacht fällt auf eine mögliche „Nicht-Linearität“ mit steigendem Alter, d.h. zunächst (vermutlich) zunehmende, dann etwa gleich bleibende und schliesslich immer stärker abfallende Reintegrationschancen. Allerdings konnte keine signifikante Nicht-Linearität entdeckt werden, solange die Altersvariable nicht gruppiert wurde. Erst nach einer scheinbar „gröberen“, „ungenaueren“ Einteilung in drei Altersgruppen (18-29 Jahre, 20-49 Jahre, 50-65 Jahre) offenbarte sich, dass die älteste Gruppe sehr deutlich geringere Wiedereingliederungschancen besitzt. Das Resultat aus dem deskriptiv-erklärenden ersten Teil der Studie konnte damit bekräftigt werden. Dies ist aber nicht so trivial, wie es zunächst tönt. Denn die multivariate Analyse kontrolliert auch viele andere Einflüsse, mit denen das Alter negativ oder positiv kovariert (z.B. ziemlich deutlich positiv mit einer düster werdenden Zukunftsaussicht). Aber auch nach Bereinigung solcher kovariierender Einflüsse zeigt zumindest die dritte Altersgruppe nun einen klar negativen „Einfluss“ an. („Einfluss“ ist nicht zwingend wörtlich zu nehmen, weil damit noch nichts über die Art der Kausalität und die genaue Kausalitätsrichtung ausgesagt ist. Insbesondere ist nicht klar, ob hier „echte Altersdiskriminierung“ zum Ausdruck kommt.)

Es besteht allerdings eine wichtige Ausnahme: Sobald auch für subjektive Einschätzungen der Zukunft mitkontrolliert wird (v.a. bezüglich der Arbeitsmarktchancen), bleibt der klar negative „Einfluss“ der dritten Altersgruppe zwar bestehen, aber die Signifikanz lockert sich beträchtlich auf jetzt immerhin 13.55% Irrtumswahrscheinlichkeit (was i.A. als Indiz für „Nicht-

---

<sup>46</sup> Vgl. u.a.: BFS (hg): Erwerbstätigkeit der Personen ab 50 Jahren. Eine Untersuchung zu den Ergebnissen der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung und der Lohnstrukturerhebung, Neuchâtel 2008; M. Egger, R. Moser, N. Thom, Arbeitsfähigkeit und Integration der älteren Arbeitskräfte in der Schweiz – Studie I, SECO, Bern 2008; AMOSA (hg), Langzeitarbeitslosigkeit. Situation und Massnahmen, Zürich 2007

Signifikanz“ gelesen wird). Zu bedenken ist auch, dass nach Einbezug der Variablen zur subjektiven Zukunftseinschätzung der „Non response“-Anteil auf rund 40% ansteigt, so dass beträchtliche Selektionseffekte die betreffende Schätzvariante verzerren könnten.

- Nationalität

In der Gruppe, die bereits aus Sozialhilfebezüger besteht, haben keine zusätzlich „diskriminierenden“ Faktoren gegenüber den Ausländern nachgewiesen werden können, sobald für jene Faktoren kontrolliert worden ist, die typischerweise bzw. relativ häufiger mit dem Ausländerstatus zusammen auftreten (wie z.B. Schwierigkeiten mit der Umgebungssprache am Wohnort).

- Geschlecht

Sobald für „typisch weibliche“ Eigenschaftsprofile mit kontrolliert wird, also z.B. für den Umstand, für Kinder aufkommen zu müssen, hat das Geschlecht keinen separaten signifikanten Einfluss mehr. D.h., das Geschlecht ist kein eigenständiger bzw. kein „echter“ Diskriminierungsfaktor.<sup>47</sup>

#### **4.3.7. Langfristig beeinfluss- und gestaltbare „rationale“ Humankapitalfaktoren**

- Die Kompetenz in der Umgebungssprache am Wohnort

Diese Eigenschaft hat zwar zweimal einen deutlich positiven Einfluss, viermal jedoch keinen signifikanten Einfluss.<sup>48</sup> In einer Schätzvariante, die die Kompetenz in der Umgebungssprache mit der Variable „seit Geburt in der Schweiz“ zusammen bringt, zeigt sich eine sehr unplausible negative Korrelation von -10.69% zwischen den beiden exogenen Variablen. (Wer „Kompetenz in der Umgebungssprache“ ausweist, ist tendenziell eher nicht seit Geburt in der Schweiz!)<sup>49</sup> Weil aber im Gegensatz zur „Kompetenz in der Umgebungssprache“ die Variable

---

<sup>47</sup> Sofern es korrekt ist, dass Mütter häufiger und stärker mit den „Erziehungslasten“ konfrontiert sind als Väter, würde sich hier eine objektiv wirkende Benachteiligung der Mütter widerspiegeln, die „strukturell“ bedingt wäre – unabhängig davon, ob die Mütter diese Lasten „freiwillig“ oder „zwangsweise“ übernehmen. Diese „typisch weibliche“ Lebenssituation könnte man auch als „Diskriminierung“, eben als „strukturelle Diskriminierung“ bezeichnen, die von der „echten Diskriminierung“ zu unterscheiden wäre. Letztere passiert z.B. dann, wenn Frauen unter strikten Cet.-par.-Bedingungen (!) von den Arbeitgebern schlechtere Jobchancen eingeräumt bekommen, also einfach deshalb, „weil“ sie weiblich sind. Ein solcher Einfluss konnte die vorliegende Studie statistisch nicht nachweisen. – In empirischen Untersuchungen zur Identifikation „echter Diskriminierung“ stellt sich das zusätzliche Problem, dass sie sich oft mit der sog. „unechten“ oder „statistischen Diskriminierung“ versteckt vermischt. Genau genommen haben wir hier also bloss zeigen können, dass der Per-saldo-Effekt aus echter und unechter Diskriminierung keine Rolle spielt für die Wiedereingliederungschancen der Frauen in den ersten Arbeitsmarkt. Dem gegenüber haben wir nachweisen können, dass die „strukturelle Diskriminierung“ sehr wohl eine bedeutende Rolle spielen kann – wobei allerdings fraglich ist, ob man hier wirklich von „Diskriminierung“ sprechen sollte. Der Ausdruck erscheint uns eher irreführend, weil er irgendwelche diskriminierenden Intentionen und Handlungsweisen nahe legt, die bei „struktureller Diskriminierung“ indessen nie auftreten müssen, sondern sich z.B. „kulturell“ eingetragenen Wertvorstellungen und eingelebten Traditionen über geschlechtsspezifische Lebensplanungen und Rollenbilder verdanken.

<sup>48</sup> Dies kann auch damit zusammenhängen, dass in den letzten vier Schätzungen das Problem der „Missing data“ ausgeprägter aufgetreten ist und gerade bei den verbliebenen Beobachtungseinheiten die Varianz sehr klein war oder der Noise-Anteil sehr gross.

<sup>49</sup> Diese Nicht-Robustheit zwischen den Schätzvarianten wird wohl verursacht durch Multikollinearität zwischen den beiden Variablen. Nach Einbezug der Einflussvariablen „seit der Geburt in der Schweiz“ wird jetzt diese

„seit Geburt in der Schweiz“ eine hohe Missing datas-Rate verursacht und damit potentiell beträchtliche Selektionsverzerrungen, sollte man letzterer keine allzu grosse Interpretationskraft zubilligen. Man könnte auch argumentieren, dass wer auf die Frage, ob er seit Geburt in der Schweiz lebe, weder mit ja noch mit nein zu antworten vermag, mit sehr hoher Wahrscheinlichkeit keine grosse Kompetenz in der Umgebungssprache am Wohnort besitzt. Die erwähnte unplausible negative Korrelation wäre dann in hohem Masse einem Selektionseffekt geschuldet. Schliesslich ist zu erwähnen, dass man versuchen kann, die Variable „seit Geburt in der Schweiz“ nicht nur wie oben als (unvollkommene) Proxy für „Kompetenz in der Umgebungssprache“ zu interpretieren, sondern auch als solche eines potentiell diskriminierenden Faktors („Ausländerfeindlichkeit“). Die Grenzen werden noch fließender, wenn man bedenkt, dass beide Variablen gewisse Aspekte der „sozialen Integration“ zu messen vermögen (hier qua kultureller Assimilation), diese aber wieder im Sinne eines erweiterten Humankapitalbegriffs entziffert werden kann (günstig für die soziale Kompetenz und damit für die Vermittlungsfähigkeit am Arbeitsmarkt), aber auch als Ausdruck eines bloss diskriminierenden Verhaltens.

Unser Fazit: Da v.a. die Basisvariante unserer Schätzungen einen klar positiven Einfluss anzeigt, können wir davon ausgehen, dass die Kompetenz in der Umgebungssprache am Wohnort auch in der sozialen Realität – und nicht bloss als statistisches Artefakt – einen deutlich positiven Einfluss auf die Wiedereingliederungschance ausübt. Der Grund für unser Vertrauen ist, dass die Basisschätzung keine Missing datas enthält und damit keine Selektionseffekte erzeugt. Davon unabhängig ist jedoch, dass die Variable mehrere nicht direkt messbare Aspekte der sozialen Realität teilweise widerspiegeln könnte, erstens die engeren Humankapitalfaktoren der allgemeinen Sprachkompetenz, zweitens die erweiterten der sozialen Kompetenz, drittens auch gewisse diskriminierende Faktoren der kulturellen Assimilation.

- Die hierarchische Berufsstellung

Sie hat nicht nur in der Basisvariante, sondern auch sonst meistens einen deutlich positiven Einfluss. Nur bei einer Stepwise-Modellierung kehrt das Vorzeichen deutlich, wobei der Grund hierfür nicht klar wird. (Die ursprüngliche „Berufs“-Variable hat zwar meist einen schwach positiven Einfluss zumindest auf dem 10%-Niveau der Irrtumswahrscheinlichkeit für die Signifikanz, aber aufgrund ihrer unklaren Codierungs-Logik ist ihre Interpretation schwierig. Tendenziell – wenn auch mit mehr „logischen Brüchen“ – lässt sich für sie auch eine hierarchische Ordnung herauslesen, dann auch wieder mit je umgekehrten Vorzeichen.) Zusammenfassendes Urteil: Mit an Sicherheit grenzender Wahrscheinlichkeit übt die bisher erreichte Hierarchie im Beruf einen ziemlich deutlich positiven Einfluss auf die Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt aus. Der Grund dürfte sein, dass selbst wenn betriebspezifisches Humankapital bei steigendem beruflichem Aufstieg überproportional wichtig wird und damit bei Stellenverlust und / oder Stellenwechsel auch überproportional viel Humankapital verloren geht, gleichwohl mit dieser Variable unspezifische Humankapitalfaktoren zu messen möglich sind, also z.B. soziale Kompetenz, Selbstkompetenz und Methodenkompetenz.

Es liegt zudem recht nahe, dass wir den wahren positiven Effekt der bisher erreichten hierarchischen Berufsstellung auf die (Re-)Integrationschancen in den ersten Arbeitsmarkt systematisch unterschätzen dürften. Der Grund ist, dass die bisher erreichte Berufsstellung auch in die negative Richtung wirken kann, weil die Vermeidung eines reduzierten sozialen Ansehens in

---

signifikant und die „Kompetenz in der Umgebungssprache“ ist plötzlich nicht mehr signifikant. Ansonsten jedoch scheint bei Nicht-Robustheit der Schätzungen Multikollinearität keine grosse Rolle zu spielen, dafür umso mehr direkt unbeobachtbare Selektionseffekte aufgrund des „Missing datas“-Dilemmas.

einer noch immer vorherrschenden „Arbeitsgesellschaft“<sup>50</sup> ein wichtiges Motiv sein kann, gewisse verfügbare Jobangebote eher abzulehnen. Wäre dieser Effekt wirksam, würden wir als positiven Effekt bloss den Per-saldo-Effekt aus dem „rein“ positiven Humankapital- und dem „rein“ negativen Sozialprestige-Einflussfaktor erfassen. Die beiden je separat wirkenden Effekte könnten wir empirisch nicht einzeln identifizieren.

- Höchste erreichte schulische Ausbildung

Wer keinen beruflichen Abschluss auf Sekundarstufe II aufweist, hat deutlich geringere Chancen auf Reintegration im Vergleich zu Personen mit einem solchen Abschluss. Zusätzliche Ausbildungsabschlüsse üben aber keinen weiteren positiven Effekt mehr aus.

#### **4.3.8. Langfristig nicht beeinflussbare „kulturelle“ Einflussfaktoren**

- Der Wohnort in der Romandie

Der Wohnort in der welschen Schweiz hat einen durchwegs deutlich negativen Einfluss. Die Interpretation, ob hier wirklich ausschliesslich ein „rein kultureller“, nicht beeinflussbarer Effekt spielt, ist nicht so eindeutig, wie es auf den ersten Blick erscheint. In dieser Weise interpretiert hätte er seine Ursachen in auch arbeitsangebotsseitigen Verhaltensweisen („Habitus“), die nicht bloss als arbeitsnachfrageseitige Diskriminierungsfaktoren zu verstehen wären, wie das z.B. bei „Nationalität“ oder auch „Geschlecht“ oft vermutet wird.

Bemerkenswert ist nämlich, dass in einer Schätzvariante, die die Variable „Anteil Neuzugänger in die Arbeitslosigkeit“ einbezieht, nun plötzlich die scheinbar so robuste Variable „Romandie“ als nicht signifikant herausfällt. Bei Nähe besehen ist das aber wenig erstaunlich, sofern bei starker Multikollinearität die Variable „Anteil Neuzugänger in die Arbeitslosigkeit“ einen noch etwas schärferen Einfluss auf die Wiedereingliederungschance in den ersten Arbeitsmarkt anzeigt. Man kann hier auf zwei Arten interpretieren. Entweder betont man, dass die „Neuzugängerquote“ einen bestimmten exogenen Einfluss besser erfasst und die Variable „Romandie“ vergleichsweise deutlich mehr „Noise“ enthält. Rein „formal-statistisch“ ist das natürlich korrekt argumentiert. Oder aber man reflektiert auf die „materiell-inhaltliche“ Ebene und versucht eine „kausale“ Interpretation. Dann muss man zugestehen, dass die Neuzugängerquote eigentlich nichts erklärt, weil der gemessene Effekt wie vom Himmel fällt. Interessant wird es erst, wenn man weiss, dass diese Variable deutlich mit der „Romandie“-Variable korreliert (in Höhe von 30.23%). Dann wird zunächst klar, dass weil in der Westschweiz die Neuzugängerquote grösser ist, auch die Konkurrenz auf dem Arbeitsmarkt – d.h. die Jobsucherzahl pro offener Stelle – grösser ist, so dass die Jobchance für Sozialhilfeempfänger niedriger sein muss als in der Deutschen Schweiz (stärker wirkender Verdrängungseffekt). Doch damit ist noch nicht viel gewonnen, weil für diese (richtige) Erklärung die Neuzugängerquote wieder so behandelt wird, als fiele sie aus heiterem Himmel. Darum muss die eigentlich relevante Frage lauten: Wieso ist ausgerechnet in der Romandie die Neuzugängerquote systematisch grösser? Jetzt kann man die „Romandie“-Variable wieder wie eine „echte“ exogene Variable interpretieren und behaupten, dafür seien „letztlich“ halt nicht beeinflussbare „kulturelle“ Faktoren verantwortlich. Ein Teil der Erklärung mag damit eingefangen werden. (Z.B. ist

---

<sup>50</sup> A. Gorz, Kritik der ökonomischen Vernunft. Sinnfragen am Ende der Arbeitsgesellschaft, Berlin 1989



die Melderate bei den RAVs bei neuer Arbeitslosigkeit in der Westschweiz markant höher.<sup>51)</sup> Für einen anderen Teil ist es aber denkbar, dass die „Romandie“-Variable selber auch nur eine Proxy für andere, (noch) versteckte systematische Einflüsse ist, z.B. für eine typischerweise in der Romandie wertschöpfungsschwächere Branchenstruktur oder für die grössere Nähe zu einem relativ ärmeren Ausland (so dass der grössere Anreiz als in der Deutschen Schweiz besteht, häufiger Jobs mit deutlichem Niedriglohnprofil z.B. für Grenzgänger zu schaffen). Das aber müssen für die vorliegende Studie Mutmassungen bleiben.<sup>52)</sup>

#### **4.3.9. Langfristig beeinflussbare, aber schlecht messbare „weiche“ (De-) Motivationsfaktoren**

- Subjektive Beurteilung der eigenen Zukunft

Die subjektive Beurteilung der zukünftigen Chance auf dem Arbeitsmarkt wird von 1 „sehr gut“ bis 5 „schlecht“ codiert, so dass ein ausgewiesener hoch signifikant deutlicher „negativer“ oder inverser statistischer Zusammenhang mit der Zugehörigkeit zu Gruppe G inhaltlich bedeutet, dass schlechtere subjektive Berufsaussichten (d.h. steigende Variablenwerte) zu einer deutlich geringeren Chance führen, den Drehtüreffekt vielleicht einmal verlassen zu können. Umgekehrt bedeuten bessere subjektive Berufsaussichten eine erhöhte Chance, in Gruppe G von 0 (nein) zu 1 (ja) zu wechseln. Es handelt sich sicher um einen sehr plausiblen Zusammenhang, wobei allerdings unklar bleibt, was alles genau hinter der subjektiven Beurteilung der eigenen Zukunftschancen auf dem ersten Arbeitsmarkt steckt. Ist es bloss eine Proxy für eine „Arbeitsmotivations“-Variable? Sind versteckte, nicht messbare andere Eigenschaften damit miteingefasst? Aus der Interkorrelationsmatrix mit den messbaren anderen modellexogenen Variablen geht hervor, dass zumindest mit den beiden Variablen „Suchen Sie weiterhin Arbeit?“ und „Wie oft haben sie sich schon beim RAV gemeldet?“ ein zwar lockerer, aber klar signifikanter Zusammenhang besteht. Aus diesen Informationen ist in beschränktem Ausmass eine weitere Klärung der Interpretation zu gewinnen, was die subjektive Zukunftsaussicht eigentlich bedeutet. Dass eine trübere subjektive Zukunftsaussicht mit einer selteneren Arbeitssuche einher geht, deutet darauf hin, dass hinter der subjektiven Beurteilung auch gewisse Demotivationsphänomene aufgrund der Langzeitbeschäftigungslosigkeit stecken (sog. „Hysterese“-Effekt der Dauerarbeitslosigkeit). Bestärkt wird diese Vermutung dadurch, dass trübere Zukunftsaussichten signifikant auch mit einer grösseren Zahl bisher erfolgter RAV-Anmeldungen korreliert. Somit: Rein statistisch gesehen hat die subjektive Beurteilung der Zukunftsaussichten einen hoch signifikanten, deutlichen Effekt auf die Stabilität der Wiedereingliederung in den ersten Arbeitsmarkt. Auf „direkt kausale“ Weise kann dieser statistische Zusammenhang aber nicht sinnvoll interpretiert werden (etwa dass wer sich nur stark genug bemüht, die Zukunft schön und rosig zu sehen, auch objektiv mehr Erfolg auf dem Ar-

---

<sup>51)</sup> Das impliziert allerdings, dass der oben geschilderte stärkere Verdrängungseffekt in der Westschweiz z.T. nur einer statistischen Illusion geschuldet ist, die wiederum durch „kulturell“ bedingte unterschiedliche Melderaten verursacht worden ist.

<sup>52)</sup> Immerhin zeigt eine jüngst publizierte Studie, dass „bürgerliche Tugenden“ („Finden Sie es zu rechtfertigen, wenn man die Arbeitslosenversicherung betrügt?“) einen deutlichen Effekt auf die Kosteneffizienz der Arbeitslosenversicherung hat, und dass solche bürgerlichen Haltungen z.B. zwischen romanisch-südlichen und nördlichen Ländern im Durchschnitt deutlich variieren. Auch sind analoge „kulturspezifische“ Moral hazard-Effekte für die Invaliden- und Krankenversicherung entdeckt worden. Zu vermuten ist also, dass auch im Bereich der Sozialhilfe ähnliche Einflüsse spielen, obwohl sie in dieser Studie nicht explizit erwähnt werden: Y. Algan, P. Cahuc, Civic Virtue and Labor Market Institutions, in: American Economic Journal: Macroeconomics 2009, 1:1, S. 111 – 145.

beitsmarkt hat). Vielmehr gibt es deutliche Hinweise, dass die Zukunftsaussichten in wesentlichen Aspekten bloss einen Demotivationseffekt der bisherigen Langzeitarbeitslosigkeit reflektiert. Dadurch wird eine inhaltlich sinnvolle Interpretation möglich: Die Dauerarbeitslosigkeit ist erstens objektiv und direkt eine Prognosevariable für die (verringerte) Chance, den Drehtüreffekt in Zukunft verlassen zu können (objektiver „Hysterese“-Effekt, z.B. weil die Dauer der Arbeitslosigkeit eine Proxy für das Ausmass an bereits zerstörtem Humankapital ist). Zweitens aber ist sie auch indirekt über ihre psychologisch negativen Auswirkungen ein valider Indikator für die (verkleinerte) Chance einer stabilen Wiederbeschäftigung (subjektiver „Hysterese“-Effekt). Zusammenfassendes Urteil: Mit dem hoch signifikanten, deutlichen Zusammenhang zwischen einer subjektiv schlechteren Zukunftsaussicht und der schlechteren Chance der Arbeitsmarktreintegration hat man sehr wahrscheinlich den Resignationseffekt bzw. den subjektiven „Hysterese“-Effekt der Langzeitbeschäftigungslosigkeit gemessen.

- Schon einmal beim RAV gewesen

Ob man früher schon einmal beim RAV angemeldet gewesen ist, hat einen klar positiven Einfluss auf die Chance, den Drehtüreffekt eventuell hinter sich lassen zu können. Es ist sehr plausibel, dass *cet. par.* „Ausgesteuerte“ bessere Reintegrationschancen haben als jene Personen, die direkt aus der Sozialhilfe zum ersten Mal in die rauhe Welt des ersten Arbeitsmarkts geschickt werden. Dahinter könnten sich aber auch stark wirkende Selektionseffekte verbergen. D.h. noch nie ausgesteuert gewesene Personen, die sich aktiv um einen Job bemühen, sind mit viel grösserer Wahrscheinlichkeit Jugendliche, die den Sprung ins Arbeitsleben erst noch schaffen müssen<sup>53</sup>, im Vergleich zu jenen Personen, die bereits einmal ausgesteuert gewesen sind.<sup>54</sup> Drittens könnte die Variable auch Aspekte der Arbeitsmotivation anzeigen: Bei einem Personenkreis, der bereits in der Sozialhilfe ist, kann die Tatsache, dass jemand schon einmal beim RAV gemeldet gewesen und dort eventuell ausgesteuert worden ist, ein grobes positives Indiz dafür sein, innerhalb dieses Personenkreises (!) überdurchschnittlich arbeitsfreudig und arbeitswillig zu sein. – Zusammenfassendes Urteil: Der entdeckte positive Zusammenhang der Wiedereingliederungschance in den ersten Arbeitsmarkt mit dem Umstand früherer RAV-Anmeldungen ist empirisch robust und auch inhaltlich plausibel, dennoch aber mehrdeutig interpretierbar.

---

<sup>53</sup> Bei diesen Jugendlichen muss die Eigenschaft „schlecht ausgebildet“ nicht zwingend überrepräsentiert sein. Wenn aber doch, dann kann es sich hierbei auch um einen versteckten Vermögenseffekt handeln, weil „gut ausgebildete“ Jugendliche meist aus bildungsnahen, reicheren Haushalten stammen (gemäss PISA-Studie, vgl. E. Ramseier, C. Brühwiler, Herkunft, Leistung und Bildungschancen im gegliederten Bildungssystem: Vertiefte PISA-Analyse unter Einbezug der kognitiven Grundfähigkeiten, in: Schweizerische Zeitschrift für Bildungswissenschaften 25 (1) 2003, S. 1 – 35), die sich nach erfolgloser Jobsuche weniger häufig beim RAV melden müssen und z.B. privat finanzierte Weiterbildungen „dazwischen schieben“ können (Phänomen der ev. sogar steigenden „versteckten Arbeitslosigkeit“ auch unter gut qualifizierten Jugendlichen).

<sup>54</sup> Ein solcher Selektionseffekt kann bei der Frage, ob man bereits früher Sozialhilfe beansprucht hatte, nicht hineinspielen. Darum ist der hier ausgewiesene Effekt auch nicht mehr positiv, sondern klar negativ. Zu erklären ist dieser Umstand sehr wahrscheinlich mit einem Demotivierungseffekt aus der (wiederholten) Langzeit-Beschäftigungslosigkeit (subjektiver „Hysterese“-Effekt). Gerade im nächsten Punkt wird dies näher erläutert werden.

#### 4.3.10. Finanzielle Anreizfaktoren

- Verbilligung Krankenkassenprämien und Alimentenbevorschussung

Nebst den nicht-finanziellen Instrumentalvariablen, die den Sozialhilfebehörden zur Verfügung stehen (also den unterstützenden und kontrollierenden Massnahmen der i.e.S. aktivierenden Sozialhilfe und den verfügbaren externen Integrationsmassnahmen) sind diese Instrumentalvariablen, die mit negativen und positiven finanziellen Anreizen operieren, nur dann von Belang, wenn das betreffende Sozialamt auch wirklich einen diskretionären Handlungsfreiraum hat. Bei den hier erfragten finanziell relevanten Einflussfaktoren (Krankenkassenprämienverbilligung, Alimentenbevorschussung, Mietzinszuschüsse, Stipendienbeiträge) scheint das aber offensichtlich nicht der Fall zu sein, weil sie erstens rechtlich in diesen Bereichen gar nicht die Entscheidungsgewalt haben, und weil zweitens die betreffenden finanziellen Leistungen scheinbar vollständig gesetzlich gebunden sind. Doch diese Gegenargumente stimmen nur beschränkt. Zum einen sind auch „gesetzlich bindende“ Regelungen stets eine Sache der Auslegung, zumal in der föderalen Schweiz, wo übergeordnete Gesetze oft nur den Charakter von lockeren Rahmenbedingungen (z.B. einzuhaltenden Mindestnormen) haben. Zum andern muss der relative Ermessensspielraum nicht zwingend auf die Institution der für konkrete „Ansprüche“ „zuständigen“ Behörde bezogen sein, sondern kann auch auf die Rechtsregion zutreffen, in welcher der Sozialhilfeempfänger insgesamt Leistungen zu beziehen berechtigt ist. Überinstitutionell betrachtet ist das Sozialamt bloss eine Instanz innerhalb eines Lebensraums, dessen gesamthaften sozialstaatlichen Bedingungen die Verhaltensweise des Individuums beeinflussen – und damit auch die Wirksamkeit der Instrumente, über welche das Sozialamt effektiv verfügt.<sup>55</sup>

Wo hingegen das Sozialamt mit finanziellen Instrumenten eine direkte Einflussnahme bewirken könnte, also z.B. mit angedrohten Sanktionen in Form von verzögerten oder gekürzten Geldzahlungen der Sozialhilfe, sind aus nahe liegenden Gründen – es sind nur Sozialhilfeempfänger befragt worden – keine zuverlässigen („vertrauenswürdigen“) Datenerhebungen möglich gewesen. Hier besteht also weiterhin eine potentiell wichtige Datenlücke.

Aufgrund des Missing datas-Problems haben nur zwei Variablen, welche finanziellen Anreizwirkungen messen sollen, berücksichtigt werden können: Dummies für Zahlungen zur Verbilligung der Krankenkassenprämien und zur Alimentenbevorschussung. Wegen merklicher Interkorrelation zwischen den beiden Variablen nahmen wir jeweils nur eine Variable in die Schätzvarianten auf. Resultat: Irrtumswahrscheinlichkeit der Signifikanz zwischen 12.9 und 15.9%, also nicht akzeptabel, wenn man höchstens 10% tolerieren will.

In Kontrollschätzungen, die bereits auf Datenerhebungsstufe Selektionseffekte haben ausmachen wollen, sind durchwegs keine markanten Änderungen der Einflussstärken der modell-exogenen Variablen aufgetreten, und die Wirkrichtungen und Signifikanzen haben sich nie geändert. Eine bedingte Ausnahme bilden allein die finanziellen Anreizvariablen im hier gemeinten Sinn. War die Variable „Verbilligung der Krankenkassenprämien vorher bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 15.9% signifikant (bzw. auf dem 10%-Niveau nicht signifikant), so ist sie jetzt immerhin bei nur noch 6.7% Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant (bzw. nur noch auf dem strengen 5%-Niveau knapp nicht signifikant) – allerdings mit weiterhin „falschem“ Vorzeichen: Eine verstärkte Inanspruchnahme von Krankenkassenverbilligungen vergrössert cet. par. tendenziell die Chance, in Gruppe G von 0 zu 1 zu wechseln, d.h. dem

---

<sup>55</sup> Wir haben dieses Problem in Kapitel 4.3.4 in etwas anderem Licht und bereits konkreter analysiert, als die Verbilligung der Krankenkassenprämien als Treatment-Variable interpretiert worden ist.

Drehtüreffekt eventuell entfliehen zu können. Die Hypothese, umfangreichere finanzielle Leistungen vor oder nach der Zeit des Sozialhilfebezuges könnten zu einem umso stärkeren „Einschliesseffekt“ führen (negativer Arbeitsanreiz → negativer Hysterese-Effekt länger dauernder Beschäftigungslosigkeit), scheint also falsch zu sein.

Wie fast immer in solchen Schätzungen, sind die Ergebnisse aber nicht völlig eindeutig zu interpretieren. Denn es ist denkbar, dass nicht die diskretionär ausgenützten Verhaltensunterschiede zwischen den Sozialämtern und/oder anderen Amtsstellen (der Gemeinden / Kantone) die entscheidende Rolle spielen, vor oder nach der Zeit in der Sozialhilfe weitere finanzielle Unterstützung leisten zu wollen (oder je nach gesetzlicher Lage auch zu müssen). Vielmehr wäre es auch möglich, dass die strikt individuell zurechenbaren „objektiven“, in die entgegen gesetzte Richtung weisenden Vermögens- und Einkommensverhältnisse einen relativ stärkeren Einfluss ausüben: Je ärmer ein Haushalt, desto grösser der Arbeitsanreiz oder -zwang, desto wahrscheinlicher aber auch, in den Genuss von Krankenkassenprämienverbilligungen zu kommen. Diese Verbilligungen „dürfen“ die divergierenden Armutssituationen aber nicht entscheidend nivellieren, weil sonst eben auch die Arbeitsanreize aus diesem sog. Vermögenseffekt neutralisiert würden.

Fazit: Es kann durchaus sein, dass ein gewisser „Einschliesseffekt“ in die Sozialhilfe von vorher oder nachher eher und grosszügiger gewährten finanzielle Unterstützungen wirkt. Aber der in die Gegenrichtung wirkende positive Arbeitsanreiz aufgrund der grösseren Ausgangsarmut wirkt offenbar deutlich stärker. Die an die Armutssituation geknüpften Unterstützungsleistungen vermögen so gesehen die „positive“ Wirkung der akzidentiellen Armut, sich intensiver um einen nachhaltigen Job zu bemühen, nicht entscheidend zu beeinflussen. Der Effekt der (akzidentiellen Form der) Armut auf den Anreiz, sich möglichst rasch einen möglichst nachhaltigen Job zu ergattern, kann zwar abgeschwächt, aber nicht ins Gegenteil verkehrt werden.

Zu beachten ist, dass damit jene negativen Anreizeffekte noch nicht genügend genau erfasst sind, die entstehen, sobald bei einem Franken Mehrverdienst ein sprunghaft viel tieferes verfügbares Einkommen resultiert. Dies kann passieren, wenn feste Schwellenwerte des Arbeitseinkommens für den Ja/Nein-Entscheid für fixierte finanzielle Vergünstigungen existieren. Diese Form eines weiteren Einschliesseffektes („Armutsfalle“ bzw. „Sozialleistungsfalle“ gemäss der Studie von R. E. Leu et. al.<sup>56</sup>) wirkt nur bei der akzidentiellen Form der Armut, nämlich über streng situativ definierte gewährte und nicht gewährte fixe finanzielle Zuschüsse und Kostenverbilligungen beim Überschreiten des kritischen Schwellenwerts des erzielten Bruttoeinkommens auch nur um einen Franken. Die Existenz solcher Schwellenwerte kann daher dazu führen, dass der marginale Steuer- und Abgabensatz eines zusätzlich verdienten Einkommensfrankens schlagartig auf weit über 100% steigt, so dass über eine grosse Spannweite eines steigenden Arbeitseinkommens das alte Niveau des verfügbaren Einkommens nicht wieder erreicht wird.

Wir könnten jetzt folgern: Auch wenn solche Phänomene in Einzelfällen sehr starke negative Arbeitsanreize zu entfalten vermögen, so sind sie für die deutliche Mehrheit der Sozialhilfeempfänger offenbar von untergeordneter Bedeutung hinsichtlich ihres effektiven Arbeitsangebotsverhaltens. Man kann aber auch hier eine andere Lesart anführen und stattdessen das Problem mangelnder Datenqualität betonen. Dieses ist dann besonders gravierend, wenn die

---

<sup>56</sup> Vgl. R. E. Leu, M. Gerfin, Y. Flückiger, T. Müller, C. Knöpfel, G. Kirchgässner, A. Spermann, Erwerbsabhängige Steuergutschriften: Möglichkeiten und Auswirkungen einer Einführung in der Schweiz, EFD / EDI / EVD, Bern 2007, downloadbar hier:

<http://www.efd.admin.ch/dokumentation/zahlen/00579/00608/00644/index.html?lang=de>

sehr groben Dummy-Variablen zur Erfassung der finanziellen Zusatzvergütungen vor und nach der Zeit der Sozialhilfe mit zu viel „Noise“ behaftet sind, um die eventuell sehr intensiven negativen Arbeitsanreize für einige Sozialhilfeempfänger in ganz engen Schwellenwert-Situationen erfassen zu können.<sup>57</sup>

---

<sup>57</sup> Um dieses Dilemma zu lösen, müsste man wahrscheinlich mit experimentellen Spielsituationen hantieren, die quasi unter Laborbedingungen sehr exakt in der Lage wären, die Arbeitsangebotselastizität von zu antizipierenden langfristig wirkenden Sprungfixkosten unter je verschiedenen Vermögensausstattungen auszutesten.

## 4.4. Fazit: Hauptkenntnisse aus den Ergebnissen von Teil II

### 4.4.1. Beantwortung unserer Hypothesen

Welches *Schlussfazit* können wir ziehen? Zu diesem Zweck soll nochmals auf die eingangs von Kapitel 4.1 formulierten Hypothesen Bezug genommen werden:

#### Kasten 3: Beantwortung der vier Hypothesen

- ad 1: Die erste Hypothese hat sich nicht bestätigt. Denn es bestehen deutliche Zweifel, ob die konkrete Praxis der Jahre 2005 und 2006 wirklich dazu geführt hat, dass die i.e.S. „aktivierende Sozialhilfe“ für die Neuzugänger per saldo nützlich gewesen ist, d.h. ihre Wiederbeschäftigungschance auf dem ersten Arbeitsmarkt kurz- und mittelfristig verbessert hat. (Über die Langzeiteffekte können wir nichts aussagen.)
- ad 2: Die Vermutung, dass situative und biografisch prägend gewordene Armut eine gegenläufige Wirkung auf die Wiedereingliederungschancen zeitigen, hat sich bestätigt.
- ad 3: Die Behauptung, dass finanzielle Anreize v.a. bei situativer Armut wirken, wird durch unsere empirische Untersuchung bekräftigt.
- ad 4: Ebenfalls bestätigt hat sich die Vermutung, dass in der Sozialhilfe (!) der Erwerb von Humankapital nur dann wirksam ist, die Chance auf dem ersten Arbeitsmarkt zu verbessern, wenn der Erwerb von Humankapital den situativ Armutsbetroffenen angeboten wird.

Um zum Schluss von Teil II explizit auf den Titel unserer Studie zurück zu kommen, ob *Erwerbsarbeit für Neuzugänger in die Sozialhilfe ein Privileg* sei:

- Die verfügbaren Instrumente der externen Integrationsmassnahmen und der von den Sozialämtern selber geleisteten nicht-finanziellen Massnahmen sind bestenfalls wirkungslos bzw. werden nicht so eingesetzt, dass sich die kurz- und mittelfristigen (Re-) Integrationschancen in den ersten Arbeitsmarkt jener Neuzugänger in die Sozialhilfe verbessern, die solche Massnahmen verfügt erhalten. Diese Machtlosigkeit (aber nicht zwingend „Unfähigkeit“ oder gar „Unwilligkeit“!) der Sozialämter bedeutet im Rückschluss, dass für einen ziemlich grossen – eventuell (!) nach Konjunkturlage schwankenden – Kreis von Personen Erwerbsarbeit ein Privileg ist, von dem sie dauerhaft ausgeschlossen bleiben. I.e.S. „aktivierende“ Sozialhilfe vermag es bisher nicht, ihre Chance auf einen nicht-prekären Job positiv zu beeinflussen.
- Ebenfalls machtlos im engen „aktivierenden“ Sinn der Sozialhilfe sind die Sozialämter bei Personen, die von bereits lang anhaltender, biografisch prägend gewordener Armut betroffen sind. Sie leiden an einem tief sitzenden Mangel an Selbstvertrauen und Selbstachtung (A. Sen<sup>58</sup>), so dass sich bei ihnen ein generelles Lebensgefühl der „Resignation“ (bzw. der „resignativen Zufriedenheit“<sup>59</sup>) verfestigt hat. Auch für diese Personen ist Er-

<sup>58</sup> Vgl. Fussnote 83.

<sup>59</sup> G. Teckenberg, Arbeitszufriedenheit und Positionsstruktur, in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Jg. 38, 1986

werbsarbeit ein Privileg, von dem sie auf Dauer ausgeschlossen bleiben. Dieser Befund ist unabhängig davon, bzw. wir können es nicht unterscheiden, ob die prägende Armut verursacht worden ist durch individuell fix zurechenbare „Persönlichkeitsmerkmale“ (die selber entweder erziehungsbedingt oder charakterlich bedingt sein können), oder ob sie durch reine Dauerabhängigkeitseffekte („Hysterese“) der Nichtbeschäftigung im ersten Arbeitsmarkt erst entstanden ist, somit im erwerbsfähigen Alter je nach Lebensphase individuell beträchtlich variieren kann.

- Die (Re-)Integrationschancen in den ersten Arbeitsmarkt zu fördern vermögen die Sozialämter allein bei den situativ durch unglückliche äussere Umstände relativ kurzzeitig von Armut betroffenen Personen. Bei ihnen ist allerdings eine spezifisch arbeitsmarktliche „Aktivierung“ oft auch überflüssig, weil sie meistens bereits genug motiviert sind, wieder eigenständig zu werden, indem sie aus eigenem Antrieb möglichst rasch und aktiv auf die Suche nach einer neuen Erwerbsarbeit gehen. Sie benötigen mitunter bloss vorübergehend eine finanzielle Unterstützung oder eine Beratung für Umschulung und Weiterbildung.

#### **4.4.2. Mögliche Empfehlungen aus unserer Evaluation der kausalen Wirksamkeit der im engen Sinn „aktivierenden“ Sozialhilfe**

Wir haben im Wesentlichen die Hauptbefunde aus der „Frühzeit“ der Erfahrungen mit den aktivierenden arbeitsmarktlichen Massnahmen (Ende 90er Jahre) auch in unserer empirischen Untersuchung entdeckt. Ähnlich wie in den ersten Wirksamkeitsevaluationen der aktivierenden Arbeitsmarktpolitik erkennen wir, dass die Massnahmen der i.e.S. aktivierenden Sozialhilfe keine empirisch nachweisbare Wirkung auf die Reintegration der Sozialhilfeempfänger entfalten konnten. Eine der wichtigsten Lektionen von damals gilt darum auch jetzt: *„Keine Massnahme“ zu verfügen kann in vielen Fällen die wirksamste Massnahme sein.*

Die nachfolgenden Empfehlungen für eine arbeitsmarktlich „aktivierende“ Sozialhilfe lehnen sich an die damaligen Empfehlungen für eine „aktivierende“ Arbeitsmarktpolitik an, die inzwischen zu einem breit akzeptierten Konsens in der OECD geworden sind.

- Der Zielkatalog in der Sozialhilfe muss explizit gemacht werden. Sollten gewisse Zielkonflikte zwischen der i.e.S. „aktivierenden“ Sozialhilfe und anderen (legitimen) Zielen sichtbar werden, müssen je separate Zielvereinbarungen und Zeitbudgets für die Betreuer festgelegt werden. Eventuell könnten auch die Finanzbudgets aufgesplittet werden. Ob sich auch die Betreuer funktionsmässig spezialisieren sollten auf entweder ökonomische oder nicht-ökonomische Ziele, ist damit nicht entschieden. Dies bleibt der konkreten operativ-organisatorischen Umsetzung der Zielvorgaben vorbehalten.
- Zumindest die ökonomischen Effizienzziele der i.e.S. „aktivierenden“ Sozialhilfe müssen anschliessend messbar gemacht werden, um eine Erfolgskontrolle der Aktivitäten und Leistungen der Sozialämter durchführen zu können. Damit ist nicht impliziert, dass die Handlungsfreiheit der Berater und Sozialämter eingeschränkt wird. Doch bereits der anhand diverser Indikatoren quantifizierbare Erfolgsnachweis führt dazu, sich permanent und vertieft um möglichst wirksame Massnahmen und Aktivitäten zu kümmern.

- Es sollte auch kein Tabu sein, wenigstens im Bereich der i.e.S. arbeitsmarktlich „aktivierenden“ Sozialhilfe über positive (nicht-)finanzielle Anreize nachzudenken, um besonders erfolgreiche Betreuer und Sozialämter eines Kantons zu weiterhin „kämpferischem“ und innovativem Verhalten zu motivieren.<sup>60</sup>
- Da pauschal „nützliche“ und spiegelbildlich pauschal „unwirksame“ oder gar „schädliche“ Massnahmen nicht existieren, es vielmehr darauf ankommt, wem welche i.e.S. „aktivierende“ Massnahme zu welchem Zeitpunkt zugewiesen wird, ist ein formalisiertes „Profiling“ entscheidend: Es muss von aussen nachvollziehbar und daher dokumentiert sein, aufgrund welcher Entscheidungskriterien jemandem zu welchem Zeitpunkt welche Massnahme zugeordnet worden ist. Erst auf dieser Datengrundlage lässt sich statistisch ermitteln, was man in Zukunft besser machen müsste.
- Eine Triagierung mittels formalisiertem Profiling muss auf der *ersten Stufe* zwischen primär arbeitsmarktlich zu aktivierenden Personen und primär zunächst sozialintegrativ zu stützenden Personen unterscheiden. Auf *zweiter Stufe* sind die arbeitsmarktlich zu aktivierenden Klienten in drei Hauptgruppen zu gliedern: (a) Personen, die selber einen Job zu finden vermögen, so dass alle ihnen zukommenden aktivierenden Tätigkeiten des Sozialamtes überflüssige Leistungen wären (b) Personen, die einen längerfristigen „Nachholbedarf“ haben (Umschulung, Weiterbildung, Sozialkompetenz...), um wieder eine Chance auf dem Arbeitsmarkt zu bekommen (c) Personen, deren Chance auf dem Arbeitsmarkt auch kurz- und mittelfristig durch Aktivitäten des Sozialamtes zu verbessern sind. Nur für die letztere Gruppe ist eine Wirkungsevaluation und ein Benchmarking der aktivierenden Sozialhilfe sinnvoll. Darum kann erst auf *dritter Stufe* ein „umgekehrtes Profiling“, ein sog. „Targeting“, erfolgen: Für jede Massnahme oder Aktivität wird systematisch nach jenen Eigenschaftsprofilen und Umständen bei den Stellensuchenden gefahndet, die den grössten Wirkungseffekt versprechen.

---

<sup>60</sup> Ein Vergleich zwischen den Kantonen – wie im Bereich der ALV – ist wohl noch längere Zeit eine politische Utopie. Noch „unrealistischer“ erscheint ein Kantonsvergleich für einen die Sozialhilfe, die IV und die ALV übergreifenden Erfolgsnachweis. Dies wäre aber ein sinnvolles Fernziel für die „interinstitutionelle Zusammenarbeit“ (IIZ).



# Anhänge

## Anhang 1: Fragebogen

Grüezi-Vorspann

In der Regel müssen alle Antwortmöglichkeiten (ausser „ja“ und „nein“) vorgelesen werden. Wenn sie nicht vorgelesen werden sollen, ist dies angegeben.

1. *(für alle Personen, die sich bei der Sozialhilfe abgemeldet haben)*

Haben Sie im Moment Arbeit?

Ja *(weiter mit Frage 4)*

Nein *(weiter mit Frage 2)*

*(Selbständige Erwerbstätigkeit, Teilzeitarbeit und Zwischenverdienst gelten als Arbeit. Zwischenverdienst ist eine vorübergehende Ersatzarbeit während der Arbeitslosigkeit. Beschäftigungsprogramme gelten nicht als Arbeit.)*

2. *(für alle Personen, die sich bei der Sozialhilfe abgemeldet haben und im Moment keine Arbeit haben)*

Haben Sie seit ..... *(Datum der Abmeldung bei der Sozialhilfe, soll eingeblendet werden)* Arbeit gehabt (selbständig oder angestellt), aber wieder verloren oder aufgegeben? Diese Personen mit der verlorenen Arbeit bilden die Gruppe B1 *(weiter mit Frage 4)*

nie Arbeit gehabt? *(Weiter mit Frage 21)*

3. *(für alle Personen, die sich nicht bei der Sozialhilfe abgemeldet haben)*

Haben Sie im Moment Arbeit?

Ja, mit ergänzender Sozialhilfe *(Weiter mit Frage 4)*

Nein *(Weiter mit Frage 21)*

(Selbständige Erwerbstätigkeit, Teilzeitarbeit und Zwischenverdienst gelten als Arbeit. Zwischenverdienst ist eine vorübergehende Ersatzarbeit während der Arbeitslosigkeit. Beschäftigungsprogramme gelten nicht als Arbeit.)

4. *(für Personen mit Arbeit, inklusive Personen mit ergänzender Sozialhilfe)*

Sind Sie im Moment

unselbständig erwerbend, also angestellt?

selbständig erwerbend?

*(für Gruppe B1)* Waren Sie

unselbständig erwerbend, also angestellt?

selbständig erwerbend?

*(Wenn die Person mehrere Stellen nacheinander hatte, wird nach der letzten gefragt.)*

5. *(für Personen mit Arbeit, inklusive Personen mit ergänzender Sozialhilfe)*

Wann haben Sie Ihre jetzige Arbeit gefunden?

Monat ..... Jahr ..... *(Weiter mit Frage 7)*

*(für Gruppe B1)* Wann haben Sie Ihre damalige (letzte) Stelle gefunden

Monat ..... Jahr ..... *(Weiter mit Frage 6)*

*(für Gruppe B1)*

6. Wie lange hatten Sie die damalige (letzte) Stelle?

..... Monate

*(für Personen mit Arbeit, inklusive Personen mit ergänzender Sozialhilfe)*

7. Haben Sie jetzt  
eine feste Stelle (unbefristeter Arbeitsvertrag)?  
eine befristete Stelle?  
einen Temporär-Job?  
Arbeit auf Abruf?  
eine selbständige Erwerbstätigkeit?

*(für Gruppe B1)*

Hatten Sie  
eine feste Stelle (unbefristeter Arbeitsvertrag)?  
eine befristete Stelle?  
einen Temporär-Job?  
Arbeit auf Abruf?  
eine selbständige Erwerbstätigkeit?

8. *(für Personen mit Arbeit, inklusive Personen mit ergänzender Sozialhilfe)*

Arbeiten Sie jetzt  
Vollzeit?  
Teilzeit?  
Wenn Teilzeit: Zu wie viel Prozent? .....

Wenn Teilzeit: Arbeiten Sie unfreiwillig Teilzeit, das heisst würden Sie eine Vollzeitstelle bevorzugen?  
Ja  
Nein

*(für Gruppe B1)* Arbeiteten Sie

Vollzeit?  
Teilzeit?  
Wenn Teilzeit: Zu wie viel Prozent? .....

9. *(für Personen mit Arbeit, ohne Personen mit ergänzender Sozialhilfe)* Verdienen Sie mit Ihrer jetzigen Arbeit genug, zum Ihren Lebensunterhalt oder den Lebensunterhalt Ihres Haushalts zu bezahlen?

*(für Gruppe B1)* Verdienten Sie mit Ihrer damaligen (letzten) Arbeit genug, zum Ihren Lebensunterhalt oder den Lebensunterhalt Ihres Haushalts zu bezahlen?

Ja  
Nein

10. *(für Personen mit Arbeit, inklusive Personen mit ergänzender Sozialhilfe)*

Wie hoch ist Ihr persönliches ausbezahltes Erwerbseinkommen pro Monat im Moment?

*(für Gruppe B1)* Wie hoch war Ihr persönliches ausbezahltes Erwerbseinkommen pro Monat?

(ungefähre Angabe genügt)

Bis Fr. 500.--

Fr. 501.-- bis 1'000.--

Fr. 1'001.-- bis 1'500.--

Fr. 1'501.-- bis 2'000.--

Fr. 2'001.-- bis 2'500.--

Fr. 2'501.-- bis 3'000.--

Fr. 3'001.-- bis 3'500.--

Fr. 3'501.-- bis 4'000.--

Fr. 4'100.-- bis 5'000.--

Fr. 5'100.-- bis 6'000.--

Fr. 6'100.-- bis 8'000.--

Ueber Fr. 8'000.--

11. *(für Personen mit Arbeit, ohne Personen mit ergänzender Sozialhilfe)*

Wenn Sie den heutigen Lohn mit dem Betrag Ihrer letzten Sozialhilfe vergleichen: Verdienen Sie jetzt

*(für Gruppe B1)* Wenn Sie den damaligen Lohn mit dem Betrag der vorherigen Sozialhilfe vergleichen: Verdienten Sie deutlich mehr?

etwas mehr?

gleich viel?

etwas weniger?

deutlich weniger?

12. (für Personen mit Arbeit, inklusive Personen mit ergänzender Sozialhilfe)

Tragen andere Familienangehörige (Partner, Partnerin, Kinder usw.) zum Haushalteinkommen bei?

ja

nein

13. (für Personen mit Arbeit, inklusive Personen mit ergänzender Sozialhilfe)

(Wenn bei Frage 12 mit ja geantwortet wurde)

Wie hoch ist das gesamte ausbezahlte Einkommen der Familienangehörigen pro Monat im Moment?

Bis Fr. 500.--

Fr. 501.-- bis 1'000.--

Fr. 1'001.-- bis 1'500.--

Fr. 1'501.-- bis 2'000.--

Fr. 2'001.-- bis 2'500.--

Fr. 2'501.-- bis 3'000.--

Fr. 3'001.-- bis 3'500.--

Fr. 3'501.-- bis 4'000.--

Fr. 4'100.-- bis 5'000.--

Fr. 5'100.-- bis 6'000.--

Fr. 6'100.-- bis 8'000.--

Ueber Fr. 8'000.--

14. (für Personen mit Arbeit, inklusive Personen mit ergänzender Sozialhilfe)

Entspricht Ihre jetzige Arbeit Ihren Vorstellungen und Wünschen?

(für Gruppe B1) Entsprach Ihre damalige (letzte) Arbeit Ihren Vorstellungen und Wünschen?

Ja (Weiter mit Frage 17)

Teilweise (Weiter mit Frage 15)

Nein (Weiter mit Frage 15)

(Wenn bei Frage 14 mit teilweise oder nein geantwortet wurde)

15. (für Personen mit Arbeit, inklusive Personen mit ergänzender Sozialhilfe)

Warum entspricht Ihre jetzige Arbeit nicht (oder nur teilweise) Ihren Vorstellungen und Wünschen?

(für Gruppe B1) Warum entsprach Ihre damalige (letzte) Arbeit nicht (oder nur teilweise) Ihren Vorstellungen und Wünschen?

Warum? .....

(Wenn bei Frage 14 mit teilweise oder nein geantwortet wurde)

16. (Für Personen mit Arbeit, inklusive Personen mit ergänzender Sozialhilfe)

Jetzt legen wir Ihnen noch Antwortmöglichkeiten zur gleichen Frage vor: Warum entspricht Ihre jetzige Arbeit nicht (oder nur teilweise) Ihren Vorstellungen und Wünschen?

(für Gruppe B1) Jetzt legen wir Ihnen noch Antwortmöglichkeiten zur gleichen Frage vor: Warum entsprach Ihre damalige (letzte) Arbeit nicht (oder nur teilweise) Ihren Vorstellungen und Wünschen?

Sagen Sie es mir anhand der Antwortmöglichkeiten, die ich Ihnen jetzt vorlese.

(für Personen mit Arbeit) Die jetzige Arbeit entspricht nicht Ihrer Ausbildung

(für Gruppe B1) Die damalige (letzte) Arbeit entsprach nicht Ihrer Ausbildung

Ja

Nein

(für Personen mit Arbeit) Der Lohn ist zu tief

(für Gruppe B1) Der Lohn war zu tief

Ja

Nein

(für Personen mit Arbeit) Die jetzige Arbeit ist nur ein Temporär-Job, nur befristet oder Arbeit auf Abruf

(für Gruppe B1) Die damalige Arbeit war nur ein Temporär-Job, nur befristet oder Arbeit auf Abruf

Ja

Nein

(für Personen mit Arbeit) Die jetzige Arbeit ist nur eine Teilzeit-Stelle, und Sie möchten eine Vollzeit-Stelle

(für Gruppe B1) Die damalige Arbeit war nur eine Teilzeit-Stelle, und Sie wollten eine Vollzeit-Stelle

Ja

Nein

Anderes

(Wenn anderes) Was? .....

17. Haben Sie seit ..... (*Datum der Abmeldung bei der Sozialhilfe, soll eingeblendet werden*) staatliche Zuschüsse an Ihre Krankenkassen-Prämien (Prämienverbilligung) erhalten?

(Wenn ja:) Von wann bis wann? ..... bis .....

(Wenn ja:) Welchen Betrag haben Sie pro Monat erhalten? .....Franken

(Nur für die Städte Basel und Bern)

18. Haben Sie seit ..... (*Datum der Abmeldung bei der Sozialhilfe, soll eingeblendet werden*) staatliche Zuschüsse an Ihre Miete (Mietzinsbeiträge, Wohnbeihilfe) erhalten?

(Wenn ja:) Von wann bis wann? ..... bis .....

(Wenn ja:) Welchen Betrag haben Sie pro Monat erhalten? .....Franken

(Nur für Personen bis und mit dem Alter von 25 Jahren)

19. Haben Sie seit ..... (*Datum der Abmeldung bei der Sozialhilfe, soll eingeblendet werden*) Stipendien erhalten?

(Wenn ja:) Von wann bis wann? ..... bis .....

(Wenn ja:) Welchen Betrag haben Sie pro Monat erhalten? .....Franken

20. Haben Sie seit ..... (*Datum der Abmeldung bei der Sozialhilfe, soll eingeblendet werden*) Alimentenbevorschussung erhalten?

(Wenn ja:) Von wann bis wann? ..... bis .....

(Wenn ja:) Welchen Betrag haben Sie pro Monat erhalten? .....Franken

Ab hier müssen alle zu befragenden Personen antworten, also auch die Personen ohne Arbeit

21. Wie bezahlen Sie Ihren Lebensunterhalt heute? Es sollen alle Einkünfte angegeben werden, nicht nur die wichtigste.

Sagen Sie es mir anhand der Antwortmöglichkeiten, die ich Ihnen jetzt vorlese.

Mit dem Lohn aus regelmässiger Arbeit (*nur für Personen mit Arbeit*)

Ja

Nein

Mit dem Lohn aus gelegentlicher Arbeit

Ja

Nein

Mit dem Geld der Sozialhilfe

Ja

Nein

Mit der Unterstützung Ihrer Lebenspartnerin / Ihres Lebenspartners

Ja

Nein

Mit der Unterstützung von Eltern, Verwandten, Freunden oder Bekannten

Ja

Nein

Mit der Arbeitslosenentschädigung bei neu erworbenem Bezugsrecht

Ja

Nein

Mit dem kantonalen Eingliederungseinkommen (*nur Lausanne: RMR = Revenu minimum de réinsertion*)

Ja

Nein

Mit einer Rente oder mit Taggeldern der Invaliden-Versicherung (IV)

Ja

Nein

Die Anmeldung bei der Invaliden-Versicherung (IV) ist erfolgt, im Moment wird aber noch keine Rente bezahlt

Ja

Nein



Mit einem Stipendium für eine Ausbildung

Ja

Nein

Mit Alimenten

Ja

Nein

Mit einem Bankkredit

Ja

Nein

Anderes

(Wenn anderes) Was? .....

22. (für alle, die keine Sozialhilfe beziehen) Wie ist Ihr Lebensstandard heute im Vergleich zum Zeitpunkt, als Sie Sozialhilfe bezogen?

Viel höher

Etwas höher

Gleich geblieben

Etwas tiefer

Viel tiefer

23. Suchen Sie weiterhin nach einer (anderen) Arbeit?

Ja

Nein

(Wenn die Frage 23 mit nein beantwortet wurde:)

24. Aus welchem Grund suchen Sie keine Arbeit (mehr)?

(Hier sind mehrere Antworten zugelassen. Die Antwortmöglichkeiten sollen nicht vorgelesen werden.)

Sie wollen an Ihrer jetzigen Stelle bleiben (*nur für Personen mit Arbeit*)

Sie fahren mit der Sozialhilfe finanziell besser.

Sie wollen nicht arbeiten.

Sie erhalten (bald) eine AHV-Rente.

Sie erhalten (bald) eine Rente oder Taggelder der Invaliden-Versicherung (IV).

Sie suchen nicht mehr weiter, weil Sie Kinder zu betreuen haben und/oder weil Möglichkeiten zur Kinderbetreuung fehlen.

Der Lebenspartner / die Lebenspartnerin verdient genug zum Leben.

Sie haben die Suche aufgegeben, weil Sie keine Chance mehr sehen.

Anderes

(Wenn Anderes) Was? .....

25. Haben Sie eine Integrationsmassnahme besucht (z. B. Kurs, Beschäftigungsprogramm), wo Ihnen von der Sozialhilfe angeboten wurde?

Ja (Weiter mit Frage 26)

Nein (Weiter mit Frage 27)

(Wenn auf die Frage 25 mit ja geantwortet wurde)

26. Was war das für eine Integrationsmassnahme?

(Listen nicht vorlesen)

(nur für Bern)

- Kurzabklärung
- verlängerte Abklärung
- Portfoliokurs
- Basisabklärung
- Berufliche Vermittlung
- Soziale Integration

(nur für Luzern)

Arbeitsintegrationsprogramme (Dauer ein Jahr):

- Stadt Luzern, Verwaltungsinterne Programme
- Caritas- Luzern, Intervall/ Velodienste
- Schweizerisches Arbeiter Hilfswerk, Integro
- Stiftung Brändi
- Verein The Buez, Büro/Gastro Sonnenberg
- Atelier für Frauen, Horw und Luzern

Beschäftigungsprogramme (unbefristet):

- Verein Jobdach, Wärchstatt
- Interessengemeinschaft Arbeit, Luzern

(nur für Basel)

1. Aktiv Plus
2. Bauteilbörse
3. Bernhardsberg
4. Brockenhaus Lazarus
5. Carron
6. Deutschkurs – ECAP, K5, NSH, Migros, etc.
7. DreiRosen
8. g.e.m.a
9. Gegenleistungsprinzip B2
10. Gewerbeverband -AMIE
11. Gysel Consulting
12. HRM4hire
13. InTeam
14. Interkulturelles Foyer
15. Job Börse
16. Job Club Coaching (Felber, Teuber, ..)
17. Job Factory – Job Training
18. Job Start – Kurzassessment AIZ
19. Kiebitz
20. Kooperation (Vertiefungsassessment, Coaching AIZ)
21. Lotse
22. link zum Beruf

24. Minkner Treuhand
25. move
26. Overall
27. Sahara (Verkauf)
28. Saga
29. Parterre Tangram
30. Peer Education (SAH/InTeam)
31. Plus Minus Schuldenberatung
32. SAH Schweizerisches Arbeiterhilfswerk Lernhaus
33. StartUps – Selbständige
34. Steppenblüte
35. Stoffnetz
36. Surprise
37. Teillohn SSB
38. Tischlein deck Dich
39. Weizenkorn
40. Worklight

(nur für St. Gallen)

- *Stiftung für Arbeit, St. Gallen*
- Stiftung Tosam, Herisau
- Profil, St. Gallen
- Balance, St. Gallen (für Frauen)
- Fit for Job
- Work Shop, St. Gallen
- Heks Visit, St. Gallen (Gemeinnützigearbeit)
- Stiftung Suchthilfe, St. Gallen (Arbeitsprojekte für Suchtabhängige)
- Deutschunterricht (AIDA), St. Gallen
- Eigenes Projekt der Stadt St. Gallen – Arbeit statt Sozialhilfe (für junge Erwachsene)

27. Haben Sie sich schon einmal auf ein regionales Arbeitsvermittlungszentrum (RAV) als arbeitslos gemeldet?

Ja

Nein

(Wenn ja)

einmal

mehrmals

28. Haben Sie vor 2005 schon einmal Sozialhilfe bezogen?

Ja

Nein

29. Haben Sie vor 2005 einmal staatliche Zuschüsse an Ihre Krankenkassen-Prämien (Prämienverbilligung) erhalten?

Ja

Nein

(Nur für die Städte Basel und Bern)

30. Haben Sie vor 2005 einmal staatliche Zuschüsse an Ihre Miete (Mietzinsbeiträge, Wohnbeihilfe) erhalten?

Ja

Nein

(Nur für Personen bis und mit dem Alter von 25 Jahren)

31. Haben Sie vor 2005 einmal Stipendien erhalten?

Ja

Nein

32. Neben der finanziellen Unterstützung bietet die Sozialhilfe auch nicht-finanzielle Hilfen. Von welchen nicht-finanziellen Hilfen auf der Liste, wo ich Ihnen jetzt vorlese, haben Sie Gebrauch gemacht?

Hilfe beim Schreiben von Bewerbungen oder beim Verfassen des Lebenslaufs

Beansprucht

Nicht beansprucht

Hilfe bei der Vorbereitung von Vorstellungsgesprächen

Beansprucht

Nicht beansprucht

Begleitung bei Vorstellungsgesprächen

Beansprucht

Nicht beansprucht

Information über passende offene Stellen

Beansprucht

Nicht beansprucht

Vermittlung von Integrationsmassnahmen (z. B. Beschäftigungsprogramme)

Beansprucht

Nicht beansprucht

Abrechnen mit der Krankenkasse

Beansprucht

Nicht beansprucht

Zahlungen der Miete ausführen

Beansprucht

Nicht beansprucht

Schuldenberatung oder Finanzberatung (Gesuche an Stiftungen, Fonds usw.)

Beansprucht

Nicht beansprucht

Vermittlung von Aufgabenhilfe für die Kinder

Beansprucht

Nicht beansprucht

Hilfe beim Erstellen einer Anmeldung bei der IV

Beansprucht

Nicht beansprucht

Hilfe beim Beantragen von Arbeitslosenentschädigung

Beansprucht

Nicht beansprucht

Vermittlung von sozialen Kontakten für Freizeit und Arbeit

Beansprucht

Nicht beansprucht

Kooperative Begleitung und Unterstützung (z. B. zur Veränderung der Situation)

Beansprucht

Nicht beansprucht

Besprechung von persönlichen Problemen

Beansprucht

Nicht beansprucht

Vermittlung von externen Beratungsangeboten (z. B. Berufsberatung, Ausländerberatung, Suchtberatung usw.)

Beansprucht

Nicht beansprucht

Individuelle Förderung

Beansprucht

Nicht beansprucht

Zielvereinbarungen abmachen

Beansprucht

Nicht beansprucht

(Für Personen mit Arbeit)

33. Wie beurteilen Sie die Aussichten für Ihre berufliche Zukunft (z. B. die jetzige Stelle zu behalten, eine bessere Stelle zu finden, sich sonst beruflich zu verbessern usw.)?

Sehr gut

Gut

Ziemlich gut

Nicht so gut

Überhaupt nicht gut

(Für Personen ohne Arbeit)

Wie beurteilen Sie Ihre Aussichten, (wieder) Arbeit zu finden?

Sehr gut

Gut

Ziemlich gut

Nicht so gut

Überhaupt nicht gut

34. Wie beurteilen Sie Ihre Zukunftsaussichten ganz allgemein?

Sehr gut

Gut

Ziemlich gut

Nicht so gut

Überhaupt nicht gut

35. Müssen Sie für Kinder finanziell aufkommen?

Ja

Nein



(Wenn ja:) Für wie viele Kinder?

Anzahl .....

(Wenn ja:) Sind Sie alleinerziehend?

Ja

Nein

(Wenn die Person finanziell für Kinder aufkommen muss)

36. Haben Sie vor 2005 einmal Alimentenbevorschussung erhalten?

Ja

Nein

37. Müssen Sie für andere Personen ausser Partnerin oder Partner und Kinder finanziell aufkommen (z. B. Eltern, Geschwister usw.)?

Ja

Nein

(Wenn ja:) Für wie viele Personen?

Anzahl .....

38. Welches sind Ihre abgeschlossenen Ausbildungen?

(Es soll die höchste abgeschlossene Ausbildung genannt werden)

Kein Schulbesuch

Obligatorische Schule nur zum Teil besucht

Obligatorische Schule

Anlehre, Attest

Berufslehre, Berufsschule

Höhere Fach- oder Berufsausbildung (inkl. Meisterdiplom)

Matura, Lehrerseminar

Höhere Fachschule, Fachhochschule

Universität, Hochschule

(Nur für Ausländer)

39. Wie lange sind Sie in der Schweiz?

Seit Geburt?

Ja

Nein

*(Wenn nicht seit Geburt)* Seit wie viel Jahren .....

(Nur für Bern)

40. *(Für Personen, die sich bei der Sozialhilfe abgemeldet haben)* Welches war Ihr Unterstützungsgrund bei der Sozialhilfe? Warum mussten Sie Sozialhilfe beziehen?

*(Für Personen, die noch Sozialhilfe beziehen)* Welches ist Ihr Unterstützungsgrund bei der Sozialhilfe? Warum müssen Sie Sozialhilfe beziehen?

(Nur für Bern und nur für Personen, die sich von der Sozialhilfe abgemeldet haben)

41. Welches war Ihr Abmeldegrund bei der Abmeldung von der Sozialhilfe?

**Wir danken Ihnen für Ihre wertvolle Mitarbeit ganz herzlich.**

## Anhang 2: Weitere Ergebnisse zum Teil I

### Die Merkmale der antwortenden Personen

Über alle fünf Städte gesehen kamen in den Jahren 2005 und 2006 57% Männer und 43% Frauen neu zur Sozialhilfe. Der Männeranteil ist in Basel mit 65% am höchsten und in Lausanne mit 48% am niedrigsten.

**Tabelle 18: Die antwortenden Personen nach Geschlecht**

Geschlecht	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Männer	869 ( 56,8%)	209 ( 65,1%)	159 ( 53,0%)	177 ( 58,0%)	120 ( 47,8%)	204 ( 58,0%)
Frauen	660 ( 43,2%)	112 ( 34,9%)	141 ( 47,0%)	128 ( 42,0%)	131 ( 52,2%)	148 ( 42,0%)
Total antwortende Personen	1529 (100,0%)	321 (100,0%)	300 (100,0%)	305 (100,0%)	251 (100,0%)	352 (100,0%)

Über alle fünf Städte gesehen gelangten in den Jahren 2005 und 2006 61% schweizerische Personen und 39% ausländische Personen neu zur Sozialhilfe. Der Ausländeranteil war in Biel mit 47% am höchsten und in Luzern mit 30% am niedrigsten.

**Tabelle 19: Die antwortenden Personen nach Nationalität**

Nationalität	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Schweiz	939 ( 61,4%)	202 ( 62,9%)	209 ( 69,7%)	200 ( 65,6%)	142 ( 56,6%)	186 ( 52,8%)
Ausland	590 ( 38,6%)	119 ( 37,1%)	91 ( 30,3%)	105 ( 34,4%)	109 ( 43,4%)	166 ( 47,2%)
Total antwortende Personen	1529 (100,0%)	321 (100,0%)	300 (100,0%)	305 (100,0%)	251 (100,0%)	352 (100,0%)

Über alle fünf Städte gesehen verteilten sich 2005 und 2006 die Neuzugänge in die Sozialhilfe wie folgt: 18- bis 29-jährige Personen 22%, 30- bis 49-jährige Personen 52% und 50- bis 65-jährige Personen 26%. Zwischen den fünf Städten gibt es nur geringe Abweichungen.

**Tabelle 20: Die antwortenden Personen nach Altersgruppen**

Altersgruppe	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
18 bis 29 Jahre	342 ( 22,4%)	79 ( 24,6%)	64 ( 21,3%)	67 ( 22,0%)	54 ( 21,5%)	78 ( 22,2%)
30 bis 49 Jahre	792 ( 51,8%)	158 ( 49,2%)	161 ( 53,7%)	155 ( 50,8%)	141 ( 56,2%)	177 ( 50,3%)
50 bis 65 Jahre	395 ( 25,8%)	84 ( 26,2%)	75 ( 25,0%)	83 ( 27,2%)	56 ( 22,3%)	97 ( 27,6%)
Total antwortende Personen	1529 (100,0%)	321 (100,0%)	300 (100,0%)	305 (100,0%)	251 (100,0%)	352 (100,0%)

Über alle fünf Städte gesehen waren unter den Neuzugängen in die Sozialhilfe in den Jahren 2005 und 2006 28%, die nur die obligatorische Schule oder gar keine Schule besuchten. Die Absolventen einer Berufslehre oder Berufsschule bildeten mit einem Anteil von 42% die grösste Gruppe. Der Anteil der Personen mit Abschlüssen einer Universität oder Hochschule lag bei 8%. Der Anteil der Personen, die nur in die obligatorische Schule gingen, war in Biel mit einem Anteil von 31% am höchsten und in St. Gallen mit 21% am geringsten. Der Anteil der Absolventen einer Berufslehre oder einer Berufsschule hatte seinen Spitzenwert mit 50% in St. Gallen und den niedrigsten Wert mit 34% in Lausanne. In Lausanne kommen die Absolventen von Universität oder Hochschule auf eine Quote von 14%, in Basel und St. Gallen auf 6%.

**Tabelle 21: Die antwortenden Personen nach abgeschlossener Ausbildung**

Ausbildung	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Kein Schulbesuch	17 ( 1,1%)	4 ( 1,2%)	2 ( 0,7%)	7 ( 2,3%)	0 ( 0,0%)	4 ( 1,1%)
Obligatorische Schule	410 ( 26,8%)	86 ( 26,8%)	84 ( 28,0%)	64 ( 21,0%)	67 ( 26,7%)	109 ( 31,0%)
Anlehre, Attest	113 ( 7,4%)	29 ( 9,0%)	26 ( 8,7%)	25 ( 8,2%)	14 ( 5,6%)	19 ( 5,4%)
Berufslehre, Berufsschule	642 ( 42,0%)	131 ( 40,8%)	134 ( 44,7%)	152 ( 49,8%)	85 ( 33,9%)	140 ( 39,8%)
Höhere Fach- oder Berufsausbildung (inkl. Meisterdiplom)	44 ( 2,9%)	10 ( 3,1%)	6 ( 2,0%)	13 ( 4,3%)	7 ( 2,8%)	8 ( 2,3%)
Matura, Lehrerseminar	108 ( 7,1%)	27 ( 8,4%)	15 ( 5,0%)	12 ( 3,9%)	26 ( 10,4%)	28 ( 8,0%)
Höhere Fachschule, Fachhochschule	61 ( 4,0%)	13 ( 4,0%)	11 ( 3,7%)	11 ( 3,6%)	13 ( 5,2%)	13 ( 3,7%)
Universität, Hochschule	117 ( 7,7%)	18 ( 5,6%)	19 ( 6,3%)	17 ( 5,6%)	35 ( 13,9%)	28 ( 8,0%)
Weiss nicht, keine Antwort	17 ( 1,1%)	3 ( 0,9%)	3 ( 1,0%)	4 ( 1,3%)	4 ( 1,6%)	3 ( 0,9%)
Total antwortende Personen	1529 (100,0%)	321 (100,0%)	300 (100,0%)	305 (100,0%)	251 (100,0%)	352 (100,0%)

## Ergebnisse zum Verdienst

Für sehr viele Personen mit Arbeit reicht der Verdienst nicht aus, um den Lebensunterhalt zu bezahlen. Über alle fünf Städte gesehen erzielen 46% der Personen mit Arbeit einen zu geringen Verdienst, am meisten mit einem Anteil von 55% in Biel und am wenigsten mit einem Anteil von 35% in der Stadt St. Gallen.

**Tabelle 22: Reicht der Verdienst zum Leben aus? (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)**

Reicht der Verdienst zum Leben aus?	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Der jetzige Verdienst reicht aus, um den Lebensunterhalt zu bezahlen	427 ( 54,2%)	94 ( 56,3%)	99 ( 55,0%)	104 ( 64,6%)	61 ( 48,8%)	69 ( 44,5%)
Der jetzige Verdienst reicht nicht aus	361 ( 45,8%)	73 ( 43,7%)	81 ( 45,0%)	57 ( 35,4%)	64 ( 51,2%)	86 ( 55,5%)
Total	788 (100,0%)	167 (100,0%)	180 (100,0%)	161 (100,0%)	125 (100,0%)	155 (100,0%)

Über alle fünf Städte gesehen erhält ein Drittel der Personen mit Arbeit nur ein ausbezahltes persönliches Erwerbseinkommen zwischen 500 und 2000 Franken pro Monat. Dies betrifft 237 Personen, also erheblich mehr als die 175 Personen, die zusätzlich zum Lohn noch Sozialhilfe beziehen. In Biel hat es mit einem Anteil von 41% am meisten Personen, die zwischen 500 und 2000 Franken verdienen. Einen Lohn von über 5000 Franken erzielen im Durchschnitt nur 7% aller Personen mit Arbeit.

**Tabelle 23: Ausbezahltes persönliches Erwerbseinkommen (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)**

Fr. pro Monat	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Bis 500	45 ( 6,3%)	9 ( 6,3%)	10 ( 6,2%)	8 ( 5,4%)	3 ( 2,7%)	15 ( 10,5%)
501 bis 1000	66 ( 9,3%)	13 ( 9,1%)	21 ( 13,0%)	12 ( 8,1%)	8 ( 7,1%)	12 ( 8,4%)
1001 bis 1500	66 ( 9,3%)	13 ( 9,1%)	15 ( 9,2%)	9 ( 6,1%)	11 ( 9,7%)	18 ( 12,6%)
1501 bis 2000	60 ( 8,5%)	6 ( 4,2%)	15 ( 9,2%)	15 ( 10,1%)	11 ( 9,7%)	13 ( 9,1%)
2001 bis 2500	69 ( 9,7%)	13 ( 9,1%)	19 ( 11,7%)	14 ( 9,4%)	13 ( 11,5%)	10 ( 7,0%)
2501 bis 3000	83 ( 11,7%)	19 ( 13,3%)	17 ( 10,5%)	18 ( 12,2%)	11 ( 9,7%)	18 ( 12,6%)
3001 bis 3500	95 ( 13,4%)	24 ( 16,8%)	24 ( 14,8%)	24 ( 16,2%)	12 ( 10,6%)	11 ( 7,7%)
3501 bis 4000	68 ( 9,6%)	15 ( 10,5%)	15 ( 9,2%)	14 ( 9,4%)	11 ( 9,7%)	13 ( 9,1%)
4001 bis 5000	108 ( 15,2%)	19 ( 13,3%)	22 ( 13,6%)	24 ( 16,2%)	17 ( 15,0%)	26 ( 18,2%)
5001 bis 6000	27 ( 3,8%)	4 ( 2,8%)	4 ( 2,5%)	7 ( 4,7%)	5 ( 4,4%)	7 ( 4,9%)
Über 6000	22 ( 3,1%)	8 ( 5,6%)	0 ( 0,0%)	3 ( 2,0%)	11 ( 9,7%)	0 ( 0,0%)
<b>Total</b>	<b>709</b> <b>(100,0%)</b>	<b>143</b> <b>(100,0%)</b>	<b>162</b> <b>(100,0%)</b>	<b>148</b> <b>(100,0%)</b>	<b>113</b> <b>(100,0%)</b>	<b>143</b> <b>(100,0%)</b>

Von 79 Personen fehlen die Angaben.



## Weitere Resultate zu den Vorstellungen und Wünschen

Als häufigster Grund, warum die jetzige Arbeit teilweise oder gar nicht den Vorstellungen und Wünschen entspricht, wird der zu tiefe Lohn genannt. Über alle fünf Städte gesehen erhalten 71% der Personen, deren Arbeit teilweise oder gar nicht den Vorstellungen und Wünschen entspricht, einen zu tiefen Lohn. In der Stadt Luzern geben sogar 82% dieser Personen an, ihr Lohn sei zu tief. Der zweithäufigste Grund ist der Umstand, dass die jetzige Arbeit nicht der Ausbildung entspricht. Über alle fünf Städte gesehen mussten 56% der Personen, deren Arbeit teilweise oder gar nicht den Vorstellungen und Wünschen entspricht, eine Stelle annehmen, für die sie nicht ausgebildet sind. Im Durchschnitt verfügen 31% nur über eine prekäre Arbeit (befristete Stelle, temporäre Arbeit oder Arbeit auf Abruf) und ein Viertel nur über eine Teilzeitstelle, wünschen sich aber eine Vollzeitstelle.

**Tabelle 24: Warum entspricht die jetzige Arbeit nicht den Vorstellungen und Wünschen?**

Gründe	Alle 100% = 293	Städte Basel 100% = 53	Luzern 100% = 71	St. Gallen 100% = 67	Lausanne 100% = 32	Biel 100% = 70
Die jetzige Arbeit entspricht nicht der Ausbildung	165 (56,3%)	22 (41,5%)	43 (60,6%)	42 (62,7%)	17 (53,1%)	41 (58,6%)
Der Lohn ist zu tief	207 (70,6%)	33 (62,3%)	58 (81,7%)	46 (68,7%)	23 (71,9%)	47 (67,1%)
Die jetzige Arbeit ist nur ein Temporär-Job, nur befristet oder Arbeit auf Abruf	91 (31,0%)	14 (26,4%)	25 (35,2%)	16 (23,9%)	8 (25,0%)	28 (40,0%)
Die jetzige Arbeit ist nur eine Teilzeitstelle; wünscht sich eine Vollzeitstelle	75 (25,6%)	10 (18,9%)	15 (21,1%)	17 (25,4%)	13 (40,6%)	20 (28,6%)
Andere Gründe	61 (20,8%)	13 (24,5%)	14 (19,7%)	17 (25,4%)	4 (12,5%)	13 (18,6%)

Die Antworten unter der Rubrik „andere Gründe“ waren sehr individuell. Es gibt keine Häufung von bestimmten Antworten.

## Weitere Arbeitssuche

Über alle fünf Städte gesehen sucht die Hälfte aller befragten Personen mit und ohne Arbeit weiterhin nach einer neuen Stelle. Darunter sind Personen, deren Arbeit nicht den Vorstellungen und Wünschen entspricht, die eine besser zusagende Stelle anstreben, und Personen, die bisher erfolglos nach einer neuen Arbeit gesucht haben. Zwischen den fünf Städten gibt es hier nur geringe Unterschiede.

**Tabelle 25: Wird weiterhin nach einer neuen Arbeit gesucht?**

Wird weiterhin nach einer neuen Arbeit gesucht?	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Ja	780 ( 51,0%)	175 ( 54,5%)	145 ( 48,3%)	150 ( 49,2%)	122 ( 48,6%)	188 ( 53,4%)
Nein	749 ( 49,0%)	146 ( 45,5%)	155 ( 51,7%)	155 ( 50,8%)	129 ( 51,4%)	164 ( 46,6%)
Total	1529 (100,0%)	321 (100,0%)	300 (100,0%)	305 (100,0%)	251 (100,0%)	352 (100,0%)

Wir fragten die Personen, die nicht weiter nach einer neuen Arbeit suchen, nach den Gründen dafür. Über alle fünf Städte gesehen suchen 28% aller in die Studie einbezogenen Personen nicht mehr weiter, weil sie über eine Stelle verfügen und diese behalten wollen. Die Stadt Luzern steht hier mit einem Anteil von einem Drittel an der Spitze. 10% aller in die Studie einbezogenen Personen schauen sich nicht mehr nach einer neuen Arbeit um, weil sie im Moment der Befragung oder in der nahen Zukunft eine Rente oder Taggelder der IV erhalten. Alle weiteren Gründe, ausser der Rubrik „anderes“, liegen unter einem Anteil von 10%. Nur ganz wenige Personen geben an, mit der Sozialhilfe besser zu fahren oder nicht arbeiten zu wollen.

**Tabelle 26: Warum wird nicht weiter nach einer neuen Arbeit gesucht?**

Gründe	Alle 100% 1529	Städte = 100% = 321	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
			100% = 321	100% = 300	100% = 305	100% = 251	100% = 352
Sucht nicht weiter, weil er / sie an der jetzigen Stelle bleiben will	430 (28,1%)	86 (26,8%)	101 (33,7%)	86 (28,2%)	74 (29,5%)	83 (23,6%)	
Fährt mit der Sozialhilfe finanziell besser	4 ( 0,3%)	3 ( 0,9%)	0 ( 0,0%)	0 ( 0,0%)	0 ( 0,0%)	1 ( 0,3%)	
Will nicht arbeiten	18 ( 1,2%)	2 ( 0,6%)	5 ( 1,7%)	4 ( 1,3%)	3 ( 1,2%)	4 ( 1,1%)	
Erhält bald die AHV-Rente	60 ( 3,9%)	9 ( 2,8%)	11 ( 3,7%)	12 ( 3,9%)	10 ( 4,0%)	18 ( 5,1%)	
Erhält (bald) eine Rente oder Taggelder der IV	153 (10,0%)	35 (10,9%)	30 (10,0%)	36 (11,8%)	21 ( 8,4%)	31 ( 8,8%)	
Sucht nicht mehr weiter, weil sie / er Kinder zu betreuen hat	87 ( 5,7%)	12 ( 3,7%)	31 (10,3%)	19 ( 6,2%)	7 ( 2,8%)	18 ( 5,1%)	
Der Lebenspartner / die Lebenspartnerin verdient genug zum Leben	22 ( 1,4%)	2 ( 0,6%)	9 ( 3,0%)	7 ( 2,3%)	3 ( 1,2%)	1 ( 0,3%)	
Hat die Suche aufgegeben, weil er / sie keine Chancen mehr sieht	101 ( 6,6%)	23 ( 7,2%)	17 ( 5,7%)	30 ( 9,8%)	9 ( 3,6%)	22 ( 6,2%)	
Andere Gründe	227 (14,8%)	45 (14,0%)	40 (13,3%)	51 (16,7%)	33 (13,1%)	58 (16,5%)	

Unter der Rubrik „andere Gründe“ kamen die folgenden Antworten am häufigsten vor:

Gesundheitliche Gründe (111 Nennungen), in Ausbildung, Schule, Lehre, Studium (54 Nennungen), will an der jetzigen Stelle bleiben (15 Nennungen), zu alt bzw. bezieht AHV-Rente (11 Nennungen).

## Staatliche Zuschüsse

Über alle fünf Städte gesehen bekam mehr als ein Drittel aller in die Studie einbezogenen Personen vor dem Jahre 2005 staatliche Zuschüsse an die Krankenkassen-Prämien. In der Stadt Luzern waren es mit einem Anteil von fast der Hälfte besonders viele. Diese Menschen hatten also schon vor dem Bezug von Sozialhilfe ein geringes Einkommen. Die anderen staatlichen Zuschüsse haben eine viel geringere Bedeutung. Durchschnittlich 6% kamen in den Genuss der Alimentenbevorschussung und 4% erhielten Stipendien. Staatliche Zuschüsse an die Miete werden nur in der Stadt Basel ausgeschüttet und sind auch dort sehr selten.

**Tabelle 27: Staatliche Zuschüsse vor dem Jahre 2005**

Erhaltene Zuschüsse vor dem Jahre 2005	Alle 100% 1529	Städte =	Basel 100% = 321	Luzern 100% = 300	St. 100% = 305	Gallen 100% = 251	Lausanne 100% = 251	Biel 100% = 352
Staatliche Zuschüsse an die Krankenkassen-Prämien	568 (37,1%)		110 (34,3%)	148 (49,3%)	104 (34,1%)	78 (31,1%)		128 (36,4%)
Staatliche Zuschüsse an die Miete	17 ( 1,1%)		17 ( 5,3%)	Nicht vor- handen	Nicht vor- handen	Nicht vor- handen		Nicht vor- handen
Stipendien	59 ( 3,9%)		15 ( 4,7%)	6 ( 2,0%)	7 ( 2,3%)	11 ( 4,4%)		20 ( 5,7%)
Alimentenbevorschussung	93 ( 6,1%)		13 ( 4,0%)	27 ( 9,0%)	22 ( 7,2%)	11 ( 4,4%)		20 ( 5,7%)

Über alle fünf Städte gesehen beanspruchte fast ein Viertel aller Personen, die sich von der Sozialhilfe abmeldeten, nach der Abmeldung staatliche Zuschüsse an die Krankenkassen-Prämien. Dies ist ein weiteres Anzeichen dafür, dass viele Menschen, die nicht mehr Sozialhilfe beziehen, über ein geringes Einkommen verfügen. Es gibt grosse Unterschiede zwischen den Städten: In Basel und Lausanne beträgt der Anteil 32%, in St. Gallen nur 7%. Die anderen staatlichen Zuschüsse haben eine sehr geringe Bedeutung.

**Tabelle 28: Staatliche Zuschüsse nach der Abmeldung bei der Sozialhilfe**

Erhaltene Zuschüsse nach der Abmeldung bei der Sozialhilfe	Alle 100% = 924	Städte Basel 100% = 206	Luzern 100% = 194	St. Gallen 100% = 203	Lausanne 100% = 156	Biel 100% = 165
Staatliche Zuschüsse an die Krankenkassen-Prämien	217 (23,5%)	65 (31,5%)	42 (21,6%)	14 ( 6,9%)	50 (32,0%)	46 (27,9%)
Staatliche Zuschüsse an die Miete	4 ( 0,4%)	4 ( 1,9%)	Nicht vor- handen	Nicht vor- handen	Nicht vor- handen	Nicht vor- handen
Alimentenbevorschussung	25 ( 2,7%)	8 ( 3,9%)	6 ( 3,1%)	3 ( 1,5%)	0 ( 0,0%)	8 ( 4,8%)

100% sind alle Personen, die von der Sozialhilfe abgemeldet sind. Niemand bezog Stipendien.

Über alle fünf Städte gesehen meldete sich rund die Hälfte der registrierten Befragten einmal auf dem RAV als arbeitslos, die andere Hälfte mehrmals.

**Tabelle 29: Anzahl der Registrierungen auf dem Regionalen Arbeitsvermittlungszentrum (RAV)**

Waren die Personen einmal oder mehrmals auf dem RAV als arbeitslos gemeldet?	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Einmal	577 ( 48,2%)	119 ( 48,8%)	112 ( 44,8%)	112 ( 47,1%)	103 ( 48,8%)	131 ( 51,4%)
Mehrmals	621 ( 51,8%)	125 ( 51,2%)	138 ( 55,2%)	126 ( 52,9%)	108 ( 51,2%)	124 ( 48,6%)
Total	1198 (100,0%)	244 (100,0%)	250 (100,0%)	238 (100,0%)	211 (100,0%)	255 (100,0%)

### Anhang 3: Detailresultate zu den Grafiken von Teil I

**Tabelle 30: Ablösung von der Sozialhilfe**

Ablösung oder Verbleib in der Sozialhilfe	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Von der Sozialhilfe abgemeldet	924 ( 60,4%)	206 ( 64,2%)	194 ( 64,7%)	203 ( 66,6%)	156 ( 62,2%)	165 ( 46,9%)
Bezüger von Sozialhilfe geblieben	605 ( 39,6%)	115 ( 35,8%)	106 ( 35,3%)	102 ( 33,4%)	95 ( 37,8%)	187 ( 53,1%)
Total antwortende Personen	1529 (100,0%)	321 (100,0%)	300 (100,0%)	305 (100,0%)	251 (100,0%)	352 (100,0%)

**Tabelle 31: Erwerbsstatus der abgelösten Personen**

Erwerbsstatus der abgelösten Personen	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Arbeit im Moment der Befragung	624 ( 67,5%)	141 ( 68,4%)	143 ( 73,7%)	131 ( 64,5%)	101 ( 64,7%)	108 ( 65,5%)
Keine Arbeit	300 ( 32,5%)	65 ( 31,6%)	51 ( 26,3%)	72 ( 35,5%)	55 ( 35,3%)	57 ( 34,5%)
Total abgelöste Personen	924 (100,0%)	206 (100,0%)	194 (100,0%)	203 (100,0%)	156 (100,0%)	165 (100,0%)

**Tabelle 32: Erwerbsstatus der in der Sozialhilfe verbliebenen Personen**

Erwerbsstatus der in der Sozialhilfe verbliebenen Personen	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Arbeit im Moment der Befragung (Working poor)	175 ( 28,9%)	28 ( 24,3%)	39 ( 36,8%)	32 ( 31,4%)	25 ( 26,3%)	51 ( 27,3%)
Keine Arbeit	430 ( 71,1%)	87 ( 75,7%)	67 ( 63,2%)	70 ( 68,6%)	70 ( 73,7%)	136 ( 72,7%)
Total in der Sozialhilfe verbliebene Personen	605 (100,0%)	115 (100,0%)	106 (100,0%)	102 (100,0%)	95 (100,0%)	187 (100,0%)

**Tabelle 33: Personen mit und ohne Arbeit nach Städten**

Grossgruppe	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Personen mit Arbeit	788 ( 51,9%)	167 ( 52,4%)	180 ( 60,4%)	161 ( 53,1%)	125 ( 50,0%)	155 ( 44,5%)
Personen ohne Arbeit	730 ( 48,1%)	152 ( 47,6%)	118 ( 39,6%)	142 ( 46,9%)	125 ( 50,0%)	193 ( 55,5%)
Total	1518 (100,0%)	319 (100,0%)	298 (100,0%)	303 (100,0%)	250 (100,0%)	348 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,2%).

**Tabelle 34: Personen mit und ohne Arbeit nach Geschlecht**

Grossgruppe	Männer	Frauen
Personen mit Arbeit	440 ( 50,8%)	348 ( 53,4%)
Personen ohne Arbeit	426 ( 49,2%)	304 ( 46,6%)
Total	866 (100,0%)	652 (100,0%)

**Tabelle 35: Personen mit und ohne Arbeit nach Nationalität**

Grossgruppe	Schweizer	Ausländer
Personen mit Arbeit	509 ( 54,5%)	279 ( 47,8%)
Personen ohne Arbeit	425 ( 45,5%)	305 ( 52,2%)
Total	934 (100,0%)	584 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 1,1%).



**Tabelle 36: Personen mit und ohne Arbeit nach Altersgruppen**

Grossgruppe	18 bis 29 Jahre	30 bis 49 Jahre	50 bis 65 Jahre
Personen mit Arbeit	191 ( 56,5%)	451 ( 57,5%)	146 ( 37,0%)
Personen ohne Arbeit	147 ( 43,5%)	334 ( 42,5%)	249 ( 63,0%)
Total	338 (100,0%)	785 (100,0%)	395 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,0%)

**Tabelle 37: Personen mit und ohne Arbeit nach Ausbildung**

Grossgruppe	Keine Schule, obli- gatorische Anlehre, Attest	Berufslehre, Höhere Fachausbildung, Matura	Fachhochschule, Universität, Hochschule
Personen mit Arbeit	236 ( 44,0%)	441 ( 55,9%)	105 ( 59,7%)
Personen ohne Arbeit	300 ( 56,0%)	348 ( 44,1%)	71 ( 40,3%)
Total	536 (100,0%)	789 (100,0%)	176 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,0%)

**Tabelle 38: Personen mit und ohne Arbeit nach Besuch von Integrationsmassnahmen**

Grossgruppe	Integrationsmass- nahme besucht	Keine Integrations- massnahme besucht
Personen mit Arbeit	214 ( 45,3%)	574 ( 54,9%)
Personen ohne Arbeit	258 ( 54,7%)	472 ( 45,1%)
Total	472 (100,0%)	1046 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,1%).

**Tabelle 39: Erwerbsstatus der Personen mit Arbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)**

Erwerbsstatus	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Feste Stelle	524 ( 66,5%)	111 ( 66,5%)	127 ( 70,6%)	119 ( 73,9%)	74 ( 59,2%)	93 ( 60,0%)
Befristete Stelle	94 ( 11,9%)	17 ( 10,2%)	20 ( 11,1%)	17 ( 10,6%)	17 ( 13,6%)	23 ( 14,8%)
Temporäre Arbeit (über Vermittler für temporäre Arbeit)	72 ( 9,1%)	10 ( 6,0%)	18 ( 10,0%)	9 ( 5,6%)	15 ( 12,0%)	20 ( 12,9%)
Arbeit auf Abruf	41 ( 5,2%)	11 ( 6,6%)	8 ( 4,4%)	5 ( 3,1%)	6 ( 4,8%)	11 ( 7,1%)
Selbständige Erwerbstätigkeit mit und ohne Sozialhilfe	57 ( 7,2%)	18 ( 10,8%)	7 ( 3,9%)	11 ( 6,8%)	13 ( 10,4%)	8 ( 5,2%)
Total	788 (100,0%)	167 (100,0%)	180 (100,0%)	161 (100,0%)	125 (100,0%)	155 (100,0%)

**Tabelle 40: Arbeitszeit der Personen mit Arbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)**

Arbeitszeit	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Vollzeit	435 ( 55,2%)	94 ( 56,3%)	95 ( 52,8%)	89 ( 55,3%)	74 ( 59,2%)	83 ( 53,5%)
Teilzeit	353 ( 44,8%)	73 ( 43,7%)	85 ( 47,2%)	72 ( 44,7%)	51 ( 40,8%)	72 ( 46,5%)
Total	788 (100,0%)	167 (100,0%)	180 (100,0%)	161 (100,0%)	125 (100,0%)	155 (100,0%)

**Tabelle 41: Unfreiwillige Teilzeitarbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)**

Unfreiwillige oder freiwillige Teilzeitarbeit	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Arbeitet unfreiwillig Teilzeit, würde eine Vollzeitstelle bevorzugen	142 ( 40,3%)	27 ( 37,0%)	31 ( 36,9%)	25 ( 34,7%)	25 ( 49,0%)	34 ( 47,2%)
Arbeitet freiwillig Teilzeit	210 ( 59,7%)	46 ( 63,0%)	53 ( 63,1%)	47 ( 65,3%)	26 ( 51,0%)	38 ( 52,8%)
Total	352 (100,0%)	73 (100,0%)	84 (100,0%)	72 (100,0%)	51 (100,0%)	72 (100,0%)

**Tabelle 42: Heutiger Lohn im Vergleich mit dem Betrag der letzten Sozialhilfe**

Verdienen Sie jetzt ....	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Deutlich mehr	200 ( 40,2%)	69 ( 46,9%)	28 ( 39,4%)	24 ( 47,1%)	35 ( 32,4%)	44 ( 36,4%)
Etwas mehr	133 ( 26,7%)	34 ( 23,1%)	18 ( 25,4%)	15 ( 29,4%)	34 ( 31,5%)	32 ( 26,4%)
Gleich viel	87 ( 17,5%)	22 ( 15,0%)	14 ( 19,7%)	3 ( 5,9%)	24 ( 22,2%)	24 ( 19,8%)
Etwas weniger	47 ( 9,4%)	12 ( 8,2%)	8 ( 11,3%)	5 ( 9,8%)	11 ( 10,2%)	11 ( 9,1%)
Deutlich weniger	31 ( 6,2%)	10 ( 6,8%)	3 ( 4,2%)	4 ( 7,8%)	4 ( 3,7%)	10 ( 8,3%)
Total	498 (100,0%)	147 (100,0%)	71 (100,0%)	51 (100,0%)	108 (100,0%)	121 (100,0%)

**Tabelle 43: Entspricht die jetzige Arbeit den Vorstellungen und Wünschen? (inklusive arbeitenden Sozialhilfebezüger)**

Entspricht die jetzige Arbeit den Vorstellungen und Wünschen zu Beginn der Arbeitsuche?	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Ja	495 ( 62,8%)	114 ( 68,3%)	109 ( 60,6%)	94 ( 58,4%)	93 ( 74,4%)	85 ( 54,8%)
Teilweise	167 ( 21,2%)	31 ( 18,6%)	42 ( 23,3%)	45 ( 28,0%)	11 ( 8,8%)	38 ( 24,5%)
Nein	126 ( 16,0%)	22 ( 13,2%)	29 ( 16,1%)	22 ( 13,7%)	21 ( 16,8%)	32 ( 20,6%)
Total	788 (100,0%)	167 (100,0%)	180 (100,0%)	161 (100,0%)	125 (100,0%)	155 (100,0%)

**Tabelle 44: Lebensstandard**

Wie ist der jetzige Lebensstandard im Vergleich zur Zeit, als Sozialhilfe bezogen wurde?	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Viel höher	162 ( 17,5%)	43 ( 20,9%)	33 ( 17,0%)	36 ( 17,7%)	25 ( 16,0%)	25 ( 15,2%)
Etwas höher	302 ( 32,7%)	60 ( 29,1%)	68 ( 35,1%)	60 ( 29,6%)	66 ( 42,3%)	48 ( 29,1%)
Gleich geblieben	328 ( 35,5%)	80 ( 38,8%)	62 ( 32,0%)	83 ( 40,9%)	45 ( 28,8%)	58 ( 35,2%)
Etwas tiefer	90 ( 9,7%)	17 ( 8,3%)	21 ( 10,8%)	14 ( 6,9%)	14 ( 9,0%)	24 ( 14,5%)
Viel tiefer	42 ( 4,5%)	6 ( 2,9%)	10 ( 5,2%)	10 ( 4,9%)	6 ( 3,8%)	10 ( 6,1%)
Total	924 (100,0%)	206 (100,0%)	194 (100,0%)	203 (100,0%)	156 (100,0%)	165 (100,0%)

**Tabelle 45: Bezug von Sozialhilfe vor dem Jahre 2005**

Bezug von Sozialhilfe vor dem Jahre 2005	Alle Städte 100% = 1529	Basel 100% = 321	Luzern 100% = 300	St. Gallen 100% = 305	Lausanne 100% = 251	Biel 100% = 352
Bezüger von Sozialhilfe vor dem Jahre 2005	584 (38,2%)	142 (44,2%)	117 (39,0%)	94 (30,8%)	67 (26,7%)	164 (46,6%)

**Tabelle 46: Registrierung auf dem Regionalen Arbeitsvermittlungszentrum (RAV)**

Anteil der Personen, die schon einmal oder mehrmals auf einem RAV als arbeitslos registriert waren	Alle 100% 1529	Städte = 100% = 321	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
			100% = 321	100% = 300	100% = 305	100% = 251	100% = 352
Auf dem RAV als arbeitslos gemeldete Personen	1198 (78,4%)	244 (76,0%)	250 (83,3%)	238 (78,0%)	211 (84,1%)	255 (72,4%)	

**Tabelle 47: Besuch von Integrationsmassnahmen**

Besuch von Integrationsmassnahmen	Alle 100% 1529	Städte = 100% = 321	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
			100% = 321	100% = 300	100% = 305	100% = 251	100% = 352
Absolventen von Integrationsmassnahmen	478 (31,3%)	105 (32,7%)	106 (35,3%)	88 (28,9%)	56 (22,3%)	123 (34,9%)	



**Tabelle 48: Die beruflichen Zukunftsaussichten der Personen mit Arbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)**

Beurteilung der beruflichen Zukunftsaussichten	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Sehr gut	170 ( 21,6%)	43 ( 26,7%)	47 ( 25,8%)	37 ( 22,7%)	17 ( 13,5%)	26 ( 16,8%)
Gut	295 ( 37,5%)	56 ( 34,8%)	59 ( 32,4%)	65 ( 39,9%)	56 ( 44,4%)	59 ( 38,1%)
Ziemlich gut	170 ( 21,6%)	28 ( 17,4%)	37 ( 20,3%)	30 ( 18,4%)	42 ( 33,3%)	33 ( 21,3%)
Nicht so gut	117 ( 14,8%)	26 ( 16,1%)	28 ( 15,4%)	22 ( 13,5%)	11 ( 8,7%)	30 ( 19,3%)
Überhaupt nicht gut	35 ( 4,4%)	8 ( 5,0%)	11 ( 6,0%)	9 ( 5,5%)	0 ( 0,0%)	7 ( 4,5%)
Total	787 (100,0%)	161 (100,0%)	182 (100,0%)	163 (100,0%)	126 (100,0%)	155 (100,0%)

**Tabelle 49: Die Aussichten der Personen ohne Arbeit, eine Stelle zu finden**

Beurteilung der Aussichten, (wieder) Arbeit zu finden	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Sehr gut	37 ( 5,7%)	6 ( 4,7%)	9 ( 8,7%)	5 ( 3,6%)	7 ( 6,4%)	10 ( 5,9%)
Gut	106 ( 16,4%)	22 ( 17,2%)	9 ( 8,7%)	23 ( 16,8%)	21 ( 19,3%)	31 ( 18,3%)
Ziemlich gut	100 ( 15,5%)	15 ( 11,7%)	26 ( 25,2%)	15 ( 10,9%)	22 ( 20,2%)	22 ( 13,0%)
Nicht so gut	173 ( 26,8%)	41 ( 32,0%)	22 ( 21,4%)	37 ( 27,0%)	25 ( 22,9%)	48 ( 28,4%)
Überhaupt nicht gut	230 ( 35,6%)	44 ( 34,4%)	37 ( 35,9%)	57 ( 41,6%)	34 ( 31,2%)	58 ( 34,3%)
Total	646 (100,0%)	128 (100,0%)	103 (100,0%)	137 (100,0%)	109 (100,0%)	169 (100,0%)

80 Personen antworteten hier mit „weiss nicht“.

**Tabelle 50: Die allgemeinen Zukunftsaussichten**

Beurteilung der Zukunftsaussichten ganz allgemein	Alle Städte	Basel	Luzern	St. Gallen	Lausanne	Biel
Sehr gut	189 ( 13,7%)	46 ( 16,2%)	50 ( 19,0%)	42 ( 14,8%)	25 ( 10,3%)	26 ( 8,4%)
Gut	520 ( 37,6%)	108 ( 38,2%)	96 ( 36,5%)	109 ( 38,4%)	92 ( 38,0%)	115 ( 37,2%)
Ziemlich gut	306 ( 22,2%)	53 ( 18,7%)	54 ( 20,5%)	60 ( 21,1%)	63 ( 26,0%)	76 ( 24,6%)
Nicht so gut	265 ( 19,2%)	56 ( 19,8%)	44 ( 16,7%)	52 ( 18,3%)	44 ( 18,2%)	69 ( 22,3%)
Überhaupt nicht gut	101 ( 7,3%)	20 ( 7,1%)	19 ( 7,2%)	21 ( 7,4%)	18 ( 7,4%)	23 ( 7,4%)
Total	1381 (100,0%)	283 (100,0%)	263 (100,0%)	284 (100,0%)	242 (100,0%)	309 (100,0%)

148 Personen antworteten hier mit „weiss nicht“.

## **Anhang 4: Resultate zu den einzelnen Städten von Teil I**

### **Resultate von Basel**

Von den Männern sind 30% ohne Arbeit und dauerhaft auf die Sozialhilfe angewiesen, von den Frauen 22%. Von den Männern konnten sich 22% dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren, von den Frauen 31%. Zu den Working poor zählen 7% der Männer und 12% der Frauen. Alle diese Unterschiede sind aber nicht signifikant.

Zwischen den schweizerischen und den ausländischen Personen gibt es nur geringe Unterschiede, die nicht signifikant sind. In einigen Gruppen ist die Verteilung sogar gleichmässig: Der Anteil der Personen, die ohne Arbeit sind und dauerhaft in der Sozialhilfe verbleiben, beträgt bei den schweizerischen und den ausländischen Personen je 27%. Dauerhaft in das Arbeitsleben integriert sind 26% der schweizerischen und 23% der ausländischen Personen.

Unter den 50- bis 65-jährigen Personen bleiben 31% ohne Arbeit und auf Dauer auf die Sozialhilfe angewiesen, unter den beiden jüngeren Altersgruppen 26%. Unter den 50- bis 65-jährigen Personen sind mit 15% anteilmässig deutlich weniger, die sich dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren konnten, als unter den beiden jüngeren Altersgruppen mit 28 bzw. 29%. Unter den 50- bis 65-jährigen Personen gehören anteilmässig doppelt so viele zu den Working poor als unter den beiden jüngeren Altersgruppen.

**Tabelle BS- 1: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Altersgruppen**

Gruppe	18 bis 29 Jahre	30 bis 49 Jahre	50 bis 65 Jahre
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	20 ( 25,6%)	41 ( 26,1%)	26 ( 31,0%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	5 ( 6,4%)	11 ( 7,0%)	12 ( 14,3%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	10 ( 12,8%)	8 ( 5,1%)	6 ( 7,1%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	9 ( 11,5%)	13 ( 8,3%)	5 ( 6,0%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	6 ( 7,7%)	12 ( 7,6%)	1 ( 1,2%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	22 ( 28,2%)	46 ( 29,3%)	13 ( 15,5%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	0 ( 0,0%)	10 ( 6,4%)	2 ( 2,4%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	6 ( 7,7%)	16 ( 10,2%)	19 ( 22,6%)
Total	78 (100,0%)	157 (100,0%)	84 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,2 bzw. 0,1%).

Unter den Personen ohne Schulbildung, mit obligatorischer Schule, Anlehre oder Attest sind anteilmässig mit 35% deutlich mehr, die ohne Arbeit bleiben und auf Dauer auf die Sozialhilfe angewiesen sind, als unter den Personen mit Berufslehre, höherer Fachausbildung, Matura, Fachhochschule, Universität oder Hochschule mit 22 bis 23%.

Unter den Personen ohne Schulbildung, mit obligatorischer Schule, Anlehre oder Attest sind anteilmässig mit 16% deutlich weniger, die sich dauerhaft in das Arbeitsleben integrieren konnten, als unter den beiden höheren Ausbildungsgruppen mit 32 bzw. 27%. Ein Abschluss einer Hochschule verschafft etwas schlechtere Integrationschancen als ein Abschluss einer Berufslehre.

**Tabelle BS- 2: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Ausbildung**

Gruppe	Keine Schule, obligatorische Schule, Anlehre, Attest	Berufslehre, Höhere Fachausbildung, Matura	Fachhochschule, Universität, Hochschule
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	42 ( 35,3%)	37 ( 22,2%)	7 ( 23,3%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	11 ( 9,2%)	14 ( 8,4%)	3 ( 10,0%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	13 ( 10,9%)	11 ( 6,6%)	0 ( 0,0%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	12 ( 10,1%)	13 ( 7,8%)	1 ( 3,3%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	5 ( 4,2%)	8 ( 4,8%)	6 ( 20,0%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	19 ( 16,0%)	53 ( 31,7%)	8 ( 26,7%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	4 ( 3,4%)	6 ( 3,6%)	2 ( 6,7%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	13 ( 10,9%)	25 ( 15,0%)	3 ( 10,0%)
Total	119 (100,0%)	167 (100,0%)	30 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,8%) und gemäss Likelihood-Test signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 1,1%).

Von den Besuchern einer Integrationsmassnahme sind 44% ohne Arbeit und dauerhaft auf die Sozialhilfe angewiesen, von den Personen, die keine solche Massnahme besucht haben, nur 19%.

Von den Personen, die keine Integrationsmassnahme besucht haben, konnten sich 28% dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren, von den Massnahme-Absolventen nur 19%. Die Integrationsmassnahmen zeitigen also keine entsprechende Wirkung.

**Tabelle BS- 3: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Besuch von Integrationsmassnahmen**

Gruppe	Integrationsmassnahme besucht	Keine Integrationsmassnahme besucht
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	46 ( 44,2%)	41 ( 19,1%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	10 ( 9,6%)	18 ( 8,4%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	9 ( 8,7%)	15 ( 7,0%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	6 ( 5,8%)	21 ( 9,8%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	4 ( 3,8%)	15 ( 7,0%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	20 ( 19,2%)	61 ( 28,4%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	2 ( 1,9%)	10 ( 4,7%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	7 ( 6,7%)	34 ( 15,8%)
Total	104 (100,0%)	215 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,0%).

**Tabelle BS- 4: Besuchte Integrationsmassnahmen**

Kiebitz	24 Absolventen
Deutschkurse	6
Overall	5
Job Start – Kurzassessment	5
Weiss nicht, keine Antwort	41

Es sind nur diejenigen Massnahmen aufgeführt, die auf 5 und mehr Nennungen kamen.

## Resultate von Luzern

Von den Männern sind 22% ohne Arbeit und dauerhaft auf die Sozialhilfe angewiesen, von den Frauen 23%. Hier gibt es also praktisch keinen Unterschied. Von den Männern konnten sich 29% dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren, von den Frauen 24%. Zu den Working poor zählen 10% der Männer und 16% der Frauen. Die Unterschiede sind aber nicht signifikant.

Der Anteil der Personen, die ohne Arbeit sind und dauerhaft in der Sozialhilfe verbleiben, beträgt bei den Schweizern 20% und bei den Ausländern 28%. Dauerhaft in das Arbeitsleben integriert sind 28% der schweizerischen und 24% der ausländischen Personen. Zu den Working poor gehören 14% der Schweizer und 10% der Ausländer. Alle diese Unterschiede sind aber nicht signifikant.

Unter den 50- bis 65-jährigen Personen bleiben 28% ohne Arbeit und auf Dauer auf die Sozialhilfe angewiesen, unter den beiden jüngeren Altersgruppen 22 bzw. 17%. Das Risiko, in der Sozialhilfe zu verbleiben, erhöht sich also mit dem ansteigenden Alter. Unter den 30- bis 49-jährigen Personen sind mit 31% anteilmässig am meisten, die sich dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren konnten. In der jüngsten Altersgruppe gelang es nur 17%, eine dauerhafte Arbeit zu finden. Entgegen den Ergebnissen über alle fünf Städte haben die 50- bis 65-jährigen Personen nicht die schlechtesten Integrationschancen, sondern die 18- bis 29-jährigen. Unter den 30- bis 49-jährigen Personen gibt es anteilmässig am meisten Working poor.



**Tabelle LU- 1: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Altersgruppen**

Gruppe	18 bis 29 Jahre	30 bis 49 Jahre	50 bis 65 Jahre
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	11 ( 17,2%)	35 ( 22,0%)	21 ( 28,0%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	6 ( 9,4%)	24 ( 15,1%)	9 ( 12,0%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	6 ( 9,4%)	18 ( 11,3%)	7 ( 9,3%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	11 ( 17,2%)	13 ( 8,2%)	8 ( 10,7%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	13 ( 20,3%)	8 ( 5,0%)	4 ( 5,3%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	11 ( 17,2%)	49 ( 30,8%)	19 ( 25,3%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	2 ( 3,1%)	3 ( 1,9%)	0 ( 0,0%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	4 ( 6,3%)	9 ( 5,7%)	7 ( 9,3%)
<b>Total</b>	64 (100,0%)	159 (100,0%)	75 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 1,9 bzw. 3,1%).

Unter den Personen ohne Schulbildung, mit obligatorischer Schule, Anlehre oder Attest sind anteilmässig mit 25% fast gleich viel, die ohne Arbeit bleiben und auf Dauer auf die Sozialhilfe angewiesen sind, wie unter den Personen mit Berufslehre, höherer Fachausbildung oder Matura mit 23%. Dem gegenüber ist der Anteil der Personen mit Fachhochschule, Universität oder Hochschule mit 7% hier sehr gering. Der Unterschied ist aber nicht signifikant.

Unter den Personen ohne Schulbildung, mit obligatorischer Schule, Anlehre oder Attest sind anteilmässig mit 22% nicht viel weniger, die sich dauerhaft in das Arbeitsleben integrieren konnten, als unter den Personen mit Berufslehre, höherer Fachausbildung oder Matura mit 28%. Die Absolventen einer Hochschule dagegen haben mit einem Anteil von 40% deutlich bessere Integrationschancen. Der Unterschied ist aber nicht signifikant.

**Tabelle LU- 2: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Ausbildung**

Gruppe	Keine Schule, obligatorische Schule, Anlehre, Attest	Berufslehre, Höhere Fachausbildung, Matura	Fachhochschule, Universität, Hochschule
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	28 ( 25,2%)	36 ( 23,4%)	2 ( 6,7%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	11 ( 9,9%)	21 ( 13,6%)	7 ( 23,3%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	13 ( 11,7%)	16 ( 10,4%)	1 ( 3,3%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	17 ( 15,3%)	13 ( 8,4%)	1 ( 3,3%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	8 ( 7,2%)	13 ( 8,4%)	4 ( 13,3%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	24 ( 21,6%)	43 ( 27,9%)	12 ( 40,0%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	1 ( 0,9%)	3 ( 1,9%)	1 ( 3,3%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	9 ( 8,1%)	9 ( 5,8%)	2 ( 6,7%)
Total	111 (100,0%)	154 (100,0%)	30 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test nicht signifikant.

Von den Besuchern einer Integrationsmassnahme sind 27% ohne Arbeit und dauerhaft auf die Sozialhilfe angewiesen, von den Personen, die keine solche Massnahme besucht haben, 20%.

Von den Personen, die keine Integrationsmassnahme besucht haben, konnten sich 31% dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren, von den Massnahme-Absolventen nur 19%. Die Integrationsmassnahmen zeitigen also keine entsprechende Wirkung.

**Tabelle LU- 3: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Besuch von Integrationsmassnahmen**

Gruppe	Integrationsmassnahme besucht	Keine Integrationsmassnahme besucht
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	28 ( 26,7%)	39 ( 20,2%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	18 ( 17,1%)	21 ( 10,9%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	11 ( 10,5%)	20 ( 10,4%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	17 ( 16,2%)	15 ( 7,8%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	8 ( 7,6%)	17 ( 8,8%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	20 ( 19,0%)	59 ( 30,6%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	1 ( 1,0%)	4 ( 2,1%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	2 ( 1,9%)	18 ( 9,3%)
Total	105 (100,0%)	193 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 1,5 bzw. 1,0%).

**Tabelle LU- 4: Besuchte Integrationsmassnahmen**

Caritas Luzern Intervall/Velodienste	32 Absolventen
Schweizer. Arbeiterhilfswerk Integro	18
Verein The Bütz Büro/Gastro Sonnenberg	16
Stadt Luzern verwaltungsinterne Programme	12
Atelier für Frauen, Horw und Luzern	6
Stiftung Brändi	6
Weiss nicht, keine Antwort	21

Es sind nur diejenigen Massnahmen aufgeführt, die auf 5 und mehr Nennungen kamen.

## Resultate von St. Gallen

Von den Männern sind 24% ohne Arbeit und dauerhaft auf die Sozialhilfe angewiesen, von den Frauen 21%. Hier gibt es also nur einen geringen Unterschied. Von den Männern konnten sich 27% dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren, von den Frauen 33%. Zu den Working poor zählen 9% der Männer und 13% der Frauen. Die Unterschiede sind aber nicht signifikant.

Der Anteil der Personen, die ohne Arbeit sind und dauerhaft in der Sozialhilfe verbleiben, beträgt bei den Schweizern 22% und bei den Ausländern 24%. Zu den Working poor gehören 11% der Schweizer und 9% der Ausländer. Die Unterschiede sind hier also sehr klein. Dauerhaft in das Arbeitsleben integriert sind 32% der schweizerischen und 25% der ausländischen Personen. Dieser Unterschied ist aber nicht signifikant.

Unter den 50- bis 65-jährigen Personen bleiben 32% ohne Arbeit und auf Dauer auf die Sozialhilfe angewiesen, unter den beiden jüngeren Altersgruppen 20 bzw. 19%. Das Risiko, in der Sozialhilfe zu verbleiben, ist also für die älteste Gruppe deutlich grösser. Unter den 30- bis 49-jährigen Personen sind mit 33% anteilmässig am meisten, die sich dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren konnten. In der jüngsten Altersgruppe gelang es nur 24%, eine dauerhafte Arbeit zu finden. Entgegen den Ergebnissen über alle fünf Städte haben die 50- bis 65-jährigen Personen nicht die schlechtesten Integrationschancen, sondern die 18- bis 29-jährigen. Unter den 18- bis 29-jährigen Personen gibt es anteilmässig am meisten Working poor.

**Tabelle SG- 1: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Altersgruppen**

Gruppe	18 bis 29 Jahre	30 bis 49 Jahre	50 bis 65 Jahre
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	13 ( 19,4%)	30 ( 19,6%)	27 ( 32,5%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	10 ( 14,9%)	19 ( 12,4%)	3 ( 3,6%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	7 ( 10,4%)	17 ( 11,1%)	7 ( 8,4%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	4 ( 6,0%)	11 ( 7,2%)	3 ( 3,6%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	9 ( 13,4%)	3 ( 2,0%)	2 ( 2,4%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	16 ( 23,9%)	51 ( 33,3%)	23 ( 27,7%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	1 ( 1,5%)	3 ( 2,0%)	3 ( 3,6%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	7 ( 10,4%)	19 ( 12,4%)	15 ( 18,1%)
Total	67 (100,0%)	153 (100,0%)	83 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson-Test hoch signifikant und gemäss Likelihood-Test signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,7 bzw. 1,4%).

Unter den Personen ohne Schulbildung, mit obligatorischer Schule, Anlehre oder Attest sind anteilmässig mit 28% mehr, die ohne Arbeit bleiben und auf Dauer auf die Sozialhilfe angewiesen sind, als unter den Personen mit Berufslehre, höherer Fachausbildung, Matura, Fachhochschule, Universität oder Hochschule mit 21 bzw. 18%.

Unter den Personen ohne Schulbildung, mit obligatorischer Schule, Anlehre oder Attest sind anteilmässig mit 24% weniger, die sich dauerhaft in das Arbeitsleben integrieren konnten, als unter den beiden höheren Ausbildungsgruppen mit 33 bzw. 32%. Ein Abschluss einer Hochschule verschafft keine besseren Integrationschancen als ein Abschluss einer Berufslehre.

**Tabelle SG- 2: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Ausbildung**

Gruppe	Keine Schule, obligatorische Schule, Anlehre, Attest	Berufslehre, Höhere Fachausbildung, Matura	Fachhochschule, Universität, Hochschule
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	27 ( 28,1%)	36 ( 20,6%)	5 ( 17,9%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	7 ( 7,3%)	25 ( 14,3%)	0 ( 0,0%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	7 ( 7,3%)	20 ( 11,4%)	3 ( 10,7%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	7 ( 7,3%)	9 ( 5,1%)	2 ( 7,1%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	5 ( 5,2%)	8 ( 4,6%)	1 ( 3,6%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	23 ( 24,0%)	57 ( 32,6%)	9 ( 32,1%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	1 ( 1,0%)	4 ( 2,3%)	2 ( 7,1%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	19 ( 19,8%)	16 ( 9,1%)	6 ( 21,4%)
Total	96 (100,0%)	175 (100,0%)	28 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test schwach signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 9,4 bzw. 5,5%).

Von den Besuchern einer Integrationsmassnahme sind 34% ohne Arbeit und dauerhaft auf die Sozialhilfe angewiesen, von den Personen, die keine solche Massnahme besucht haben, nur 18%.

Von den Personen, die keine Integrationsmassnahme besucht haben, konnten sich 33% dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren, von den Massnahme-Absolventen nur 22%. Die Integrationsmassnahmen zeitigen also keine entsprechende Wirkung. Die Unterschiede sind allerdings nicht signifikant.

**Tabelle SG- 3: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Besuch von Integrationsmassnahmen**

Gruppe	Integrationsmassnahme besucht	Keine Integrationsmassnahme besucht
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	30 ( 34,5%)	40 ( 18,5%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	10 ( 11,5%)	22 ( 10,2%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	9 ( 10,3%)	22 ( 10,2%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	4 ( 4,6%)	14 ( 6,5%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	3 ( 3,4%)	11 ( 5,1%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	19 ( 21,8%)	71 ( 32,9%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	1 ( 1,1%)	6 ( 2,8%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	11 ( 12,6%)	30 ( 13,9%)
Total	87 (100,0%)	216 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test nicht signifikant.

**Tabelle SG- 4: Besuchte Integrationsmassnahmen**

Stiftung für Arbeit, St. Gallen	59 Absolventen
Deutschunterricht AIDA, St. Gallen	8
Weiss nicht, keine Antwort	12

Es sind nur diejenigen Massnahmen aufgeführt, die auf 5 und mehr Nennungen kamen.

## **Resultate von Lausanne**

Von den Männern sind 29% ohne Arbeit und dauerhaft auf die Sozialhilfe angewiesen, von den Frauen 27%. Von den Männern konnten sich 18% dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren, von den Frauen 21%. Hier gibt es also nur geringe Unterschiede. Zu den Working poor zählen 7% der Männer und 13% der Frauen. Diese Unterschiede sind nicht signifikant.

Zu den Working poor gehören je 10% der Schweizer und der Ausländer. Dauerhaft in das Arbeitsleben integriert sind 19% der schweizerischen und 20% der ausländischen Personen. Es sind hier also kaum Unterschiede vorhanden. Der Anteil der Personen, die ohne Arbeit sind und dauerhaft in der Sozialhilfe verbleiben, beträgt bei den Schweizern 25% und bei den Ausländern 31%. Die Resultate sind nicht signifikant.

Unter den 50- bis 65-jährigen Personen bleiben 45% ohne Arbeit und auf Dauer auf die Sozialhilfe angewiesen, unter den beiden jüngeren Altersgruppen 26 bzw. 15%. Das Risiko, in der Sozialhilfe zu verbleiben, nimmt also mit ansteigendem Alter deutlich zu. Unter den 18- bis 29-jährigen Personen sind mit 28% anteilmässig am meisten, die sich dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren konnten. In der ältesten Altersgruppe gelang es nur 5%, eine dauerhafte Arbeit zu finden. Unter den 18- bis 29-jährigen Personen gibt es anteilmässig am meisten Working poor.



**Tabelle LA- 1: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Altersgruppen**

Gruppe	18 bis 29 Jahre	30 bis 49 Jahre	50 bis 65 Jahre
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	8 ( 14,8%)	37 ( 26,4%)	25 ( 44,6%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	7 ( 13,0%)	13 ( 9,3%)	5 ( 8,9%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	8 ( 14,8%)	15 ( 10,7%)	4 ( 7,1%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	9 ( 16,7%)	14 ( 10,0%)	1 ( 1,8%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	2 ( 3,7%)	12 ( 8,6%)	2 ( 3,6%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	15 ( 27,8%)	31 ( 22,1%)	3 ( 5,4%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	1 ( 1,9%)	9 ( 6,4%)	1 ( 1,8%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	4 ( 7,4%)	9 ( 6,4%)	15 ( 26,8%)
Total	54 (100,0%)	140 (100,0%)	56 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,0%).

Unter den Personen ohne Schulbildung, mit obligatorischer Schule, Anlehre oder Attest sind anteilmässig mit 39% deutlich mehr, die ohne Arbeit bleiben und auf Dauer auf die Sozialhilfe angewiesen sind, als unter den Personen mit Berufslehre, höherer Fachausbildung, Matura, Fachhochschule, Universität oder Hochschule mit 22 bzw. 21%.

Unter den Personen ohne Schulbildung, mit obligatorischer Schule, Anlehre oder Attest sind anteilmässig mit 15% weniger, die sich dauerhaft in das Arbeitsleben integrieren konnten, als unter den beiden höheren Ausbildungsgruppen mit 22 bzw. 23%. Ein Abschluss einer Hochschule verschafft nicht bessere Integrationschancen als ein Abschluss einer Berufslehre.

**Tabelle LA- 2: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Ausbildung**

Gruppe	Keine Schule, obligatorische Schule, Anlehre, Attest	Berufslehre, Höhere Fachausbildung, Matura	Fachhochschule, Universität, Hochschule
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	32 ( 39,5%)	26 ( 22,2%)	10 ( 20,8%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	5 ( 6,2%)	17 ( 14,5%)	3 ( 6,3%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	9 ( 11,1%)	7 ( 6,0%)	10 ( 20,8%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	11 ( 13,6%)	5 ( 4,3%)	8 ( 16,7%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	2 ( 2,5%)	11 ( 9,4%)	3 ( 6,3%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	12 ( 14,8%)	26 ( 22,2%)	11 ( 22,9%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	2 ( 2,5%)	7 ( 6,0%)	1 ( 2,1%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	8 ( 9,9%)	18 ( 15,4%)	2 ( 4,2%)
Total	81 (100,0%)	117 (100,0%)	48 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,1%).

Von den Besuchern einer Integrationsmassnahme sind 42% ohne Arbeit und dauerhaft auf die Sozialhilfe angewiesen, von den Personen, die keine solche Massnahme besucht haben, nur 24%.

Von den Personen, die keine Integrationsmassnahme besucht haben, konnten sich 21% dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren, von den Massnahme-Absolventen 13%. Die Integrationsmassnahmen zeitigen also keine entsprechende Wirkung. Die Unterschiede sind allerdings nicht signifikant.

**Tabelle LA- 3: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Besuch von Integrationsmassnahmen**

Gruppe	Integrationsmassnahme besucht	Keine Integrationsmassnahme besucht
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	23 ( 41,8%)	47 ( 24,1%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	5 ( 9,1%)	20 ( 10,3%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	6 ( 10,9%)	21 ( 10,8%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	3 ( 5,5%)	21 ( 10,8%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	5 ( 9,1%)	11 ( 5,6%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	7 ( 12,7%)	42 ( 21,5%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	1 ( 1,8%)	10 ( 5,1%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	5 ( 9,1%)	23 ( 11,8%)
Total	55 (100,0%)	195 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test nicht signifikant.

**Tabelle LA- 4: Besuchte Integrationsmassnahmen**

Cours de français pour francophones et non-francophones	6 Absolventen
Atelier informatique et gestion de la vie	5
Weiss nicht, keine Antwort	37

Es sind nur diejenigen Massnahmen aufgeführt, die auf 5 und mehr Nennungen kamen.

## **Resultate von Biel**

Von den Männern und von den Frauen sind 39% ohne Arbeit und dauerhaft auf die Sozialhilfe angewiesen. Von den Männern konnten sich 16% dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren, von den Frauen 14%. Hier gibt es also nur geringe oder gar keine Unterschiede. Zu den Working poor zählen 13% der Männer und 17% der Frauen. Diese Unterschiede sind nicht signifikant.

Zu den Working poor gehören 14% der Schweizer und 16% der Ausländer. Es ist hier also nur ein geringer Unterschied vorhanden. Dauerhaft in das Arbeitsleben integriert sind 18% der schweizerischen und 12% der ausländischen Personen. Der Anteil der Personen, die ohne Arbeit sind und dauerhaft in der Sozialhilfe verbleiben, beträgt bei den Schweizern 37% und bei den Ausländern 41%. Diese Unterschiede sind nicht signifikant.

Unter den 50- bis 65-jährigen Personen bleibt mehr als die Hälfte ohne Arbeit und auf Dauer auf die Sozialhilfe angewiesen, unter den beiden jüngeren Altersgruppen 32 bzw. 39%. Das Risiko, in der Sozialhilfe zu verbleiben, ist also für die älteste Altersgruppe deutlich am grössten. Unter den 30- bis 49-jährigen Personen sind mit 19% anteilmässig am meisten, die sich dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren konnten. In der ältesten Altersgruppe gelang es nur 9%, eine dauerhafte Arbeit zu finden. Unter den 30- bis 49-jährigen Personen gibt es anteilmässig am meisten Working poor.

**Tabelle BI- 1: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Altersgruppen**

Gruppe	18 bis 29 Jahre	30 bis 49 Jahre	50 bis 65 Jahre
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	29 ( 38,7%)	57 ( 32,4%)	50 ( 51,5%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	9 ( 12,0%)	31 ( 17,6%)	11 ( 11,3%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	3 ( 4,0%)	14 ( 8,0%)	8 ( 8,2%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	8 ( 10,7%)	19 ( 10,8%)	3 ( 3,1%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	5 ( 6,7%)	8 ( 4,5%)	2 ( 2,1%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	10 ( 13,3%)	34 ( 19,3%)	9 ( 9,3%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	0 ( 0,0%)	4 ( 2,3%)	2 ( 2,1%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	11 ( 14,7%)	9 ( 5,1%)	12 ( 12,4%)
Total	75 (100,0%)	176 (100,0%)	97 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 1,0 bzw. 0,4%).

Unter den Personen ohne Schulbildung, mit obligatorischer Schule, Anlehre oder Attest sind anteilmässig mit 50% deutlich mehr, die ohne Arbeit bleiben und auf Dauer auf die Sozialhilfe angewiesen sind, als unter den Personen mit Berufslehre, höherer Fachausbildung, Matura, Fachhochschule, Universität oder Hochschule mit 31 bis 40%.

Unter den Personen ohne Schulbildung, mit obligatorischer Schule, Anlehre oder Attest sind anteilmässig mit 10% weniger, die sich dauerhaft in das Arbeitsleben integrieren konnten, als unter den beiden höheren Ausbildungsgruppen mit 18 bzw. 20%. Ein Abschluss einer Hochschule verschafft kaum bessere Integrationschancen als ein Abschluss einer Berufslehre.

**Tabelle BI- 2: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Ausbildung**

Gruppe	Keine Schule, obligatorische Schule, Anlehre, Attest	Berufslehre, Höhere Fachausbildung, Matura	Fachhochschule, Universität, Hochschule
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	64 ( 49,6%)	55 ( 31,3%)	16 ( 40,0%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	24 ( 18,6%)	23 ( 13,1%)	4 ( 10,0%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	8 ( 6,2%)	16 ( 9,1%)	1 ( 2,5%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	8 ( 6,2%)	16 ( 9,1%)	6 ( 15,0%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	3 ( 2,3%)	10 ( 5,7%)	2 ( 5,0%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	13 ( 10,1%)	31 ( 17,6%)	8 ( 20,0%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	1 ( 0,8%)	5 ( 2,8%)	0 ( 0,0%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	8 ( 6,2%)	20 ( 11,4%)	3 ( 7,5%)
<b>Total</b>	129 (100,0%)	176 (100,0%)	40 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 4,4 bzw. 3,2%).

Von den Besuchern einer Integrationsmassnahme sind 47% ohne Arbeit und dauerhaft auf die Sozialhilfe angewiesen, von den Personen, die keine solche Massnahme besucht haben, nur 35%.

Von den Personen, die keine Integrationsmassnahme besucht haben, konnten sich 19% dauerhaft in die Arbeitswelt integrieren, von den Massnahme-Absolventen nur 8%. Die Integrationsmassnahmen zeitigen also keine entsprechende Wirkung.

**Tabelle BI- 3: Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Besuch von Integrationsmassnahmen**

Gruppe	Integrationsmassnahme besucht	Keine Integrationsmassnahme besucht
<b>A1</b> Ohne Arbeit und auf Dauer auf Sozialhilfe angewiesen	57 ( 47,1%)	79 ( 34,8%)
<b>A2</b> Mit Arbeit und daneben auf Sozialhilfe angewiesen (Working poor)	27 ( 22,3%)	24 ( 10,6%)
<b>B1</b> Arbeit gefunden, aber wieder verloren oder aufgegeben. Drehtüreffekt besteht mit Sicherheit.	6 ( 5,0%)	19 ( 8,4%)
<b>B2</b> Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Drehtüreffekt ist ziemlich wahrscheinlich.	8 ( 6,6%)	22 ( 9,7%)
<b>B3</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die aber seit weniger als sieben Monaten an der gleichen Stelle sind. Drehtüreffekt ist ungewiss.	4 ( 3,3%)	11 ( 4,8%)
<b>C1</b> Personen mit unbefristetem Arbeitsvertrag, die seit sieben und mehr Monaten an der gleichen Stelle sind = Personen, die dauerhaft Arbeit gefunden haben.	10 ( 8,3%)	43 ( 18,9%)
<b>C2</b> Selbständig erwerbstätige Personen	1 ( 0,8%)	5 ( 2,2%)
<b>D</b> Von der Sozialhilfe abgemeldet, aber seither nie Arbeit gefunden bzw. keine Arbeit gesucht	8 ( 6,6%)	24 ( 10,6%)
Total	121 (100,0%)	227 (100,0%)

Diese Unterschiede sind gemäss Pearson- und Likelihood-Test hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,4 bzw. 0,3%).

**Tabelle BI- 4: Anzahl Absolventen von Integrationsmassnahmen**

Unicef	24
Gad Stiftung	23
Landschaftswerk Biel Seeland	6
Weiss nicht, keine Antwort	21

Es sind nur diejenigen Massnahmen aufgeführt, die auf 5 und mehr Nennungen kamen.

## Anhang 5: Vergleichende Resultate zu den Massnahmen zwischen den Städten

Von besonderem Interesse ist, ob sich die (Miss-)Erfolgsquoten der Reintegration in den ersten Arbeitsmarkt zwischen den fünf Städten deutlich oder schwach *unterscheiden* in Bezug auf (a) verfügte externe Integrationsmassnahmen [Code = A25] und (b) nicht-finanzielle Massnahmen der arbeitsmarktlichen Aktivierung (Unterstützung, Beratung und Kontrolle). Im zweiten Fall testen wir auf die Dummy-Variable, ob das jeweilige Sozialamt mehr oder weniger als zwei solche nicht-finanziellen Massnahmen geleistet hat [unten mit dem Code = A2QXXMehrAlsZwei]. Die (Miss-)Erfolgsquote messen wir anhand der Gruppendifinition G [Code = BINLOGG], d.h. anhand des Indikators, ob eine Chance besteht, dem Drehtüreffekt zu entkommen oder nicht.

Wir wollen dies zunächst rein deskriptiv mittels bivariaten Kreuztabellen und mittels Übersichtsgrafiken betrachten. Der Referenzpunkt ist jeweils die Auswertung für alle fünf Städte zusammen.

**Tabelle 51: Erfolgsquote für Gruppe G (BINLOGG) bei externen Integrationsmassnahmen (A25) in allen fünf Städten zusammen**

Count % Row % Col		BINLOGG		Total
		0	1	
0		448	469	917
		48.85	51.15	100.00
		60.30	76.51	67.63
A25	1	295	144	439
		67.20	32.80	100.00
		39.70	23.49	32.37
	Total	743	613	1356
		54.79	45.21	100.00
		100.00	100.00	100.00

**Tabelle BS- 5: Erfolgsquote für Gruppe G (BINLOGG) bei externen Integrationsmassnahmen (A25) in Basel-Stadt**

Count % Row % Col		BINLOGG		Total
		0	1	
0		74	107	181
		40.88	59.12	100.00
		53.24	76.98	65.11
A25	1	65	32	97
		67.01	32.99	100.00
		46.76	23.02	34.89
	Total	139	139	278
		50.00	50.00	100.00
		100.00	100.00	100.00



Lesebeispiel: In der Stadt Basel (Tabelle BS-5) haben von den Personen OHNE externe Massnahme 59.12% einen Erfolg (für Gruppe G) verzeichnet, in allen fünf Städten (Tabelle 51) dagegen 51.15%. – In der Stadt Basel haben von den Personen MIT externer Massnahme 32.99% einen Erfolg verzeichnet, in allen fünf Städten dagegen 32.80%.

MIT Erfolg haben 23.02% eine externe Massnahme in Basel besucht, in allen fünf Städten waren es 23.49%. – OHNE Erfolg haben 46.76% eine externe Massnahme in Basel besucht, in allen fünf Städten waren es 39.70%.

GROSSBUCHSTABEN zeigen hier die Vergleichsbasis (100%) an. Also z.B. explizit ausgedrückt: Von allen 139 Personen, die in Basel einen Erfolg hatten (100%), haben 32 Personen oder 23.02% eine externe Massnahme besucht.

**Tabelle LU- 5: Erfolgsquote für Gruppe G bei externen Integrationsmassnahmen in Luzern**

Count % Row % Col	BINLOGG		
	0	1	Total
0	80	95	175
	45.71	54.29	100.00
	58.39	67.38	62.95
A25 1	57	46	103
	55.34	44.66	100.00
	41.61	32.62	37.05
Total	137	141	278
	49.28	50.72	100.00
	100.00	100.00	100.00

**Tabelle SG- 5: Erfolgsquote für Gruppe G bei externen Integrationsmassnahmen in St. Gallen**

Count % Row % Col	BINLOGG		
	0	1	Total
0	84	102	186
	45.16	54.84	100.00
	63.16	79.07	70.99
A25 1	49	27	76
	64.47	35.53	100.00
	36.84	20.93	29.01
Total	133	129	262
	50.76	49.24	100.00
	100.00	100.00	100.00

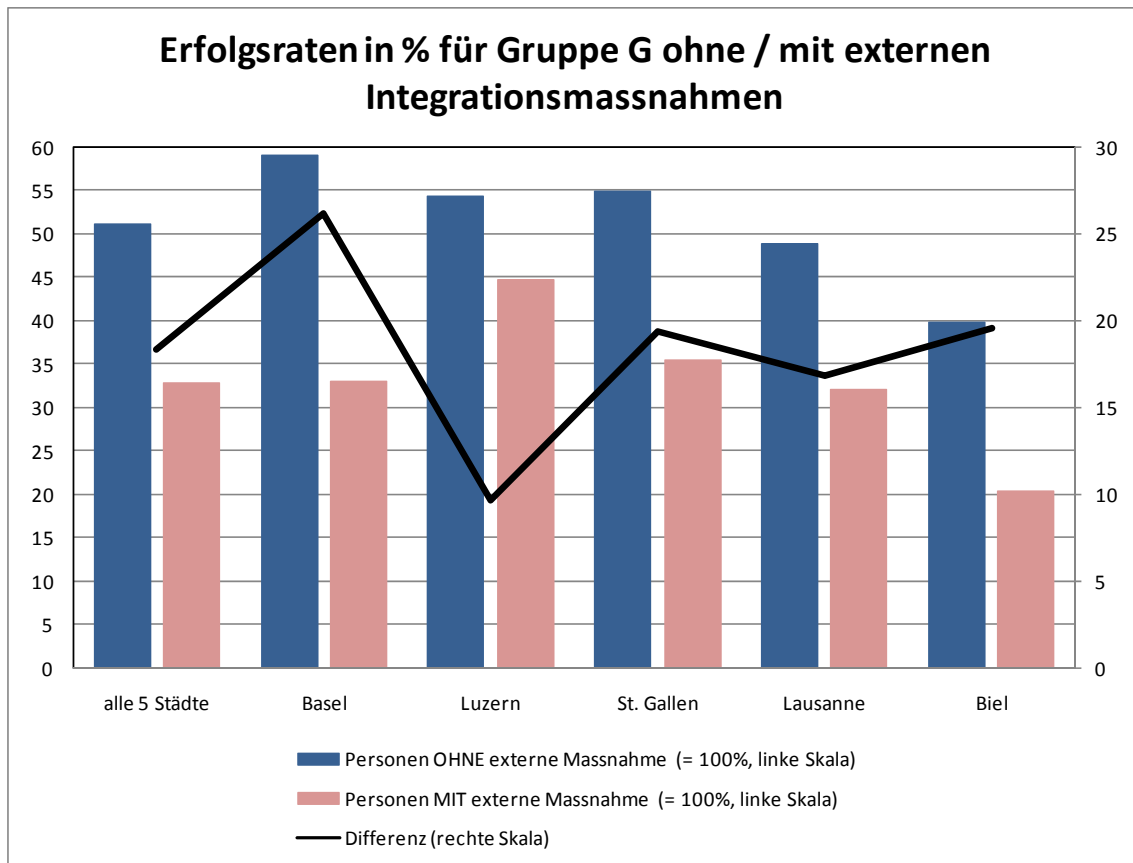
**Tabelle LA- 5: Erfolgsquote für Gruppe G bei externen Integrationsmassnahmen in Lausanne**

Count % Row % Col		BINLOGG		Total
		0	1	
A25	0	88	84	172
		51.16	48.84	100.00
		72.13	84.00	77.48
A25	1	34	16	50
		68.00	32.00	100.00
		27.87	16.00	22.52
Total	Total	122	100	222
		54.95	45.05	100.00
		100.00	100.00	100.00

**Tabelle BI- 5: Erfolgsquote für Gruppe G bei externen Integrationsmassnahmen in Biel**

Count % Row % Col		BINLOGG		Total
		0	1	
A25	0	122	81	203
		60.10	39.90	100.00
		57.55	77.88	64.24
A25	1	90	23	113
		79.65	20.35	100.00
		42.45	22.12	35.76
Total	Total	212	104	316
		67.09	32.91	100.00
		100.00	100.00	100.00

**Abbildung 28: Übersicht über die Erfolgsraten für Gruppe G mit / ohne externe Integrationsmassnahmen in den fünf Städten**



Wie an der schwarzen Linie unmittelbar erkennbar wird, ist der Abfall der Erfolgsrate in Prozentpunkten (rechte Skala) von der Gruppe OHNE Massnahme zu der Gruppe MIT Massnahme in Basel besonders stark und in Luzern besonders schwach. Die drei übrigen Städte bewegen sich in der Nähe des Durchschnittswertes der fünf Städte. (Der *relative oder prozentuale* Abfall ist in Biel bei diesen drei Städten am stärksten, weil die absoluten Erfolgsraten hier am geringsten sind.)

Das besonders starke Absinken der Erfolgsrate in Basel kann in (zumindest) zweifacher Weise interpretiert werden: Weil in der Massnahmengruppe die Erfolgsrate Basels ziemlich exakt der durchschnittlichen Erfolgsrate aller fünf Städte entspricht, aber die Nicht-Massnahmengruppe in Basel besonders hohe Erfolgsraten im Quervergleich aufweist, ist darauf der im Quervergleich der fünf Städte relativ stärkste Erfolgsabfall in Basel zurückzuführen. In der „*pessimistischen*“ Lesart würde man zum Schluss gelangen, trotz der vergleichsweise besten äusseren Umweltbedingungen gelinge es Basel nicht, auch in der Massnahmengruppe die Erfolgsrate überdurchschnittlich anzuheben. In der „*optimistischen*“ Lesart könnte man behaupten, die hohe Erfolgsrate in der Nicht-Massnahmengruppe reflektiere nicht (nur) die unbeeinflussbaren Umweltbedingungen, sondern auch (oder vor allem), dass für diesen Personenkreis der Droheffekt, einem Beschäftigungsprogramm zugewiesen zu werden, in Basel besonders gut gewirkt habe.<sup>61</sup> – Weil hier aber weder für verzerrende Wirkungen aus der un-

<sup>61</sup> Dass Beschäftigungsprogramme in manchen Fällen v.a. aufgrund eines Droheffektes und nicht aufgrund eines Humankapitaleffektes per saldo positiv auf die Reintegration wirken – und daher den negativ wirkenden „Lock-in“-Effekt dominieren, haben diverse Wirksamkeitsstudien zur aktiven Arbeitsmarktpolitik empirisch nachwei-

terschiedlichen Selektionsweise in die Massnahmen- und in die Nicht-Massnahmengruppe noch für den unterschiedlichen Einfluss von äusseren Umweltbedingungen zwischen den Städten kontrolliert worden ist, dürfen die noch rein deskriptiven Ergebnisse auch nicht kausal interpretiert werden. Zu diesem Zweck werden die Analysen in Teil II vorgenommen.

Wir können die gleiche Betrachtung nun noch für die Dummy-Variable „mehr als zwei nicht-finanzielle Massnahmen“ wiederholen.

**Tabelle 52: Erfolgsquote für Gruppe G (BINLOGG) bei mehr als zwei nicht-finanziellen Massnahmen (A2QXXMehrAlsZwei) in allen fünf Städten zusammen**

Count % Row % Col	BINLOGG		
	0	1	Total
0	373	413	786
	47.46	52.54	100.00
	50.20	67.37	57.96
A2QXXMEHRAL SZWEI			
1	370	200	570
	64.91	35.09	100.00
	49.80	32.63	42.04
Total	743	613	1356
	54.79	45.21	100.00
	100.00	100.00	100.00

**Tabelle BS- 6: Erfolgsquote für Gruppe G (BINLOGG) bei mehr als zwei nicht-finanziellen Massnahmen (A2QXXMehrAlsZwei) in Basel**

Count % Row % Col	BINLOGG		
	0	1	Total
0	76	88	164
	46.34	53.66	100.00
	54.68	63.31	58.99
A2QXXMEHRAL SZWEI			
1	63	51	114
	55.26	44.74	100.00
	45.32	36.69	41.01
Total	139	139	278
	50.00	50.00	100.00
	100.00	100.00	100.00

sen können. Für die Schweiz z.B.: R. Lalive d'Epinay, T. Zehnder, J. Zweimüller, Makroökonomische Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik der Schweiz, Seco Publikation Arbeitsmarktpolitik No. 19, Bern 2006

**Tabelle LU- 6: Erfolgsquote für Gruppe G bei mehr als zwei nicht-finanziellen Massnahmen in Luzern**

Count % Row % Col	BINLOGG		
	0	1	Total
0	69	87	156
	44.23	55.77	100.00
	50.36	61.70	56.12
A2QXXMEHRAL SZWEI 1	68	54	122
	55.74	44.26	100.00
	49.64	38.30	43.88
Total	137	141	278
	49.28	50.72	100.00
	100.00	100.00	100.00

**Tabelle SG- 6: Erfolgsquote für Gruppe G bei mehr als zwei nicht-finanziellen Massnahmen in St. Gallen**

Count % Row % Col	BINLOGG		
	0	1	Total
0	59	90	149
	39.60	60.40	100.00
	44.36	69.77	56.87
A2QXXMEHRAL SZWEI 1	74	39	113
	65.49	34.51	100.00
	55.64	30.23	43.13
Total	133	129	262
	50.76	49.24	100.00
	100.00	100.00	100.00

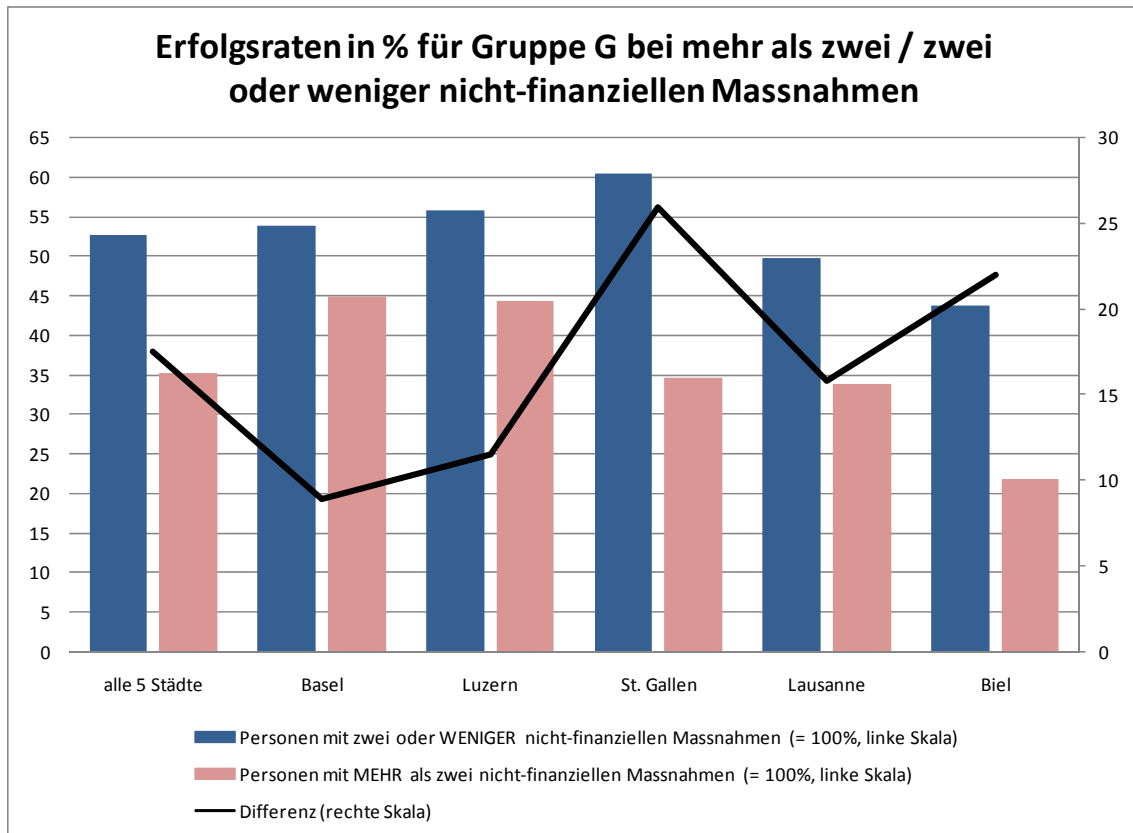
**Tabelle LA- 6: Erfolgsquote für Gruppe G bei mehr als zwei nicht-finanziellen Massnahmen in Lausanne**

Count % Row % Col	BINLOGG		
	0	1	Total
0	79	78	157
	50.32	49.68	100.00
	64.75	78.00	70.72
A2QXXMEHRAL SZWEI 1	43	22	65
	66.15	33.85	100.00
	35.25	22.00	29.28
Total	122	100	222
	54.95	45.05	100.00
	100.00	100.00	100.00

**Tabelle BI- 6: Erfolgsquote für Gruppe G bei mehr als zwei nicht-finanziellen Massnahmen in Biel**

Count % Row % Col		BINLOGG		Total
		0	1	
0		90	70	160
		56.25	43.75	100.00
		42.45	67.31	50.63
A2QXXMEHRAL SZWEI 1		122	34	156
		78.21	21.79	100.00
		57.55	32.69	49.37
Total		212	104	316
		67.09	32.91	100.00
		100.00	100.00	100.00

**Abbildung 29: Übersicht über die Erfolgsraten für Gruppe G mit mehr als zwei / höchstens zwei nicht-finanziellen Massnahmen in den fünf Städten**



Jetzt ist plötzlich Basel in jener Position, in welcher bei den externen Integrationsmassnahmen Luzern gewesen: Es weist in Prozentpunkten den geringsten Erfolgsabfall auf, während St. Gallen und Biel das stärkste Absinken der Erfolgsrate verzeichnen.

## Anhang 6: Erläuterungen zum empirischen Vorgehen in Teil II

Im Folgenden werden das schrittweise Vorgehen und die statistischen Auswertungsweisen beschrieben.

### A6-1. Datenaufbereitung

Die Umfrage-Rohdaten sind zunächst für die künftigen Schätzungen aufbereitet worden. Erstens sind adäquate Umcodierungen gemacht worden (z.B. bei steigender Ausbildung in aufsteigender Zahlenfolge, um ordinal skalierte Schätzungen durchführen zu können, dabei vermeidend, dass z.B. „K.A.“ oder „Sonstiges“ eine ordinal höhere oder tiefere Codierung erhalten hat als die höchste bzw. tiefste codierte Sachantwort). Danach ist eine analytische (Um-)Gruppierung der Variablen vorgenommen worden. Drittens sind noch einige „synthetische“ Variablen aus den bestehenden Variablen konstruiert worden:

1. Zunächst die synthetisierten Variablen: „Romandie“-Dummy (wobei Biel als welsche Region taxiert wurde) / „Alter im Jahr 2005“ / Dummy für „Kompetenz in der Umgangssprache“ („ja“ wenn die Interviewsprache mit der Umgangssprache in der Region übereinstimmt, wobei berücksichtigt worden ist, dass Biel bilingual ist, d.h. nur dann ein „nein“ resultiert, wenn die Interviewsprache weder deutsch noch französisch ist) / „berufliche Stellung“ (zuerst S10\_1 und S10\_2 zu S10 „Beruf“ zusammengezogen, anschliessend in eine hierarchische Ordnung gebracht:
  - (1) selbständig ohne Angestellte → Code = 4
  - (2) selbständig mit Angestellte → 1
  - (3) Mitarbeiter im Familienbetrieb → 3
  - (4) Arbeitnehmer oberes Kader → 1
  - (5) Mittleres / unteres Kader → 2
  - (6) Angestellter / Arbeiter → 3
  - (7) Lehrling → 5
  - (8) Pensioniert → 6
  - (9) Hausfrau / -mann → 6
  - (10) Anderes → 6
  - (11) K.A. → 6
2. Die systematische Gruppierungen der modellexogenen Einflussvariablen:
  - (1) auch langfristig strikt exogen bleibende potentielle Diskriminierungsfaktoren auf der Arbeitsnachfrageseite
  - (2) Einkommens- und Vermögenseffekte
  - (3) langfristig endogenisierbare, objektivierbare, rationale Humankapitalfaktoren

- (4) langfristig endogenisierbar, aber schlecht messbare „weiche“ subjektive Einstellungsfaktoren
- (5) exogene Umweltfaktoren der RAV-Regionen 2004 und 2005
- (6) direkte unterstützende Massnahmen und verfügte externe Massnahmen der i.e.S. aktivierenden Sozialhilfe
- (7) finanzielle Anreize (gewährte Unterstützungsleistungen vor oder nach gewährter Sozialhilfe)
- (8) Eine besondere Kategorie bildet der „kulturelle Einfluss“ im Sinne einer unveränderbaren „Mentalität“, welche auch auf der Arbeitsangebotsseite einen entsprechenden „Habitus“ prägt.

### **A6-2. Datenverknüpfung verschiedener Datenquellen**

Noch ohne Sample correction, d.h. noch ohne Gewichtungskorrekturen aufgrund allfälliger unwillkürlicher Selektionsverzerrungen bereits auf Datenbeschaffungsebene (→ einerseits des gelieferten Samples in Bezug zur Grundgesamt, andererseits der effektiv ausgeschöpften Befragungen in Bezug zum Sample) sind zunächst die RAV-Regionen-Daten der 5 Städte aus AVAM des ökonometrischen Modells mit den Individualdaten der Umfrage verknüpft worden.

### **A6-3. Test auf Multikollinearität**

Anschliessend ist eine Interkorrelationsanalyse unter den bereits gruppierten modellexogenen Variablen in SAS gemacht worden, um allfällige Multikollinearitäten (lineare Abhängigkeit unter den Einflussvariablen) innerhalb der einzelnen Einflussgruppen zu entdecken. Zweck davon ist es, von Beginn weg instabile Parameterschätzungen möglichst zu vermeiden. Das ist zwar recht häufig nicht perfekt gelungen, aber der relative Misserfolg hat nicht auf noch verbliebener Multikollinearität beruht, sondern auf dem „Missing datas“-Dilemma: Wenn gewisse theoretisch interessante Einflussfaktoren in die Schätzungen einbezogen worden sind, ist es z.T. zu hohen Ausfallraten von Beobachtungspunkten gekommen. Die damit einher gehenden versteckten Selektionseffekte haben dann die Werte der Wirkfaktoren verändert. (Z.B. wird die Wirksamkeit von Prämienverbilligungen der Krankenkassen massiv weniger stark beeinflusst, ob man mit „ja“ oder „nein“ antwortet, im Vergleich zum Unterschied der Wirksamkeit zwischen der mit „ja“ oder „nein“ antwortenden Gruppe und der nicht antwortenden Gruppe der Befragten.)

Es hat sich gezeigt, dass meistens nur die AVAM-Daten z.T. hohen Interkorrelationen ausgesetzt sind. Auch nach Selektion nicht interkorrelierter AVAM-Daten hat sich als Hauptproblem für die nachfolgenden Schätzungen dann aber eher heraus geschält, dass alle AVAM-Variablen in fast allen Schätzungen nicht signifikant gewesen sind. Der Grund ist offensichtlich: Unterschiedliche Umweltfaktoren in den 5 RAV-Regionen haben sich als nicht dominan-



te Einflussgrössen erwiesen in Bezug auf die Wiedereingliederungschancen der Sozialhilfeempfänger. Wenn Individualdaten verfügbar sind, ist dies ein sehr wahrscheinliches Ergebnis. Ausserdem handelt es sich um keine Zeitreihenanalyse, sondern um eine reine Querschnittsanalyse, so dass ein allfällig wechselnder Zeiteinfluss durch die AVAM-Daten nicht hat eingefangen werden können. (Die Jahrgänge 2005 und 2006 sind ja gemergt worden, um genügend hohe Fallzahlen zu bekommen.) Trotzdem ist aus diesem Befund nicht zu schliessen, regionale Unterschiede hätten gar keinen Einfluss. Denn die Variable „aus der Romandie stammend“ hat in allen Schätzvarianten stets klare Signifikanz gezeigt, und zwar in negativer Wirkrichtung.

Um einen Eindruck zu erhalten, wie eine Interkorrelationsmatrix aussieht, hier eine solche für die Untergruppe der „rationalen“ Humankapital-Variablen:

**Tabelle 53: Korrelationsmatrix zwischen Humankapital-Variablen**

	Alter2005	A38_1	A38_2	A37	S10	Komp Umgangsspr	Berufsstellung
Alter2005	1.00000	0.24056	0.53614	0.06834	-0.16373	-0.07788	-0.15459
Alter2005		<.0001	<.0001	0.0075	<.0001	0.0023	<.0001
	1529	590	528	1529	1529	1529	1516
A38_1	0.24056	1.00000	.	0.01242	0.00820	-0.10686	-0.03162
A38_1	<.0001		.	0.7635	0.8424	0.0094	0.4448
	590	590	528	590	590	590	586
A38_2	0.53614	.	1.00000	-0.16666	-0.08949	-0.02261	-0.14149
A38_2	<.0001		.	0.0001	0.0398	0.6042	0.0012
	528	528	528	528	528	528	524
A37	0.06834	0.01242	-0.16666	1.00000	-0.07540	0.09894	-0.09526
A37	0.0075	0.7635	0.0001		0.0032	0.0001	0.0002
	1529	590	528	1529	1529	1529	1516
S10	-0.16373	0.00820	-0.08949	-0.07540	1.00000	0.03423	0.44469
S10	<.0001	0.8424	0.0398	0.0032		0.1809	<.0001
	1529	590	528	1529	1529	1529	1516
KompUmgangsspr	-0.07788	-0.10686	-0.02261	0.09894	0.03423	1.00000	-0.02426
KompUmgangsspr	0.0023	0.0094	0.6042	0.0001	0.1809		0.3451
	1529	590	528	1529	1529	1529	1516
Berufsstellung	-0.15459	-0.03162	-0.14149	-0.09526	0.44469	-0.02426	1.00000
Berufsstellung	<.0001	0.4448	0.0012	0.0002	<.0001	0.3451	
	1516	586	524	1516	1516	1516	1516

Codierung: S10 = Beruf, A37 = erreichte abgeschlossene Ausbildung, A38\_1 = Seit Geburt in der Schweiz, A38\_2 = seit wie vielen Jahren in der Schweiz

Die erste Zeile zeigt jeweils die bivariate empirische Korrelation  $r$ , die zweite Zeile die Wahrscheinlichkeit, dass der wahre Korrelationswert  $\rho$  nicht von null abweicht (bzw. dass keine Korrelation existiert), die dritte Zeile die beobachteten Fälle. Der „weichere“ Test ist, dass die erste Zeile „deutlich kleiner als absolut 0.5“ ist, der „härtere“ Test ist, dass die zweite Zeile „deutlich grösser als 0.1“ ist. – Obwohl „Alter im Jahr 2005“ eine potentiell „diskriminierende“ Variable ist, ist sie in die Korrelationsanalyse der Humankapitalfaktoren miteinbezogen worden. Wenn nämlich z.B. die Aufenthaltsdauer von Ausländern in der Schweiz (A38\_2) als Proxy für den Integrationsgrad oder die Sprachkompetenz interpretiert wird (und nicht als inverse Proxy für „irrationale“ Diskriminierung), so liegt die Vermutung nahe, dass mit dem Alter im Jahr 2005 gleichwohl eine hohe Interkorrelation bestehen dürfte. Allerdings zeigt die vorliegende Tabelle, dass die Aufenthaltsdauer in der Schweiz mit der Sprechkompetenz

praktisch in keinem Zusammenhang steht, die Aufenthaltsdauer somit eine untaugliche Proxy dafür wäre.

Es sei hier noch das Beispiel gezeigt, für das die Interkorrelationen mit Abstand die grösste Rolle gespielt haben – für die exogenen und endogenen Umwelt-Variablen des ökonometrischen Modells (in einem Auszug). Weil sie meist recht deutlich sind, haben wir uns entschieden, immer höchstens nur eine Variable aus dieser Variablengruppe in die folgenden Schätzungen einzubeziehen.

**Tabelle 54: Korrelationsmatrix zwischen exogenen Variablen des ökonometrischen Modells der geltenden Wirkungsvereinbarung des SECO mit den Kantonen**

	RAVIND_04	Anteil Neuzugang Region_04	rzNATCH_ 04	rz SAISON_ 04
RAVIND_04	1.00000	0.16558	-0.96100	0.18265
RAVIND_04		<.0001	<.0001	<.0001
AnteilNeuzugangRegion_04	0.16558	1.00000	-0.26707	-0.59153
AnteilNeuzugangRegion_04		<.0001	<.0001	<.0001
rzNATCH_04	-0.96100	-0.26707	1.00000	-0.09496
rzNATCH_04		<.0001		0.0002
rzSAISON_04	0.18265	-0.59153	-0.09496	1.00000
rzSAISON_04		<.0001	0.0002	
RAVIND_05	0.62660	-0.09435	-0.54992	-0.31338
RAVIND_05		0.0002	<.0001	<.0001
AnteilNeuzugangRegion_05	0.01542	0.51247	0.00814	0.29083
AnteilNeuzugangRegion_05		<.0001	0.7504	<.0001
rzNATCH_05	-0.98513	-0.22876	0.99366	-0.11104
rzNATCH_05		<.0001	<.0001	<.0001
rzSAISON_05	0.73327	0.00057	-0.80681	0.55961
rzSAISON_05		0.9824	<.0001	<.0001

#### A6-4. Die Probit-Schätzungen

Wie bereits in der Offerte konzeptionell angedacht worden ist, sind als erstes einige Probit-Schätzungen versucht worden. Es hat sich indessen gezeigt, dass im vorliegenden Kontext für eine „klassische“ Probit-Modellierung viel zu restriktive Annahmen getroffen werden müssten, um Probit-Schätzungen auf adäquate Weise durchführen zu können. Dies soll nachfolgend kurz erläutert werden:

**Tabelle 55: „Klassische“ Probit-Analyse für Gruppe G**

SummeAktSozG	nSubj	ResponseProbitG	Erfolgsrate
0	303	208	0.6865
1	230	135	0.5870
2	228	119	0.5219
3	219	99	0.4521
4	165	70	0.4242
5	128	58	0.4531
6	87	32	0.3678
7	50	17	0.3400
8	43	17	0.3953
9	38	10	0.2632
10	18	7	0.3889
11	11	2	0.1818
12	8	2	0.2500
13	1	1	
14	0	0	
15	0	0	
16	0	0	
17	0	0	
18	0	0	

**Tabelle 56: „Klassische“ Probitanalyse für Gruppe H**

SummeAktSozH	nSubj	ResponseProbitH	Erfolgsrate
0	303	149	0.4917
1	230	92	0.4000
2	228	96	0.4211
3	219	70	0.3196
4	165	47	0.2848
5	128	45	0.3516
6	87	20	0.2299
7	50	11	0.2200
8	43	11	0.2558
9	38	8	0.2105
10	18	2	0.1111
11	11	2	0.1818
12	8	1	0.1250
13	1	1	
14	0	0	
15	0	0	
16	0	0	
17	0	0	
18	0	0	

Zur Intuition: In einem Probit-Setting geht man gedanklich streng „naturwissenschaftlich“ vor, z.B. wie in einem Test eines neuen Pflanzengiftes. Anstatt die sich verändernde Wirksamkeit von steigenden „Dosen“ in verschiedenen „Versuchen“ zu prüfen, testen wir die steigende oder fallende Wirksamkeit von steigenden Massnahmen pro Kopf der i.e.S. aktivierenden Sozialhilfe. Unter „Massnahmen der i.e.S. aktivierenden Sozialhilfe“ sind nicht-finanzielle unterstützende und kontrollierende Massnahmen zu verstehen, welche das Sozialamt selber unternimmt, wie z.B. die direkte Übernahme von Teilen des Zahlungsverkehrs, die Hilfe bei Bewerbungsschreiben oder ein Coaching bei Vorstellungsgesprächen. Verfügte externe Massnahmen werden als eines von 18 Instrumenten miteinbezogen. – Wenn je Proband die „Dosis“ der verfügen „Massnahmen der i.e.S. aktivierenden Sozialhilfe“ schrittweise er-

höht wird (bis zu maximal 18 Einheiten), verringert sich tendenziell die Erfolgsrate, d.h. reduziert sich die Chance, bei Gruppe G oder H „ja“-Fälle („Heilungserfolge“) zu erzeugen. Ein Lesebeispiel: Wird jemandem statt 3 Massnahmen neu 4 Massnahmen verfügt, reduziert sich seine Chance, sich von der Sozialhilfe definitiv abzulösen (Gruppe H) von 31.96% auf 28.48%. Die entsprechende Chance, dem Drehtüreffekt vielleicht zu entrinnen (Gruppe G), verringert sich von 45.21% auf 42.42%.

Diese inversen Erfolgsraten führen in den anhand SPSS durchgeführten Probit-Schätzungen zu folgenden Ergebnissen (wobei die Outputs hier nur selektiv wiedergegeben werden):

**Tabelle 57: Ergebnisse 1 der Probit-Schätzungen**

Parameter Estimates							
Parameter	Estimate	Std. Error	Z	Sig.	95% Confidence Interval		
					Lower Bound	Upper Bound	
PROBIT <sup>a</sup> SummeAktSozH	-.297	.053	-5.657	.000	-.400	-.194	
Intercept	.235	.068	3.469	.001	.167	.303	

a. PROBIT model: PROBIT(p) = Intercept + BX (Covariates X are transformed using the base 2.718 logarithm.)

**Tabelle 58: Ergebnisse 2 der Probit-Schätzungen**

Chi-Square Tests				
		Chi-Square	df <sup>a</sup>	Sig.
PROBIT	Pearson Goodness-of-Fit Test	6.815	11	.814 <sup>b</sup>

a. Statistics based on individual cases differ from statistics based on aggregated cases.  
b. Since the significance level is greater than .150, no heterogeneity factor is used in the calculation of confidence limits.

Für Gruppe G<sup>62</sup>: Mit sehr hoher Signifikanz reduziert sich bei steigender Massnahmenzahl die Wahrscheinlichkeit deutlich, von „nein“ (Wert 0) zu „ja“ (Wert 1) hinüberzuwechseln. Die Chance oder Wahrscheinlichkeit, dem Drehtüreffekt jemals wieder zu entkommen, nimmt mit zunehmender Anzahl der verfügbaren Massnahmen klar ab!

Dieselbe Botschaft kann auch mittels Übergangswahrscheinlichkeiten formuliert werden (folgende Tabelle). Wir machen wieder einige Lesebeispiele: Jemand, dem rund 1 aktivierende bzw. unterstützende Massnahmen (genau 0.94 Massnahmen im 95%-Konfidenzintervall 0.48 bis 1.35 Massnahmen) verfügt worden ist, hat eine 60%-Wahrscheinlichkeit, jemals wieder dem Drehtüreffekt zu entkommen. Diese Wahrscheinlichkeit reduziert sich (!) auf 50%, wenn jemandem rund 2 aktivierende bzw. unterstützende Massnahmen zugewiesen werden (genau 2.2 Massnahmen im 95%-Konfidenzintervall 1.6 bis 2.8 Massnahmen). Bei einer "Dosis" von etwas mehr als 5 Massnahmen (genau 5.2 Massnahmen im 95%-Konfidenzintervall 4.0 bis 7.8 Massnahmen) verringert sich die Chance um weitere 10 Prozentpunkte auf 40%. (Extremere Gefahren-Prozentwerte ergeben keine plausiblen Massnahmenzahlen mehr. Die Gründe dafür werden nachfolgend aufgelistet.)

<sup>62</sup> Wir verzichten, dasselbe für Gruppe H zu zeigen, weil sehr ähnliche Resultate herauskommen.

**Tabelle 59: Ergebnisse 3 der Probit-Schätzungen**

Confidence Limits						
Probability	95% Confidence Limits for SummeAktSozH			95% Confidence Limits for log(SummeAktSozH) <sup>a</sup>		
	Estimate	Lower Bound	Upper Bound	Estimate	Lower Bound	Upper Bound
PROBIT .010	5559.361	792.107	304450.349	8.623	6.675	12.626
.020	2220.672	400.075	74876.492	7.706	5.992	11.224
.030	1240.576	259.316	30757.295	7.123	5.558	10.334
.040	800.582	187.111	15752.395	6.685	5.232	9.665
.050	560.633	143.469	9141.566	6.329	4.966	9.121
.060	413.982	114.429	5753.317	6.026	4.740	8.658
.070	317.328	93.836	3833.844	5.760	4.542	8.252
.080	250.102	78.556	2665.839	5.522	4.364	7.888
.090	201.412	66.824	1915.843	5.305	4.202	7.558
.100	165.017	57.576	1413.610	5.106	4.053	7.254
.150	72.305	31.035	401.998	4.281	3.435	5.996
.200	37.528	18.947	148.320	3.625	2.942	4.999
.250	21.380	12.368	63.254	3.062	2.515	4.147
.300	12.900	8.389	29.577	2.557	2.127	3.387
.350	8.077	5.798	14.764	2.089	1.758	2.692
.400	5.180	3.998	7.802	1.645	1.386	2.054
.450	3.370	2.646	4.438	1.215	.973	1.490
.500	2.207	1.601	2.804	.792	.470	1.031
.550	1.446	.894	1.919	.369	-.112	.652
.600	.941	.478	1.353	-.061	-.739	.302
.650	.603	.246	.956	-.505	-1.402	-.045
.700	.378	.122	.668	-.973	-2.108	-.403
.750	.228	.057	.456	-1.479	-2.873	-.786
.800	.130	.024	.298	-2.041	-3.729	-1.209
.850	.067	.009	.183	-2.697	-4.728	-1.700
.900	.030	.003	.099	-3.522	-5.987	-2.317
.910	.024	.002	.085	-3.722	-6.291	-2.466
.920	.019	.001	.072	-3.938	-6.622	-2.627
.930	.015	.001	.061	-4.176	-6.985	-2.805
.940	.012	.001	.050	-4.442	-7.391	-3.003
.950	.009	.000	.040	-4.745	-7.854	-3.229
.960	.006	.000	.030	-5.102	-8.399	-3.494
.970	.004	.000	.022	-5.540	-9.068	-3.821
.980	.002	.000	.014	-6.122	-9.958	-4.254
.990	.001	.000	.007	-7.040	-11.361	-4.937

a. Logarithm base = 2.718.

Was lässt sich nun aus all diesen empirischen Befunden folgern? – Nun, ausser die triviale „negative“ empirische Erkenntnis, dass Probit-Schätzungen offenbar keine plausiblen Resultate liefern, v.a. eine wertvolle methodische Einsicht, die erst die korrekte Interpretation der Ergebnisse erlaubt: Eine valide Probit-Schätzung basiert nämlich auf (mindestens) drei fundamentalen Annahmen, die hier indessen nicht hinreichend oder überhaupt nicht erfüllt sein dürften: (1) Die Massnahmenzahl oder Dosis wird über das ganze Sample hinweg gleichverteilt eingesetzt. Im vorliegenden Setting jedoch ist eine ausgeprägte Linksschiefheit zu beobachten. Die Dosen 14 bis maximal 18 Massnahmen wird z.B. keiner einzigen Person verabreicht. (2) Die Massnahmenzahl wird als "blind" bzw. unabhängig verabreichte Dosis in einem kontrollierten Experiment aufgefasst. Im vorliegenden Fall jedoch dürften oftmals zahlreiche Abhängigkeiten (Spill-overs) zwischen diversen Massnahmenverfügungen spielen. (3) Das strikte Random sampling in der Massnahmenverfügung dürfte massiv verletzt sein. D.h., die Massnahmen sind nach irgendwelchen impliziten oder formalisierten Profiling-Eigenschaften der Personen verfügt worden (so dass ihre Wirksamkeit nicht nur nach exogenen Umweltfaktoren differieren). Dieser Umstand ist für die Interpretation der Ergebnisse zentral. Immerhin kann gesagt werden, dass die Eigenschaft "Seit Geburt in der Schweiz" nicht signifikant mit der Massnahmenzahl korreliert. Sonst aber dürfte eine klare "umgekehrte Kausalität" spielen, d.h. je geringer die Arbeitsmarktchancen ex ante eingeschätzt werden

durch die Betreuer (Fallmanager, Sozialarbeiter), desto mehr Massnahmen dürften je Person verfügt worden sein. Das impliziert: Eine steigende Anzahl verfügbarer Massnahmen ist zwar nicht zwingend im direkten Sinn "schädlich" oder kontraproduktiv für die Wiederbeschäftigungschance, aber auch nicht so sehr nützlich, als dass die ex ante (hier annahmegemäss oft richtig) eingeschätzten schlechteren Arbeitsmarktchancen dadurch mehr als kompensiert hätten werden können.

Ganz Analoges lässt sich nach Inspektion der (hier nicht mehr abgebildeten) Outputergebnisse für Gruppe H sagen: Gemäss der noch immer klar signifikanten Probit-Schätzung verkleinert sich (!) die Chance, eine dauerhafte, nicht-prekäre Wiederbeschäftigung zu finden oder sich vom Erwerbsleben dauerhaft zurückzuziehen (d.h. sich definitiv von der Sozialhilfe abzulösen), mit der Anzahl verfügbarer Massnahmen. Wenn z.B. die Massnahmenzahl von durchschnittlich 0.5 (im 95%-Konfidenzintervall von 0.1 bis 0.9) auf 1.4 gesteigert wird, reduziert sich die Chance, eine dauerhafte, nicht prekäre Anstellung zu finden, von 50% auf 40%. Wiederum darf aus diesem Befund nicht auf eine direkt "schädliche" oder kontraproduktive Wirkung der Anzahl verfügbaren Massnahmen geschlossen werden, sondern es muss die Möglichkeit einer umgekehrten Kausalität in Betracht gezogen werden, welche durch die u.U. "wohl-tätige" Wirkung der Anzahl verfügbaren Massnahmen nicht hat ausser Kraft gesetzt werden können. D.h., wenn unterstellt werden darf, dass die Betreuer tendenziell umso mehr Massnahmen verfügt haben, je schlechter sie ex ante die Arbeitsmarktchancen ihrer Klienten eingeschätzt haben, und wenn diese Ex-ante-Einschätzung einigermaßen zuverlässig gewesen ist, dann ist es plausibel anzunehmen, dass der hier negativ wirkende Selektionseffekt eines Ex-ante-Profilings viel stärker gewesen ist als der u.U. positiv wirkende Effekt einer intensiveren Massnahmenverfügung. Empirisch resultiert daraus eine per saldo "negative" (Schein-) Wirkung bei steigender Anzahl Massnahmen.

Fazit: Um für Selektionseffekte – und damit für allfällige Endogenitäten („Reversed causality“) – besser zu kontrollieren, müssen bereits im Sample die Umwelteinflüsse und Eigenschaftsprofile besser berücksichtigt werden. Doch auch schon für die Grundgesamtheit muss genau geprüft werden, ob nicht auch schon hier Selektionseffekte gewisse Verzerrungen mit sich gebracht haben.

#### **A6-5. Die Schätzungen mit Hilfe der Methode der binomialen logistischen Regression**

Um die Logik der „steigenden Dosen“ in einem strikten Random-Sampling-Setting zu umgehen, muss eine multivariate Schätzmethode durchgeführt werden. Für dichotome abhängige Variablen (Gruppe G bzw. H Ja/nein bzw. 1/0) taugt die binomiale logistische Regression.<sup>63</sup> Auch sie kennt gewisse Beschränkungen, die indessen viel weniger schwer wiegen als jene des Probit-Schätzverfahrens: Weil die Regressionskoeffizienten anhand einer Maximum-(Log-)Likelihood-Funktion schrittweise optimiert werden müssen, kommt es meist schon nach 4 bis 6 erklärenden Variablen zum Abbruch des Algorithmus. D.h., mehr unabhängige

---

<sup>63</sup> Eine „nicht-klassische“, nämlich multivariate Probit-Schätzung könnte auch angewendet werden. Der Hauptunterschied zur Logit-Schätzung ist die unterstellte Verteilungsfunktion. Bei der Probit-Schätzung ist es die Gauss'sche Normalverteilung, die etwas „strengere“ Signifikanzanforderungen stellt als die Logit-Schätzung. Die beiden Schätzvarianten konvergieren, je enger die beobachtete (empirische) Verteilung sich der theoretischen (analytischen) Normalverteilung annähert. – Wir werden später zu Kontrollzwecken sowohl multivariate Logit- als auch entsprechende „nicht-klassische“ Probitschätzungen durchführen.

Variablen können nur in seltenen Fällen miteinander getestet werden, so dass eine vollständige Cet.-par-Analyse schon methodenbedingt nicht möglich ist. Allerdings hat es sich gezeigt, dass die datenbedingten Restriktionen diesbezüglich viel schärfer wirken („Missing datas“-Dilemma). – Nach diversen Iterationsschritten bleiben bisweilen auch mal nur eine oder zwei erklärende Rechthand-Variablen übrig. Das heisst, ihre Erklärungskraft ist dann sowohl absolut als auch relativ im Vergleich zu allen anderen selektierten Rechthand-Variablen so dominant, dass sie genügen, das Maximierungsziel der Likelihood-Funktion in ausreichender Weise zu erreichen, ohne dass mit den anderen Variablen noch eine merkliche Verbesserung erreicht werden könnte.

Unter der Restriktion des „Missing datas“-Problems sind für „möglichst gute“ Cet.-par.-Bedingungen diverse Kombinationen mit modellexogenen Variablen getestet worden, die auch aufgrund von theoretischen Anfangsvermutungen jeweils gut begründ- und interpretierbar gewesen wären. Zum Schluss sind jene Schätzvarianten übrig geblieben, die einigermaßen stabile bzw. robuste Einflussgrößen gezeigt haben. Ausgangspunkt ist eine „Basisvariante“ gewesen, welche in Bezug auf das „Missing datas“-Problem optimiert worden ist (d.h. keine ausfallenden Beobachtungspunkte erzeugt hat). In den folgenden Schätzvarianten ist in diversen Kombinationen exogener Variablen versucht worden, einerseits das „Missing datas-Dilemma“ möglichst klein halten sollten, schrittweise aber möglichst alle wichtigen Einflussgruppen einzubeziehen, die wir oben aufgelistet haben. Es ist dabei leider nur selten gelungen, dass erklärende Variablen sämtlicher Einflussgruppen in den einzelnen Schätzungen zugleich signifikant gewesen sind. – Eine solche Versuchsvariante soll nachfolgend etwas detaillierter beschrieben werden.

Zunächst sind alle Fälle ausgeschlossen worden, die in Gruppe D eingeordnet sind (Rückzug aus dem Erwerbsleben und kein Bezug mehr von Sozialhilfe). Der Grund ist, dass die Eigenschaften „dem Drehtüreffekt eventuell entronnen“ (Gruppe G → ja) und „Ablösung aus der Sozialhilfe“ (Gruppe H → ja) dadurch eindeutiger mit dem Erlangen eines dauerhaften, nicht-prekären Job gleichgesetzt werden kann. Die kausale Interpretation der Regressions-schätzungen wird so wesentlich erleichtert. Die Fallzahl reduziert sich mit dieser Massnahme von 1'529 auf 1'356, was zum Glück gut hinnehmbar ist.

Wir kommen nun also zur Explikation einer beliebigen aus jenen zahlreichen Schätzungen, die anhand des binomialen logistischen Regressionsverfahrens durchgeführt worden sind: (Wie zuvor wird nur ein Teil des SPSS-Outputs gezeigt und diskutiert.)

**Tabelle 60: Übersicht zu einem Beispiel einer Schätzung anhand des binomialen logistischen Regressionsverfahrens**

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES BinLogG
/SELECT=validate EQ 1
/METHOD=FMSTEP(LR) Alter2005 Romandie KompUmgangsspr S10 Berufsstellung A25
SummeAktSozH RAVIND_04
/CONTRAST (SummeAktSozH)=Indicator
/SAVE=PRED COOK SRESID
/CLASSPLOT
/PRINT=GOODFIT
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).
```

Die abhängige Dummy-Variable ist „BinLogG“ (Gruppe G-Zugehörigkeit nein/ja). Die konstruierte Selektionsvariable „Validate“ hat die Wahrscheinlichkeit 1.0 zugeordnet erhalten (d.h. keine Zufallsselektion aus dem Sample). Das (Log-)Maximum-Likelihood-(ML-) Verfahren geht explizit schrittweise vor, und die in der Schätzung berücksichtigten modellunabhängigen (Rechthand-) Variablen sind die folgenden:

Strikt exogene Variablen: Alter im Jahr 2005

Humankapitalvariablen: S10 (Beruf), berufliche Stellung, Kompetenz in der Umgebungssprache

Umweltvariablen: RAV-Indikator 1 in der betreffenden Stadt im Jahr 2004

Instrumentalvariablen: A25 (Dummy für Besuch irgend einer Integrationsmassnahme), Summe der verfügbaren Massnahmen einer i.e.S. „aktivierenden“ Sozialhilfe

Zu beachten ist, dass zwischen der potentiell diskriminierenden Alters- und den Humankapital-Variablen eine gewisse Interkorrelation existiert (Tabelle 53) Das bedeutet zum einen, dass zwischen Diskriminierungs- und Humankapitalfaktoren rein statistisch gesehen leider nicht scharf zu unterscheiden ist (das Alter könnte z.B. auch eine Proxy für die Berufserfahrung sein, und umgekehrt könnte z.B. die berufliche Stellung bloss eine Proxy fürs Alter sein). Zum anderen bedeutet es, dass die relative Stärke der geschätzten Beta-Werte recht instabil werden kann, je nachdem, welche Variablen in die Schätzung einbezogen wird (Dilemma der Multikollinearität) – ohne dass dadurch allerdings die  $R^2$ -Werte und zum Glück nur relativ selten die Signifikanzen tangiert werden.

**Tabelle 61: Ergebnisse 1 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren**

Case Processing Summary			
Unweighted Cases <sup>a</sup>		N	Percent
Selected Cases	Included in Analysis	1343	99.0
	Missing Cases	13	1.0
	Total	1356	100.0
Unselected Cases		0	.0
Total		1356	100.0

a. If weight is in effect, see classification table for the total number of cases.



**Tabelle 62: Ergebnisse 2 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren**

Model Summary			
Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1759.112 <sup>a</sup>	.065	.087
2	1727.214 <sup>a</sup>	.087	.116
3	1697.416 <sup>a</sup>	.107	.143
4	1678.875 <sup>a</sup>	.119	.159
5	1673.647 <sup>a</sup>	.122	.164

a. Estimation terminated at iteration number 5 because parameter estimates changed by less than .001.

Dem "Goodness of fit"-Mass  $R^2$  aus normal intervallskalierten linearen Regressionen entspricht hier am ehesten Nagelkerkes  $R^2$ . Mit 16.4% ist der Modellfit zwar nicht überragend, aber für eine Individualdaten-Regression doch bereits recht ordentlich.

**Tabelle 63: Ergebnisse 3 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren**

Hosmer and Lemeshow Test			
Step	Chi-square	df	Sig.
1	.000	5	1.000
2	3.039	8	.932
3	10.296	8	.245
4	13.124	8	.108
5	7.776	8	.456

Der Wert unten rechts = 0.456 ist die nach dem letzten Iterationsschritt des ML-Verfahrens geschätzte Güte des hier gewählten Modells. Jeder Wert kleiner als 0.05 bzw. 5% zeigt an, dass das Modell das Verhalten der abhängigen Variable nur schlecht zu beschreiben vermag.

**Tabelle 64: Ergebnisse 4 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren**

Step 5 <sup>e</sup>	Alter2005	-.030	.005	33.827	1	.000	.970
	Romandie	-.683	.125	29.953	1	.000	.505
	KompUmgangsspr	.549	.244	5.078	1	.024	1.731
	Berufsstellung	-.320	.078	16.682	1	.000	.726
	SummeAktSozH			88.965	12	.000	
	SummeAktSozH(1)	1.954	.844	5.360	1	.021	7.057
	SummeAktSozH(2)	1.318	.847	2.422	1	.120	3.735

Dieser hier kopierte letzte ML-Step ist für die Interpretation der Resultate der wichtigste: Die „Summe der verfügbaren Massnahmen der i.e.S. aktivierenden Sozialhilfe“ ist in der vorliegenden Schätzung ausgewählt worden als der Reihe nach zu schätzende unabhängige ordinale Variable. Der (hier nicht abgebildete) erste Iterationsschritt im ML-Verfahren (Step 1) ist am ehesten vergleichbar mit der früheren Probit-Schätzung, weil sämtliche übrigen exogenen Variablen hier noch ausgeschlossen sind. Im Gegensatz zur Probit-Schätzung „stimmt“ jetzt das Vorzeichen für den geschätzten B-Wert (1. Kolonne)! Das heisst, mit steigender Anzahl Massnahmen der i.e.S. aktivierenden Sozialhilfe nimmt auch die Wahrscheinlichkeit zu (zumindest bis und mit 9. Massnahme), in der Gruppe G von 0 zu 1 zu wechseln, d.h. dem Drehtüreffekt vielleicht entrinnen zu können und wieder einen dauerhaften Job im ersten Arbeitsmarkt zu finden.

Allerdings ist bei dieser Schlussfolgerung grosse Vorsicht geboten! Denn wie in der vorletzten Kolonne „Sig.“ zu sehen ist, ist die Irrtumswahrscheinlichkeit für die Signifikanz nur für die erste Massnahme kleiner als 0.05 (nämlich 0.021). Ihr entspricht ein Wert in der „Wald“-Statistik (3. Kolonne) von grösser als ca. 4.8. Ist diese Bedingung erfüllt, sind beide jene Werte deutlich über [unter] null, welche resultieren, wenn vom geschätzten positiven [negativen] B-Erwartungswert aus (1. Kolonne) +/- der Standardfehler „S.E.“ (2. Kolonne) addiert / subtrahiert wird. Es zeigt sich dann, dass nur für die erste aktivierende Massnahme – d.h. ob überhaupt eine einzige solche Massnahme verfügt worden ist – ein signifikanter Einfluss messbar ist. Das bedeutet, dass die Variable „SummeAktSozH“ nicht weniger Informationen enthalten würde, wenn sie als simple Ja/Nein-Dummy-Variable ausgestaltet worden wäre. Wirklich überraschend ist dieses Ergebnis allerdings nur für die ersten 3 oder 4 Massnahmen, weil die Verteilung der Massnahmenzahl extrem linksschief ist, wodurch die absolute Fallzahl ab 4 Massnahmen aufwärts rasch sehr klein wird und daher statistisch keine Aussagen mehr zulässt.

In den weiteren Iterationsschritten des ML-Verfahrens werden der Reihe nach jene Variablen integriert, welche die jeweils grösste Zunahme der Likelihood-Funktion bewirken. Im konkreten Fall betrifft dies im 2. Step nach „SummeAktSozH“ die Variable „Alter im Jahr 2005“. Sie ist zwar sehr deutlich signifikant, aber der B-Wert ist dennoch fast bei null (bei -0.028). Das Alter spielt somit fast keine Rolle. Doch bei der Interpretation muss auch hier wieder grosse Vorsicht walten. Denn wie oben erwähnt, herrscht spürbare Multikollinearität mit anderen Variablen, die in diese Schätzung einbezogen worden sind. Wenn also in den nächsten Iterationsschritten der gleichen Schätzung der B-Wert für das Alter ev. sogar das Vorzeichen wechseln oder in alternativen Schätzdesigns deutlich höhere Absolutwerte herauskommen sollten, darf dies nicht übermässig überraschen. Zum Glück erweist sich das Ergebnis für das Alter in den nächsten Iterationsschritten als sehr stabil. Das heisst, zunehmendes Alter hat einen sehr schwach negativen Einfluss auf die Chance, dem Drehtüreffekt vielleicht zu entkommen. (Die Ergebnisse zum Einfluss des Alters in alternativen Schätzdesigns werden weiter unten zusammengefasst.)

Im 3. Iterationsschritt erweist sich die Tatsache, ob jemand Romand(e) ist, als ausgeprägt negativ ( $B = -0.659$ ) für die Wahrscheinlichkeit, in Gruppe G von 0 zu 1 zu wechseln, d.h. dem Drehtüreffekt vielleicht entrinnen zu können. Dies bleibt ein stabiler Befund in den weiteren Iterationsschritten.

Im nächsten 4. Step offenbart sich, dass auch die sinkende (!) berufliche Stellung gemäss der von mir gemachten Umcodierung einen auch im 5. Schritt stabil bleibenden, recht stark negativen Einfluss ( $-0.326$ ) aufweist auf die Chance, dem Drehtüreffekt eventuell zu entfliehen. (Achtung: Wie hier eingangs aufgelistet, wird eine höhere Zahl mit einer hierarchisch tieferen beruflichen Stellung codiert.)

Zum Schluss wird fünftens noch die „Kompetenz in der Umgebungssprache“ eingeschlossen (d.h. Interviewsprache stimmt mit Umgebungssprache am Wohnort überein ja/nein). Ihr positiver Einfluss ist absolut gesehen deutlich stärker (+0.549) als der negative Einfluss der sinkenden beruflichen Stellung (jetzt -0.320). Aber in dieser Variable ist mehr „Noise“ enthalten, so dass sie im Iterationsverfahren erst an letzter Stelle berücksichtigt worden ist (obwohl die Irrtumswahrscheinlichkeit der angezeigten Signifikanz mit 0.024 noch immer sehr gut ist).

## Exkurs 2: Zur Interpretation der geschätzten Beta-Werte

Anders als in linearen Regressionen kann aus dem B-Wert nicht direkt die proportionale Einflussstärke heraus gelesen werden. Nehmen wir zur Verdeutlichung der Interpretation als Lesbeispiel die im 5. Step integrierte Variable „Berufsstellung“: Der B-Wert beträgt -0.320 und der  $\text{Exp}(B)$ -Wert +0.726 (6. Kolonne). – Der  $\text{Exp}(B)$ -Wert besagt, dass die Verhältnisänderung im „Odds of an event“ bei einem Einheitswechsel in der unabhängigen Variablen +0.726 ist. Das bedeutet, die Wahrscheinlichkeit, in Gruppe G von 0 (nein) zu 1 (ja) zu wechseln, *verändert sich um den Faktor 0.726 mal*, wenn die ansonsten durchschnittliche Person (cet. par.) in der Berufsstellung um eine Zahleinheit nach oben steigt (d.h. gemäss unserer Codierung: in der Berufsstellung um eine Einheit nach unten sinkt). Mit sinkender beruflicher Stellung wird die Wahrscheinlichkeit, den Drehtüreffekt verlassen zu können, verkleinert.  $\text{Exp}(B)$  bewegt sich dann im Bereich von  $0 < p < 1$  und entsprechend wird  $B < 0$ . Sobald für  $\text{Exp}(B)$  dann  $p > 1$  wird, wechselt B das Vorzeichen, also  $B > 0$ . Die *relativ verringerte Differenz* der Wahrscheinlichkeit, in Gruppe G von 0 zu 1 zu wechseln, beträgt für die betroffene Person in der nächst tieferen Berufsstellung cet. par.:  $0.726 / (1 + 0.726) = 0.4206$ .

Noch kurz zu den Variablen, die nicht ins Maximierungsverfahren der Likelihood-Funktion eingeschlossen worden sind:

**Tabelle 65: Ergebnisse 5 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren**

Variables not in the Equation					
			Score	df	Sig.
Step 1	Variables	Altcr2005	31.646	1	.000
		Romandic	30.139	1	.000
		KompUmgangsspr	4.450	1	.035
		S10	5.546	1	.019
		Berufsstellung	12.877	1	.000
		A25	3.822	1	.051
		RAVIND_04	24.460	1	.000
	Overall Statistics		86.860	7	.000
Step 2	Variables	Romandic	29.373	1	.000
		KompUmgangsspr	2.712	1	.100
		S10	10.519	1	.001
		Berufsstellung	19.713	1	.000
		A25	1.731	1	.188
		RAVIND_04	24.815	1	.000
			Overall Statistics		56.439
Step 3	Variables	KompUmgangsspr	5.866	1	.015
		S10	8.359	1	.004
		Berufsstellung	17.910	1	.000
		A25	1.859	1	.173
		RAVIND_04	.121	1	.728
			Overall Statistics		27.762
Step 4	Variables	KompUmgangsspr	5.150	1	.023
		S10	2.853	1	.091
		A25	2.368	1	.124
		RAVIND_04	.242	1	.623
			Overall Statistics		10.305
Step 5	Variables	S10	3.228	1	.072
		A25	2.156	1	.142
		RAVIND_04	.036	1	.850
			Overall Statistics		5.172

Von Interesse ist hier nur der 5. und letzte Iterationsschritt: Die ursprüngliche Berufsvariable (S10), ob jemand an einer externen Integrationsmassnahme teilgenommen hat (A25), und welcher Wert der Wirkungsindikator 1 in der RAV-Region der betreffenden Person im Jahr 2004 realisiert hat, sind nicht mehr in die Optimierung der Likelihood-Funktion miteinbezogen worden. Am ehesten akzeptabel wäre dies noch für S10 gewesen (Irrtumswahrscheinlichkeit  $0.072 = 7.2\%$  für Signifikanz des dazu gehörigen Beta-Wertes), leider aber nicht mehr für A25 (Irrtumswahrscheinlichkeit  $0.142 = 14.2\%$ ).

Im Nachhinein hat sich heraus gestellt, dass die Variablenbildung für die totalen aktivierenden Massnahmen in der Sozialhilfe („SummeAktSozH“) zu nicht stabilen und schlecht interpretierbaren Ergebnissen führt. Dies ist zur Hauptsache so, weil externe Integrationsmassnahmen aufgrund ihrer zeitlichen Beanspruchung dem „Lock-in-Effekt“ ausgesetzt sein können, nicht jedoch die übrigen nicht-finanziellen aktivierenden Massnahmen, die die Sozialämter selber

vollziehen. Daher müssen die beiden Faktoren stets sauber getrennt modelliert werden. In der „zweiten Welle“ der Schätzungen haben wir das getan.

Wir kommen nun noch zu einer zusammenfassenden Darstellung der auch noch durchgeführten alternativen insgesamt 9 Schätzungen (vorerst nur der „ersten Welle“): Welche Variablen habe sich als (ziemlich) robust signifikant erwiesen bei Integration je anderer Kombinationen von modellexogenen Variablen? In der oben im Detail präsentierten Schätzung sind modellexogene Faktoren aus zwei Variablengruppe, die schlecht messbaren weichen „Hysterese“-Faktoren sowie die finanziellen Anreiz-Faktoren, noch nicht einbezogen worden. Aufgrund vieler „Missing datas“ aus diesen Bereichen sind zugleich (!) signifikante wie robust identifizierte Einflüsse leider nur sehr schwer zu finden gewesen.

Für die Zuordnung zu Gruppe G, interpretierbar als Wahrscheinlichkeit eines Wechsels von nein (0) zu ja (1), dem Drehtüreffekt vielleicht doch einmal entfliehen zu können und einen nachhaltigen Job im ersten Arbeitsmarkt zu ergattern:

**Tabelle 66: Übersicht zu den Regressionsschätzungen der „ersten Welle“ für die Erfolgsrate von Gruppe G als zu erklärende modellendogene Variable**

	BinLog1	Bin-Log1b	BinLog1c	BinLog1d	BinLog1e	BinLog1-1	BinLog1-1b
Alter im Jahr 2005	._**	._**		+**	._**		
Seit Geburt in der Schweiz			+++**				+++**
Romandie	---**	---**	---**	---**	---**	---**	
Kompetenz mit der Umgebungssprache am Wohnort	+++**	+++**					
Hierarchische Berufsstellung	+++**	+++**		+**	+++**	+++**	
Hierarchische Berufsstellung stepwise			---**				
Beruf	+*	+*		+**	+**		+**
Summe aktivierender Massnahmen					._**	._**	
Summe aktivierender Massnahmen stepwise (erste Massnahme ja / nein)	+++ <sup>o</sup>	+++**					
Einsatz externer Integrationsmassnahmen ja/nein	---**		---**	---**			

Früher schon einmal bei einem RAV als arbeitslos gemeldet							++**
Subjektive Beurteilung der beruflichen Zukunftsaussichten							++**
Subjektive Beurteilung der Zukunft allgemein							++**
Früher schon einmal Sozialhilfe bezogen							--**
Ausgeschieden (nicht signifikant)	RAV-Indikator 1 im Jahr 05	RAV-Indikator 1 im Jahr 04, Einsatz externer Integrationsmassnahmen	Kompetenz mit der Umgebungsprache am Wohnort, Beruf	Seit Geburt in der Schweiz, Kompetenz mit der Umgebungsprache am Wohnort	Seit Geburt in der Schweiz, Kompetenz mit der Umgebungsprache am Wohnort, Einsatz externer Integrationsmassnahmen	Alter 2005, Einsatz externer Integrationsmassnahmen, Nationalität, RAV-Indikator 1 im Jahr 04, Kompetenz mit der Umgebungsprache am Wohnort, Beruf, abgeschlossene Ausbildung (hierarchisch)	Romandie, abgeschlossene Ausbildung, Berufstellung

- Zeichenerklärung: - schwach negativer Einfluss (absolut zwischen 0 und 0.3)  
-- mittlerer negativer Einfluss (absolut zwischen 0.3 und 0.6)  
--- starker negativer Einfluss (absolut grösser als 0.6)  
+ schwach positiver Einfluss (zwischen 0 und 0.3)  
++ mittlerer positiver Einfluss (zwischen 0.3 und 0.6)  
+++ starker positiver Einfluss (grösser als 0.6)

- \*\* signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit der Signifikanz < 5%)  
\* schwach signifikant (5% < Irrtumswahrscheinlichkeit der Signifikanz < 10%)  
o nicht signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit der Signifikanz > 10%)

Die grau hervor gehobene Schätzvariante „BinLog1b“ ist die „Basisvariante“, welche nur Variablen integriert hat, die zu keinerlei „Missing datas“ führen.

Ein wichtiger, weil einigermaßen unerwarteter Nicht-Einfluss kommt hier zum Vorschein (letzte Zeile von Tabelle 66): Die Höhe der ausserberufliche Qualifikation, also die *erreichte schulische Ausbildung*, hat nie (!) einen signifikanten Einfluss auf die Wiedereingliederungschance in den ersten Arbeitsmarkt, sobald für übrigen Aspekte des Humankapitals kontrolliert

wird. Das lässt den Verdacht aufkommen, dass dieser Einflussfaktor relativ stärker mit „Noise“ (mit Störeinflüssen) behaftet ist als die anderen Humankapital-Variablen. Allerdings zeigt die entsprechende Korrelationsmatrix (Tabelle 53) keine ausgeprägte lineare Abhängigkeit mit den übrigen Kompetenzfaktoren (bzw. ihren Proxys). Ausnahme ist die ziemlich deutlich negative Korrelation von -16.7% mit der Anzahl Jahren Ansässigkeit in der Schweiz der Eingewanderten im entsprechenden Subsample von 528 Personen (von insgesamt 1'529 hier berücksichtigten befragten Personen). Wir kommen daher zum Schluss, dass zumindest für die Wiedereingliederungschance der Sozialhilfeempfänger die allgemeine Merkregel offenbar nicht stimmt, „mehr Ausbildung ist im Zweifel immer besser als weniger Ausbildung“.<sup>64</sup>

Jetzt noch zwei Schätzungen mit der gleichen Methode, die aber die Dummy-Variable Gruppe H ja/nein als erklärende bzw. modellendogene Variable haben. Weil hier die Fallverteilung auf die Ja- und Nein-Untergruppen ungleicher ist, wird die Suche nach signifikant bleibenden modellexogenen etwas schwieriger:

**Tabelle 67: Übersicht zu den Regressionsschätzungen der „ersten Welle“ für die Erfolgsrate von Gruppe H als zu erklärende modellendogene Variable**

	BinLog2	Bin-Log2b
Alter im Jahr 2005	+/-0**	
Seit Geburt in der Schweiz		
Romandie	...**	...**
Kompetenz mit der Umgebungssprache am Wohnort		
Hierarchische Berufsstellung		
Hierarchische Berufsstellung stepwise		
Beruf	+**	+**

<sup>64</sup> Wobei selbst in den „statistisch eindeutig nachweisbaren“ Fällen, die eine umso tiefere Qualifikation oder Ausbildung mit umso „schlechteren Risiken“ in Verbindung bringen (z.B. beim Arbeitslosigkeitsrisiko oder beim Risiko der Langzeitarbeitslosigkeit und Aussteuerung), die Kausalitätsrichtung nicht so eindeutig ist, wie es auf den ersten Blick scheinen mag. Insbesondere wenn in konjunkturell schlechter werdenden Zeiten sog. Substitutions- oder Verdrängungseffekte zwischen relativ (!) höher und relativ niedriger qualifizierten Jobsucher eine spürbare Rolle zu spielen beginnen, impliziert die relative Verliererposition der Niedrigqualifizierten nicht, dass halt „noch viel mehr“ in ihre Weiterbildung und Umschulung „investiert“ werden sollte. Denn ganz unabhängig davon wird es relativ (!) Niedrigqualifizierte immer in exakt gleich grossem Ausmass geben. Verdrängungseffekte führen dann vielleicht nur dazu, dass durch eine immer höher getriebene durchschnittliche (!) Qualifikation der Mismatch zwischen Jobbewerberprofilen und Jobangebotsprofilen zu sinken beginnen könnte (Phänomen der „Überqualifikation“, der Entstehung eines „Akademikerproletariats“). – Ohne noch von (echter) Diskriminierung sprechen zu müssen, spielen Verdrängungseffekte – in einem etwas weiter gefassten Sinn – auch bei jungen Berufseinsteigern eine starke Rolle, wenn in konjunkturell düster werdenden Zeiten die Unternehmen zunächst Einstellungsstopps verfügen und die älteren Mitarbeiter möglichst vor Entlassung verschonen wollen.

Summe aktivierender Massnahmen	.*	
Summe aktivierender Massnahmen stepwise (erste Massnahme ja / nein)		
Einsatz externer Integrationsmassnahmen ja/nein	-.*	
Früher schon einmal bei einem RAV als arbeitslos gemeldet		
Subjektive Beurteilung der beruflichen Zukunftsaussichten	+**	
Subjektive Beurteilung der Zukunft allgemein		+ +**
Früher schon einmal Sozialhilfe bezogen		
Ausgeschieden (nicht signifikant)	RAV-Indikator 1 im Jahr 04, Nationalität, Kompetenz in der Umgebungssprache, Berufstellung, schon einmal beim RAV gewesen, abgeschlossene Ausbildung	Seit Geburt in der Schweiz, abgeschlossene Ausbildung, Berufstellung, schon einmal Sozialhilfe bezogen

Wie zu erkennen ist, wandelt sich bei Umdefinition der abhängigen (bzw. modellendogenen, zu erklärenden) Variablen nichts Grundsätzliches.

Leider nur schlecht zu integrieren sind die Variablen gewesen, die die finanziellen Anreizwirkungen einzufangen versuchen. Aufgrund des Missing datas-Problems haben nur zwei Vari-



ablen berücksichtigt werden können: Dummies für Zuschüsse für Krankenkassenprämien und für Alimenterborschussung. Wegen merklicher Interkorrelation zwischen den beiden Variablen sind jeweils nur eine Variable in die Schätzung aufgenommen worden. Resultat: Irrtumswahrscheinlichkeit der Signifikanz zwischen 12.9 und 15.9%, also nicht akzeptabel, wenn man höchstens 10% tolerieren will. Zum Schluss bilden wir hier den relevanten Output-Teil aus SPSS ab:

**Tabelle 68: Ergebnisse 6 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren**

		Variables in the Equation					
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 <sup>a</sup>	Alter2005	-.017	.009	3.498	1	.061	.983
	Romandic	-1.569	.479	10.717	1	.001	.208
	KompUmgangsspr	.842	.391	4.636	1	.031	2.321
	S10	-.132	.083	2.527	1	.112	.876
	Berufsstellung	-.109	.167	.432	1	.511	.896
	A17	.306	.217	1.984	1	.159	1.358
	SummeAktSozH	.049	.050	.939	1	.333	1.050
	A25	-.421	.267	2.486	1	.115	.656
	S2	.272	.224	1.483	1	.223	1.313
	RAVIND_04	.095	.020	22.466	1	.000	1.099
	Constant	-16.764	4.046	17.171	1	.000	.000

a. Variable(s) entered on step 1: Alter2005, Romandic, KompUmgangsspr, S10, Berufsstellung, A17, SummeAktSozH, A25, S2, RAVIND\_04.

A17 ist der Name für die Dummy-Variable, ob man schon einmal Verbilligungen bei den Krankenkassenprämien erhalten hat. Die Irrtumswahrscheinlichkeit liegt bei 15.9% und das Vorzeichen der Einflussrichtung ist positiv (+0.306), was doch einigermaßen erstaunt. [S10 ist der Code für den Beruf, A25 für den Dummy, ob schon einmal eine Integrationsmassnahme verfügt worden ist, S2 ist der deutlich nicht signifikante Ausländer-Code, und RAVIND\_04 ist die Bezeichnung für den Wirkungsindikator des ökonometrischen Modells in der betreffenden Stadt, der hier ausnahmsweise einmal hoch signifikant ist, allerdings mit +0.095 nur sehr schwach wirkt.]

Wie bereits früher erwähnt, ist es in einer „zweiten Welle“ der Schätzungen wichtig, dass die i.e.S. „aktivierenden Massnahmen“ klar separiert werden in solche, die vermutlich dem „Lock-in-Effekt“ ausgesetzt sind – den externen Integrationsmassnahmen (Code A25) –, und in solche, für die dies plausiblerweise nicht zutrifft – den vom Sozialamt selber vollzogenen, insgesamt 16 Arten von nicht-finanziellen Massnahmen (Code a2\_XX). In einer (optimalen) „Forward Stepwise“-ML-Modellierung ergibt sich:

**Tabelle 69: Ergebnisse 7 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren**

		Variables in the Equation					
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 <sup>a</sup>	a2_XXMehrAlsEine	-.832	.113	53.896	1	.000	.435
	Constant	.289	.086	11.248	1	.001	1.335
Step 2 <sup>b</sup>	Alter2005	-.028	.005	31.363	1	.000	.973

	a2_XXMehrAlsEine	- .861	.115	55.941	1	.000	.423
	Constant	1.331	.207	41.509	1	.000	3.783
Step 3 <sup>c</sup>	Alter2005	-.028	.005	31.103	1	.000	.973
	Romandie	-.560	.118	22.487	1	.000	.571
	a2_XXMehrAlsEine	-.903	.117	59.888	1	.000	.405
	Constant	1.582	.217	53.397	1	.000	4.866
Step 4 <sup>d</sup>	Alter2005	-.026	.005	26.820	1	.000	.974
	Romandie	-.585	.119	24.079	1	.000	.557
	A25	-.584	.128	20.732	1	.000	.558
	a2_XXMehrAlsEine	-.797	.119	44.515	1	.000	.451
	Constant	1.648	.219	56.675	1	.000	5.196
Step 5 <sup>e</sup>	Alter2005	-.029	.005	32.647	1	.000	.971
	Romandie	-.570	.120	22.524	1	.000	.565
	Berufsstellung	-.331	.077	18.272	1	.000	.718
	A25	-.590	.129	20.894	1	.000	.555
	a2_XXMehrAlsEine	-.759	.120	39.774	1	.000	.468
	Constant	2.772	.346	64.088	1	.000	15.991
Step 6 <sup>f</sup>	Alter2005	-.029	.005	32.490	1	.000	.971
	Romandie	-.616	.122	25.413	1	.000	.540
	Berufsstellung	-.330	.078	18.034	1	.000	.719
	A25	-.557	.130	18.440	1	.000	.573
	a2_XX	-.450	.184	5.985	1	.014	.637
	a2_XXMehrAlsEine	-.512	.157	10.667	1	.001	.600
	Constant	2.974	.358	68.931	1	.000	19.567
Step 7 <sup>g</sup>	Alter2005	-.028	.005	30.299	1	.000	.972
	Romandie	-.652	.124	27.791	1	.000	.521
	KompUmgangsspr	.500	.242	4.273	1	.039	1.649
	Berufsstellung	-.325	.078	17.494	1	.000	.722
	A25	-.556	.130	18.353	1	.000	.573
	a2_XX	-.468	.185	6.419	1	.011	.627
	a2_XXMehrAlsEine	-.511	.157	10.617	1	.001	.600
	Constant	2.485	.427	33.862	1	.000	12.001

Die folgenden Variablen können den ML-Schätzer nicht mehr verbessern. Sie sind damit auf dem 5%-Niveau der Irrtumswahrscheinlichkeit auch nicht-signifikant:

**Tabelle 70: Ergebnisse 8 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren**

Step 7	Variables	S10	3.657	1	.056
		AnteilNeuzugangRegion_05	.021	1	.885
		a2_XXMehrAlsZwei	1.683	1	.195
	Overall Statistics		5.267	3	.153

Was passiert jetzt mit der „Mischvariable“ „SummeAktSozH“, wenn A25 und a2\_XX je separat in die Schätzung integriert werden? Die in der „ersten Welle“ der Schätzungen zumindest im ersten Schritt 0 → 1 Massnahme noch knapp signifikante, aber klar positiven Wirkung verwandelt sich jetzt in einen negativen Effekt:

**Tabelle 71: Ergebnisse 9 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren**

Step 7 <sup>e</sup>	Alter2005	-.030	.005	32.751	1	.000	.971
	Romandie	-.652	.124	27.755	1	.000	.521
	KompUmgangsspr	.522	.241	4.687	1	.030	1.685
	Berufsstellung	-.325	.078	17.503	1	.000	.723
	A25	-.385	.143	7.266	1	.007	.680
	SummeAktSozHmit	-.114	.035	10.972	1	.001	.892
	a2_XX	-.512	.174	8.615	1	.003	.599
	Constant	2.506	.427	34.521	1	.000	12.261

Wir müssen also ernüchert feststellen, dass jetzt auch diese nicht leicht interpretierbare „Mischvariable“ „SummeAktSozH“ ihr Vorzeichen ins Negative wechselt. Ausserdem sind sämtliche Schritte 0 → 1 → 2 etc. dieser Variable in einer Stepwise-Modellierung nicht mehr signifikant. Dieses empirische Resultat ist zwar enttäuschend, aber es passt jetzt viel besser auch zu den Ergebnissen der Selektionsbereinigungen zwischen Treatment- und Non-Treatment-Gruppe. Denn dort zeigen sämtliche Treatments stark negative Effekte auf die Erfolgsquoten hinsichtlich der Wiedereingliederung in den ersten Arbeitsmarkt.

Zum Schluss dieses Unterkapitels wollen wir noch vertiefter die extern verfügbaren Massnahmen (Code A25) analysieren. Uns interessiert jetzt primär nicht mehr, welchen „Erklärungsbeitrag“ diese Massnahmen zur Erfolgsquote gemäss Gruppendifinition G liefern, wenn alle übrigen potentiellen Einflussfaktoren konstant gehalten werden (Cet.-par.-Analyse), sondern wie unterschiedlich stark die einzelnen modellexogenen Einflussfaktoren auf die Erfolgsquote wirken, eventuell dem Drehtüreffekt entrinnen zu können, je nachdem, ob wir die Gruppe der Massnahmen-Teilnehmer oder die Massnahmen-Nichtteilnehmer betrachten. Wir stellen also einen Vergleich der Einflussfaktoren für die beiden Untergruppen an.

Wir integrieren in die Schätzung zwar möglichst viele möglichst informative Variablen, aber wollen solche ausschliessen, die das „Missing datas“-Dilemma stark verschärfen. Z.B. ist die Variable „subjektive Einschätzung der beruflichen Zukunft“ auch theoretisch von hohem Interesse, aber sie allein würde den Response-Anteil der nachfolgenden Schätzung für die Massnahmen-Nichtteilnehmer von 94.2% auf 59.4% hinunter drücken und so eine potentielle Se-

lektionsverzerrung verursachen. Bei den Teilnehmern sank der Response-Anteil sogar von 94.5% auf 46.2%. (Gleichwohl zeigt die „inoffizielle“ Schätzung unter Einbezug dieser Variablen in der Gruppe der Nichtteilnehmer einen hoch signifikanten Beta-Wert von -0.361. Mit steigenden Werten dieser Variablen sinkt also der Erfolgsanteil für die Gruppe G. Weil die Codierung von 1 = „sehr gut“ nach 5 = „sehr schlecht“ läuft, bedeutet dieses Resultat, dass je schlechter die Nichtteilnehmer ihre berufliche Zukunftsaussicht subjektiv beurteilen, desto klar schlechter sind auch ihre objektiven Chancen, dem Drehtüreffekt entfliehen zu können. – Interessanterweise ist aber diese Variable in der Gruppe der Teilnehmer knapp nicht mehr signifikant [Irrtumswahrscheinlichkeit 8.4%.])

**Tabelle 72: Referenzschätzung mit dem Gesamtsample (ohne D) zwecks Identifizierung der relativen Einflussstärken modellexogener Variablen auf die Subgruppen der Teilnehmer und der Nichtteilnehmer an externen Integrationsmassnahmen**

Variables in the Equation		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 <sup>a</sup>	a2_XXMehrAlsZwei	-.707	.116	36.943	1	.000	.493
	Constant	.116	.073	2.486	1	.115	1.123
Step 2 <sup>b</sup>	Alter2005	-.030	.005	34.919	1	.000	.970
	a2_XXMehrAlsZwei	-.768	.119	41.810	1	.000	.464
	Constant	1.255	.207	36.699	1	.000	3.508
Step 3 <sup>c</sup>	Alter2005	-.033	.005	41.284	1	.000	.967
	Berufsstellung	-.327	.077	17.832	1	.000	.721
	a2_XXMehrAlsZwei	-.739	.120	38.091	1	.000	.478
	Constant	2.383	.342	48.712	1	.000	10.843
Step 4 <sup>d</sup>	Alter2005	-.033	.005	40.399	1	.000	.967
	Romandie	-.440	.121	13.358	1	.000	.644
	Berufsstellung	-.321	.078	16.980	1	.000	.725
	a2_XXMehrAlsZwei	-.749	.120	38.621	1	.000	.473
	Constant	2.533	.346	53.476	1	.000	12.595
Step 5 <sup>e</sup>	Alter2005	-.033	.005	39.973	1	.000	.968
	Romandie	-.438	.121	13.159	1	.000	.645
	Berufsstellung	-.324	.078	17.277	1	.000	.723
	a27	-.273	.120	5.135	1	.023	.761
	a2_XXMehrAlsZwei	-.724	.121	35.712	1	.000	.485
	Constant	2.635	.350	56.672	1	.000	13.939
Step 6 <sup>f</sup>	Alter2005	-.032	.005	37.391	1	.000	.968
	Romandie	-.472	.122	14.951	1	.000	.624
	KompUmgangsspr	.517	.243	4.530	1	.033	1.677
	Berufsstellung	-.319	.078	16.770	1	.000	.727
	a27	-.278	.121	5.316	1	.021	.757

a2_XXMehrAlsZwei	-.735	.122	36.622	1	.000	.479
Constant	2.121	.423	25.154	1	.000	8.342

a. Variable(s) entered on step 1: a2\_XXMehrAlsZwei.

b. Variable(s) entered on step 2: Alter2005.

c. Variable(s) entered on step 3: Berufsstellung.

d. Variable(s) entered on step 4: Romandie.

e. Variable(s) entered on step 5: a27.

f. Variable(s) entered on step 6: KompUmgangsspr.

Zu beachten ist wiederum nur der letzte Iterationsschritt. Ausserdem ist zu berücksichtigen, dass die Codierung bei der Variablen „bisher erreichte hierarchische Berufsstellung“ invers verläuft, d.h. die höchsten Jobpositionen sind mit den kleinsten Zahlen codiert. Das heisst, dass der scheinbar negative Zusammenhang zwischen bisher erreichter Jobposition und Reintegrationschancen auf dem ersten Arbeitsmarkt in Wirklichkeit ein positiver ist.

Codierung: S1 = Geschlecht (1 = männlich, 0 = weiblich), Nationalität (1 = Inländer, 0 = Ausländer), a2\_XXMehrAlsZwei = mehr als zwei verfügte nicht-finanzielle aktivierende Massnahmen (unter Ausschluss von externen Integrationsmassnahmen), a27 = schon früher einmal Sozialhilfe bezogen

In der Schätzung für das Gesamtsample (1'356 Personen, ohne Gruppe D) sind als nicht signifikant (ns) aus der Schätzung herausgefallen: Geschlecht, Nationalität, Anteil Neuzugänger zur Arbeitslosigkeit 2004 in der betroffenen RAV-Region.

Zu weiteren Kontrollzwecken soll zumindest für diese spezielle Schätzung eine multivariate („nicht-klassische“) Probit-Schätzung durchgeführt werden.<sup>65</sup> Ausserdem wenden wir gerade auch ein alternative Software an (E-Views 6 anstatt SPSS 17):

---

<sup>65</sup> Vgl. Fussnote 63.

**Tabelle 73: Kontrolle 1: Gleiche Referenzschätzung und gleiches Schätzverfahren (multivariate binomiale Logit-Regression), aber andere Software (E-Views 6 anstatt SPSS 17)**

Dependent Variable: BINLOGG				
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)				
Sample: 1 1356				
Included observations: 1279				
Convergence achieved after 5 iterations				
Covariance matrix computed using second derivatives				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	3.929354	1.692364	2.321814	0.0202
ALTER2005	-0.032542	0.005288	-6.153750	0.0000
ROMANDIE	-0.370745	0.137534	-2.695662	0.0070
KOMPUMGANGSSPR	0.455155	0.252188	1.804826	0.0711
BERUFSSTELLUNG	-0.314012	0.078546	-3.997785	0.0001
A27	-0.281411	0.120836	-2.328863	0.0199
A2QXXMEHRALSZWEI	-0.715279	0.122142	-5.856120	0.0000
S1	0.096574	0.121243	0.796532	0.4257
S2	0.172887	0.128629	1.344078	0.1789
ANNEUZREG04	-18.62590	16.08892	-1.157685	0.2470
McFadden R-squared	0.067859	Mean dependent var		0.456607
S.D. dependent var	0.498308	S.E. of regression		0.477697
Akaike info criterion	1.300830	Sum squared resid		289.5788
Schwarz criterion	1.341126	Log likelihood		-821.8807
Hannan-Quinn criter.	1.315961	Restr. log likelihood		-881.7125
LR statistic	119.6637	Avg. log likelihood		-0.642596
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	695	Total obs		1279
Obs with Dep=1	584			

Wie zu erkennen, sind die Differenzen der B-Schätzwerte für die einzelnen Variablen zwischen SPSS 17 und E-Views 6 z.T. nicht völlig vernachlässigbar, aber die inhaltliche Interpretation vermögen sie (zum Glück) nicht zu beeinflussen. (Die quantitativen Differenzen sind zurückzuführen auf nicht identische numerische Optimierungsverfahren.) – Nun zur zweiten Kontrolle:

**Tabelle 74: Kontrolle 2: Gleiche Referenzschätzung und gleiche Software (E-Views 6), aber anderes Schätzverfahren (multivariate Probit- anstatt Logit-Regression)**

Dependent Variable: BINLOGG				
Method: ML - Binary Probit (Quadratic hill climbing)				
Sample: 1 1356				
Included observations: 1279				
Convergence achieved after 5 iterations				
Covariance matrix computed using second derivatives				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	2.449107	1.041669	2.351137	0.0187
ALTER2005	-0.020166	0.003228	-6.246613	0.0000
ROMANDIE	-0.230535	0.084743	-2.720420	0.0065
KOMPUMGANGSSPR	0.279302	0.153738	1.816743	0.0693
BERUFSSTELLUNG	-0.197441	0.048330	-4.085225	0.0000
A27	-0.173664	0.074286	-2.337787	0.0194
A2QXXMEHRALSZWEI	-0.438922	0.074708	-5.875174	0.0000
S1	0.059123	0.074446	0.794167	0.4271
S2	0.113282	0.079105	1.432038	0.1521
ANNEUZREG04	-11.62096	9.907484	-1.172948	0.2408
McFadden R-squared	0.068311	Mean dependent var		0.456607
S.D. dependent var	0.498308	S.E. of regression		0.477644
Akaike info criterion	1.300206	Sum squared resid		289.5148
Schwarz criterion	1.340501	Log likelihood		-821.4815
Hannan-Quinn criter.	1.315337	Restr. log likelihood		-881.7125
LR statistic	120.4621	Avg. log likelihood		-0.642284
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	695	Total obs		1279
Obs with Dep=1	584			

Auch hier können wir sagen, dass die Differenzen in den Schätzergebnissen der Beta-Werte zwischen Logit- und Probit-Verfahren zwar bisweilen spürbar sind, aber längst nicht so stark sind, dass sie die inhaltliche Interpretation zu tangieren vermöchten.

**Tabelle 75: Übersicht zu den Kontrollschätzungen mit dem Gesamtsample (ohne D)**

Variable	Logit SPSS 17	Logit E-Views 6	Probit E-Views 6
CONSTANT	2.121**	3.929*	2.449*
ALTER2005	-.032**	-0.033**	-0.020**
ROMANDIE	-.472**	-0.371**	-0.231**
KOMPUMGANGSSPR	.517*	0.455*	0.279*
BERUFSSTELLUNG	-.319**	-0.314**	-0.197**
A27	-.278*	-0.281*	-0.174*
A2QXXMEHRALSZWEI	-.735**	-0.715**	-0.439**
S1	ns	ns	ns
S2	ns	ns	ns
ANNEUZREG04	ns	ns	ns

Nach diesen sehr zufriedenstellend ausgefallenen Kontrolltests zur Referenzgruppe (gesamtes Sample ohne Gruppe D) kommen wir jetzt zur Gruppe der Nichtteilnehmer. (Ab jetzt wenden wir wieder nur das Logit-Schätzverfahren in SPSS an.)

**Tabelle 76: Relative Einflussstärken modellexogener Variablen auf die Erfolgsquote der Gruppe G auf die Subgruppe der Nichtteilnehmer an externen Integrationsmassnahmen**

Variables in the Equation		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 <sup>a</sup>	a2_XXMehrAlsZwei	-.691	.146	22.507	1	.000	.501
	Constant	.302	.085	12.646	1	.000	1.353
Step 2 <sup>b</sup>	Alter2005	-.030	.006	23.510	1	.000	.970
	a2_XXMehrAlsZwei	-.722	.148	23.775	1	.000	.486
	Constant	1.418	.247	32.914	1	.000	4.127
Step 3 <sup>c</sup>	Alter2005	-.035	.006	29.831	1	.000	.966
	Berufsstellung	-.399	.092	18.836	1	.000	.671
	a2_XXMehrAlsZwei	-.692	.150	21.334	1	.000	.501
	Constant	2.824	.413	46.708	1	.000	16.849
Step 4 <sup>d</sup>	Alter2005	-.035	.006	29.069	1	.000	.966
	Romandie	-.402	.145	7.688	1	.006	.669
	Berufsstellung	-.392	.093	17.936	1	.000	.676
	a2_XXMehrAlsZwei	-.706	.151	21.915	1	.000	.494
	Constant	2.959	.419	49.785	1	.000	19.279
Step 5 <sup>e</sup>	Alter2005	-.033	.006	26.897	1	.000	.967
	Romandie	-.441	.147	9.054	1	.003	.643
	KompUmgangsspr	.641	.292	4.825	1	.028	1.899
	Berufsstellung	-.386	.092	17.478	1	.000	.680



	a2_XXMehrAlsZwei	-.724	.151	22.825	1	.000	.485
	Constant	2.322	.507	20.992	1	.000	10.195
Step 6 <sup>f</sup>	S1	.296	.145	4.160	1	.041	1.345
	Alter2005	-.035	.007	28.503	1	.000	.966
	Romandie	-.430	.147	8.567	1	.003	.650
	KompUmgangsspr	.681	.294	5.379	1	.020	1.977
	Berufsstellung	-.376	.093	16.364	1	.000	.687
	a2_XXMehrAlsZwei	-.720	.152	22.536	1	.000	.487
	Constant	2.135	.516	17.097	1	.000	8.453
a. Variable(s) entered on step 1: a2_XXMehrAlsZwei.							
b. Variable(s) entered on step 2: Alter2005.							
c. Variable(s) entered on step 3: Berufsstellung.							
d. Variable(s) entered on step 4: Romandie.							
e. Variable(s) entered on step 5: KompUmgangsspr.							
f. Variable(s) entered on step 6: S1.							

In der Schätzung für die Nichtteilnehmer an externen Integrationsmassnahmen (917 Personen) sind als nicht signifikant (ns) aus der Schätzung herausgefallen: Nationalität (1 = Schweizer, 0 = Ausländer), Anteil Neuzugänger zur Arbeitslosigkeit 2004 in der betroffenen RAV-Region, schon früher einmal Sozialhilfe bezogen

Wir können nun dasselbe tun für die Subgruppe der Teilnehmer an externen Integrationsmassnahmen (439 Personen):

**Tabelle 77: Relative Einflussstärken modellexogener Variablen auf die Erfolgsquote der Gruppe G für die Subgruppe der Teilnehmer an externen Integrationsmassnahmen (Signifikanzgrenze = 5% Irrtumswahrscheinlichkeit)**

Variables in the Equation		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 <sup>a</sup>	Romandie	-.655	.226	8.383	1	.004	.520
	Constant	-.470	.127	13.594	1	.000	.625
a. Variable(s) entered on step 1: Romandie.							

Für die Teilnehmer-Gruppe zeigt nur noch die Variable "Wohnort in der Romandie" einen (hoch) signifikanten Einfluss an! Um die Schätzung etwas „aussagekräftiger“ zu machen, wollen wir auch noch die schwach signifikanten Faktoren beachten (5% < Irrtumswahrscheinlichkeit < 10%):

**Tabelle 78: Relative Einflussstärken modellexogener Variablen auf die Erfolgsquote der Gruppe G für die Subgruppe der Teilnehmer an externen Integrationsmassnahmen (Signifikanzgrenze = 10% Irrtumswahrscheinlichkeit)**

Variables in the Equation		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 <sup>a</sup>	Romandie	-.655	.226	8.383	1	.004	.520
	Constant	-.470	.127	13.594	1	.000	.625
Step 2 <sup>b</sup>	Romandie	-.620	.228	7.414	1	.006	.538
	a27	-.416	.214	3.771	1	.052	.660
	Constant	-.296	.155	3.652	1	.056	.744
Step 3 <sup>c</sup>	Alter2005	-.017	.009	3.477	1	.062	.984
	Romandie	-.614	.228	7.215	1	.007	.541
	a27	-.408	.215	3.597	1	.058	.665
	Constant	.338	.372	.825	1	.364	1.403
Step 4 <sup>d</sup>	Alter2005	-.021	.009	4.949	1	.026	.980
	Romandie	-.600	.229	6.840	1	.009	.549
	a27	-.367	.217	2.851	1	.091	.693
	a2_XXMehrAlsZwei	-.427	.221	3.723	1	.054	.652
	Constant	.706	.422	2.800	1	.094	2.026

a. Variable(s) entered on step 1: Romandie.  
b. Variable(s) entered on step 2: a27.  
c. Variable(s) entered on step 3: Alter2005.  
d. Variable(s) entered on step 4: a2\_XXMehrAlsZwei.

In der Schätzung für die Teilnehmer an externen Integrationsmassnahmen (439 Personen) sind als nicht signifikant (ns) (Irrtumswahrscheinlichkeit > 10%) aus der Schätzung herausgefallen: Geschlecht, Nationalität, Anteil Neuzugänger in die Arbeitslosigkeit in der betreffenden RAV-Region, Kompetenz in der Umgebungssprache, bisher erreichte hierarchische Berufsstellung.

Zur besseren Übersicht dient die folgende Tabelle, die die Ergebnisse zusammenfasst:

**Tabelle 79: Übersicht zu den relativen Einflussstärken modellexogener Variablen auf die Subgruppen der Teilnehmer und der Nichtteilnehmer an externen Integrationsmassnahmen**

	<b>Gesamtsample (Referenz für Beta-Werte)</b>	<b>Subsample der Nicht- teilnehmer an externen Integrationsmassnahmen</b>	<b>Subsample der Teilneh- mer an externen Integra- tionsmassnahmen</b>
Alter im Jahr 2005	-.032**	-.035**	-.021*
Wohnort in der Romandie	-.472**	-.430**	-.600**
Kompetenz in der Umgebungssprache	.517*	.681*	ns
Bisher erreichte hierarchische Be- rufsstellung	-.319** <sup>(i)</sup>	-.376** <sup>(i)</sup>	ns
Früher schon mal Sozialhilfe bezogen	-.278*	ns	(-.367)
Mehr als zwei akti- vierende nicht- finanzielle Mass- nahmen	-.735**	-.720**	(-.427)
Geschlecht (männ- lich = 1, weiblich = 0)	ns	.296*	ns
Nationalität (CH = 1, Ausländer = 0)	ns	ns	ns
Neuzugangsquote 2004 der Arbeitslo- sen in der betref- fenden RAV-Region	ns	ns	ns

ns = nicht signifikant

(.) = schwach signifikant (5% < Irrtumswahrscheinlichkeit < 10%)

\* = signifikant (1% < Irrtumswahrscheinlichkeit < 5%)

\*\* = hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit < 1%)

(i) Aufgrund der inversen Codierung bedeutet hier ein negatives Vorzeichen einen direkten Zusammenhang (Je höher die bisher erreichte Jobposition, desto besser die Reintegrationschancen in den ersten Arbeitsmarkt.)

Zwischen den drei Schätzungen wechseln die Vorzeichen nie. Am bemerkenswertesten sind folgende Sondereinflüsse:

- Nur in der Teilgruppe der Nichtteilnehmer an externen Integrationsmassnahmen hat das männliche Geschlecht eine positive Wirkung auf die Reintegrationschancen auf dem ersten Arbeitsmarkt.
- Die Tatsache, ob man früher schon mal Sozialhilfe bezogen hat, übt einen negativen Einfluss aus, der ganz überwiegend aus der Teilgruppe der Teilnehmer stammt. Es scheint also so zu sein, dass aus lang anhaltender (biografisch prägender) Armut und lang anhalten-

dem Misserfolg demoralisierte Leute in externe Integrationsmassnahmen geschickt werden.

- Nur bei den Nichtteilnehmern übt die Kompetenz in der Umgebungssprache einen positiven Einfluss auf die Reintegrationschancen aus.
- Der klar positive (!) Einfluss der bisher erreichten hierarchischen Berufsstellung stammt aus der Teilgruppe der Nichtteilnehmer. – Sofern der vergangene Berufserfolg als Indiz gelesen wird für mit diesem Erfolg auch gegenwärtig (noch immer) steigende „Anspruchshaltung“ an einen zukünftigen Job, so ist es gut denkbar, dass wir den positiven Humankapitaleffekt empirisch noch immer deutlich unterschätzt haben. Denn der potentiell in die Gegenrichtung weisende, also negativ wirkende Effekt könnte dann mit dieser Variable immer auch miterfasst sein. Dieser Effekt entsteht aufgrund einer „Anspruchshaltung“ aus der vergangenen Jobposition, die man möglichst noch „verteidigen“ will, weil in einer „Arbeitsgesellschaft“ nicht nur Lohnhöhe und Arbeitsbedingungen, sondern auch gesellschaftliches Ansehen und Anerkennung eng mit der je erreichten Jobposition verknüpft sind. – Zumindest in der *Teilgruppe der Nichtteilnehmer* an externen Integrationsmassnahmen überwiegt aber die positive Humankapitalwirkung deutlich den negativ wirkenden Effekt, der aus der sozial motivierten „Verteidigungshaltung“ herrührt. Im Rückschluss liesse sich folgern, dass in der Teilnehmergruppe besonders häufig jene Personen versammelt sind, die noch immer eine besonders stark ausgeprägte „Verteidigungshaltung“ haben. Externe Integrationsmassnahmen würden dann seitens der Sozialbehörden auch als Sanktionsinstrument benützt. – Unter dem Vorbehalt von verzerrenden Selektionseffekten ist aus der oben erwähnten „inoffiziellen“ Schätzung aber bekannt, dass nur bei den *Nichtteilnehmern* die (De-)Motivations- oder Resignationsvariable der „subjektiven beruflichen Zukunftsaussichten“ klar negativ zu Buche schlägt. (D.h., je schlechter die beruflichen Aussichten beurteilt werden, desto schlechter sind die objektiven Wiedereingliederungschancen.) Es scheint also so zu sein, dass diese (De-) Motivierungsvariable nicht zwingend allein die biografisch prägende, lang anhaltende Armut erfassen muss, sondern *selbst in der Gruppe der Nichtteilnehmer* indirekt auch gewisse Aspekte einer verbliebenen zu grossen „Anspruchshaltung“ an einen neuen Job widerspiegeln könnte.<sup>66</sup>

#### **A6-6. Zu den diversen Selektionseffekten**

Das allgemeine Ziel ist es zunächst auf Datenbeschaffungsebene, jene Selektionseffekte zu neutralisieren, die unwillkürlich entstehen können, wenn ein bewusstes Random sampling nicht von Beginn weg möglich ist. Eine möglichst feine Selektionskorrektur soll erreicht werden erstens zwischen der Grundgesamtheit und dem von den Sozialämtern gelieferten Sample, zweitens zwischen dem Sample und dem befragten Personenkreis. Zweck ist es, eine möglichst gute Repräsentativität der Studie zu gewährleisten.

---

<sup>66</sup> Unseres Erachtens darf nun aber der vergangene Berufserfolg nicht als Proxy gelesen werden für bloss kurzfristige, durch unglückliche äussere Umstände verursachte (situative) Armut aufgrund eines überraschenden gegenwärtigen beruflichen Misserfolges (der sich „objektiv“ manifestiert bei Aussteuerung oder bei nicht gelungenem Wiedereinstieg ins Berufsleben). Solche situative Armut wird durch andere Proxys besser erfasst, z.B. ob man allein erziehend ist bzw. für Kinder aufzukommen hat, oder ob man bereits früher Verbilligungen für Krankenkassenprämien gewährt erhalten hat.

Die Grundgesamtheit umfasst alle Personen, die sich in den Jahren 2005 und 2006 bei den 5 Sozialämtern St. Gallen, Luzern, Basel, Biel und Lausanne angemeldet haben. (Ob diese 5 Städte selber repräsentativ für die ganze Schweiz sind, lässt sich nicht beurteilen.) Das effektiv von den Ämtern gelieferte Sample ist als Basis für die Umfragen hergenommen worden. Es umfasst in drei Fällen eine Vollerhebung, in zwei Fällen (angeblich) eine Zufallsauswahl aus der Grundgesamtheit. Das bedeutet, auf Sampleebene ist die Selektionskorrektur wahrscheinlich noch von minderer Wichtigkeit.

Ganz anders liegt der Fall jedoch auf Ebene der effektiv geantwortet habenden Personen. Um hier eine verlässliche „Non response“-Analyse durchführen zu können, müssen die „Eigenschaftsprofile“ der Personen im Sample möglichst detailliert mit jenen der geantwortet habenden Personen verglichen werden können. Leider lieferten uns die 5 Ämter aber stark heterogene Datensätze zum Sample, so dass wir nur das Alter und das Geschlecht für alle Datensätze und wenigstens noch die Nationalität in der Mehrheit der Fälle für die „Non response“-Analyse haben verwenden können. Für eine effektive Selektionskorrektur auf Datenerfassungsebene benötigen wir aber möglichst viele persönlich zurechenbare Daten, wie z.B. Ausbildung, Beruf, Berufserfahrung, in welcher Branche tätig gewesen, seit wann in der Schweiz, Sprachkenntnisse, erzieltes Einkommen, familiäre Situation, etc.

Fazit bis hierhin: Angesichts der Differenzen, die zwischen den einzelnen Schätzvarianten zu Tage getreten sind, sind die Verschiebungen aufgrund der Selektionskorrektur auf Datenerfassungsebene vernachlässigbar. Der Vorbehalt ist hier allerdings, dass wir aufgrund der Heterogenität des totalen Samples nur für drei Selektionsvariablen testen können (Altersdurchschnitt, Anteil Männer, Anteil CH-Bürger), wobei davon eine einzige solche Variable als potentiell wichtige Verzerrungsquelle hat identifiziert werden können. Diese Variable (Anteil CH-Bürger) hat sich nun als nicht sehr wichtig erwiesen.

Ein zweiter Hauptgrund für die Notwendigkeit eines möglichst aussagekräftigen Datensatzes bereits auf Sampleebene ist, dass wir eine Wirksamkeitsevaluation durchführen möchten von i.e.S. „aktivierenden Massnahmen“ und „finanziellen Anreizen“ in der Sozialhilfe: Welchen Effekt haben sie auf die Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt? Zu diesem Zweck müssen alle übrigen Einflüsse ausgeschaltet oder weggefiltert werden, insbesondere auch jene, die aus der absichtlichen Selektion der Betreuer entstehen. Um auf dieser „Treatment-Ebene“ den selektionsverzerrenden Effekt auf die gemessene Wirksamkeit von Massnahmen zu neutralisieren, müssen das durchschnittliche „Eigenschaftsprofil“ in der „Treatment group“ und in der „Control group“ möglichst ähnlich gemacht werden, um so ein „Random sampling“ quasi künstlich nachbilden zu können. Das Ziel ist, Selektionseffekte auf die Wirksamkeit nachträglich möglichst zu neutralisieren. Konkret stellen wir eine Treatment group künstlich so zusammen, dass sie der Control group möglichst ähnlich wird, wobei die Selektionskorrektur entscheidend verbessert werden könnte, wenn als Vergleichsbasis der Control group nicht bloss die Gruppe der geantwortet habenden Personen, sondern das ursprüngliche Sample (bzw. die Grundgesamtheit) hergenommen werden könnte.

Wir haben im Haupttext der Reihe nach die finanziellen Anreize vor und nach der Sozialhilfe, die i.e.S. aktivierenden Unterstützungsmassnahmen der Sozialämter und die verfügbaren externen Integrationsmassnahmen als „Treatments“ oder Instrumentalvariablen<sup>67</sup> interpretiert. Im Vergleich dazu werden dann in der Non-Treatment- oder Kontrollgruppe möglichst viele der persönlich zurechenbaren, kurz- und mittelfristig nicht gestaltbaren Variablen (wie Ausbildung, Berufserfahrung, Alter, Nationalität, Umweltbedingungen) im „Durchschnittsprofil“

---

<sup>67</sup> Nicht zu verwechseln mit den „Instrumentvariablen“ im zweistufigen Regressionsverfahren 2SLS, um das Endogenitätsproblem zu bewältigen.

jener der Treatment-Gruppe möglichst ähnlich gemacht. D.h., diese kurzfristig oder gar nie veränderbaren Variablen werden als Selektionsvariablen genutzt, um die Wirkung der Instrumentalvariablen in einem Vergleich beider Gruppen möglichst unverfälscht bzw. unverzerrt messen zu können (Quasi-Random sampling). Dies geschieht in dieser Studie durch Umgewichtung und geschichtete Zufallsauswahl der Beobachtungsfälle (Sample selection) in der Non-Treatment-Gruppe.<sup>68</sup> Man kann aber auch umgekehrt vorgehen, indem das durchschnittliche Eigenschaftsprofil bei den Selektionsvariablen in der Treatment-Gruppe an jenes der Non-Treatment-Gruppe – bzw. noch besser: an jenes des Ursprungssample<sup>69</sup> – angepasst wird.

Nun zum groben Test auf Selektionsverzerrungen zwischen Sample und Antwortenden (Non-Response-Analyse): Die nachfolgende Tabelle gibt einen Überblick über einige ausgewertete Kennzahlen zu den gelieferten Datensätze für jene Variablen, die in (fast) allen Beobachtungsfällen der 5 Städte vorhanden sind. Sie können einen Hinweis über die Grössenordnung möglicher Selektionsverzerrungen geben.

---

<sup>68</sup> Ein anderes Verfahren – die „Propensity score method“ – werden wir zwecks Abklärung der Methodenrobustheit im nächsten Kapitel anwenden. Unsere Erwartung ist, dass wir weitgehend dieselben Hauptergebnisse sehen werden. Denn in Simulationsstudien hat sich die Methodenrobustheit immer wieder bestätigt, so dass die kritische Einflussgrösse viel eher bei der Datenqualität liegt.

<sup>69</sup> Das Ursprungssample ist selbstverständlich schon immer einem Selektionsprozess unterworfen gewesen. D.h., das durchschnittliche Eigenschaftsprofil der 2004 und 2005 sich bei der Sozialhilfe angemeldeten Personen entspricht sicher nicht jenem der Teilbevölkerung, das sich 2004 und 2005 im erwerbsfähigen Alter befunden hatte. Aber diese „Vorselektion“ braucht uns solange nicht zu kümmern, wie angenommen werden darf, dass sie zwischen den verschiedenen Sozialämtern in etwa gleicher Weise erfolgt, d.h. der Klientenstamm in allen Sozialämtern im Durchschnittsprofil überall ungefähr gleich ist. Das ist selbstverständlich keine triviale Voraussetzung, auch wenn sie bisher implizit geblieben ist. Eine etwas schwächere Annahme wäre zu behaupten, der Klientenstamm unterscheide sich eventuell systematisch zwischen den 5 Städten, aber er widerspiegele zusammen genommen gleichwohl ungefähr den gesamtschweizerischen Klientenstamm in der Sozialhilfe. Wenn diese Annahme korrekt wäre, hätte es zur Folge, dass die aggregierten Betrachtungen zu allen 5 Städten „repräsentativ“ für die gesamte Schweiz wären.

**Tabelle 80: Übersicht zum Antwortverhalten in der Umfrage**

	Grund- gesamt- heit Basel	Sample Basel	Ant- wor- tende Basel	Sample total	Antwor- tende OH- NE Grup- pe D	Alle Antwor- tende
<b>Anzahl Fälle</b>	5'126	1'226	321	6'701 (hier ausge- wertet; effektiv gelieferte Adressen 5'146)	1'356	1'529
<b>Durchschnitts- alter</b>	36.18	35.70	37.24	35.69	37.32	37.83
<b>Anteil Männer</b>	65.43%	67.29%	65.11%	59.92%	57.60%	56.83%
<b>Anteil CH- Bürger</b>	54.12%	53.10%	62.93%	55.26% (von 4'895 Fällen; 1'806 Fälle leer) <sup>70</sup>	61.43%	61.41%

An der Umfrage teilgenommen und geantwortet haben 1'529 Personen. Nach Ausschluss der Personen in Gruppe D verbleiben noch 1'356 Fälle als Grundlage für sämtliche multivariate Schätzungen nach den „klassischen“ Probit-Schätzungen. Das totale Sample – jener Datensatz, den die 5 Sozialämter zusammen selber aus der Grundgesamtheit gezogen haben – umfasst zwar 6'701 Personen, aber davon sind für die Umfrage effektiv bloss 5'146 Adressen geliefert worden.<sup>71</sup> Darauf bezogen beträgt der Ausschöpfungsgrad  $1'529 / 5'146 = 29.7\%$ . Das Sample beinhaltet für die Städte St. Gallen, Luzern und Biel Vollerhebungen (d.h. es ist für diese 3 Städte identisch mit der empirischen Grundgesamtheit), für die Städte Basel und Lausanne zufallsgesteuerte Teilerhebungen.

Für Basel kann anhand der drei messbaren Selektionsvariablen getestet werden, ob die Zufälligkeit wirklich unverzerrt gespielt hat (also ein „blindes“ Random sampling): Sowohl das Durchschnittsalter, als auch der Männeranteil und – am wichtigsten – der Anteil Personen mit Schweizer Bürgerrecht differieren in der Tat nur sehr wenig zwischen Voll- und Teilerhebung, so dass für Basel konstatiert werden darf, dass zwischen der Grundgesamtheit und dem gezogenen Sample höchstens sehr geringe Verzerrungen im Vergleich zu einer hypothetisch perfekten Zufallsauswahl hineingespielt haben dürften. Allerdings ist der Anteil CH-Bürger im effektiv ausgeschöpften Sample, als in der Gruppe der effektiv Antwortenden, merklich erhöht.

<sup>70</sup> Es ist anzunehmen – aber leider nicht zu prüfen –, dass sich hinter den relativ vielen leeren Feldern nicht überproportional viele CH-Bürger verbergen, d.h. nicht mehr als rund 55%.

<sup>71</sup> Es ist zu hoffen – aber leider nicht zu testen –, dass zwischen der Auswahl des (statistisch geprüften) Samples und der Auswahl der effektiv gelieferten (statistisch nicht prüfbaren) Adressen nicht auch noch eine Selektionsverzerrung passiert ist.

Grau hervorgehoben ist darum das, was zwischen Sample und Antwortenden am ehesten einer systematischen Selektivität unterworfen gewesen sein könnte. Im Bezug zum CH-Anteil<sup>72</sup> muss eine Sample correction bzw. Selektionskorrektur qua Umgewichtung vorgenommen werden. Zu beachten ist, dass die spürbare Differenz des Ausländeranteils bei den antwortenden Personen im Vergleich zum totalen Sample nicht bloss daher rührt, dass die Gruppe D für viele Schätzungen ausgeschlossen worden ist. Dies muss offenbar andere Gründe haben.

Das Verfahren der Sample correction (der zufallsgesteuerten Umgewichtung der Beobachtungsfälle) werden wir später nochmals anwenden, um die durchschnittlichen Eigenschaftsprofile der Control- und der Treatment group einander möglichst ähnlich zu machen. An dieser Stelle soll es vorerst nur zur Wiederholung einiger der obigen Schätzungen gebraucht werden, um den Einfluss der Selektionsverzerrung aufgrund des „Non-response-Verhaltens“ auf die Parameterwerte der exogenen Variablen abschätzen zu können – immer im Hinblick auf die modellendogene Erklärung eines Wechsels in der Gruppe G (oder H) von nein zu ja.

Wir wiederholen zunächst nur zwei der ursprünglichen Schätzungen mit Selektionskorrektur, und nur wenn sich die Resultate empirisch spürbar verändern (d.h. bei Vorzeichenwechsel der Parameter und / oder bei Signifikanzwechsel der Parameter), müssten sämtliche Schätzungen wiederholt werden.

Die zuerst wiederholte Schätzung ist die Basisvariante ohne Missing datas „BinLog1b“: Für die Variablen „Alter“, „Romandie“, „Kompetenz in der Umgebungssprache“, „Berufsstellung“ und die „erste aktivierende Massnahme“ (stepwise) bleibt alles beim Alten: hohe Signifikanz und gleiche Vorzeichen. Die Parameterwerte selber variieren nur minimal. Die Variable „Beruf“ wird nun anstatt bloss auf dem 10%- jetzt schon auf dem 5%-Niveau der Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant. Und die Variable „externe Integrationsmassnahme“ wird neu nun wenigstens auf dem 10%-Niveau Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant. Nur die Variable „RAV-Wirkungsindikator 1 im Jahr 04“ bleibt weiterhin ohne Signifikanz.

Die zweite Kontrollschätzung unter Einbezug der finanziellen Anreizvariablen „Verbilligung der Krankenkassenprämien ja / nein“. Sie haben wir bereits im Haupttext ausführlich diskutiert. Wir haben dort argumentiert, dass die uns zur Verfügung stehenden Variablen viel zu grob sind, um die eventuell scharfen Übergänge in die „Armutsfälle“ genau genug zu erfassen. Trotzdem könnten wir versuchen, mit unseren relativ „Noise“-behafteten Daten diesem vermutlich starken Effekt zumindest nachzuspüren: Um „scharfe“ Abgrenzungen zu erreichen, könnte man zunächst die Gruppe, die sich von der Sozialhilfe abgelöst hat und jetzt in wahrscheinlich nicht-prekärer Arbeit beschäftigt ist (Gruppe C1), vergleichen mit der dauerhaft in der Sozialhilfe gefangenen Gruppe A1. Zu erwarten ist, dass die Dummy-Variable, ob sich das heutige Einkommen im Vergleich zur Zeit des Sozialhilfebezugs verbessert hat, einen positiven Einfluss auf den Ablöseprozess aus der Sozialhilfe hat (Variable A1-1). Hingegen sollten die übrigen finanziell unterstützenden Massnahmen diese Chance tendenziell negativ beeinflussen. Weil speziell für diese Fragestellung die unterschiedlichen äusseren Arbeitsmarktbedingungen einen potentiell wichtigen Einfluss auszuüben vermögen, sollen sie hier etwas verstärkt berücksichtigt werden. – Leider erweist sich für eine detailliertere Analyse mit mehreren unabhängigen Variablen, dass im Verbund mit „Missing datas“ auch schon für die neu interessierenden Einflussgrössen die abhängige Variable A1-C1 zu wenig beobachtete Varianz im Verhältnis zur (reduzierten) Anzahl beobachteter Fälle erzeugt. Darum wird für

---

<sup>72</sup> Die deutliche Differenz des Männeranteils im Sample von Basel im Vergleich zum Gesamtsample ist dagegen keiner „Selektionsverzerrung“ geschuldet, sondern muss auf „reale“ Unterschiede in der sozioökonomischen Struktur zwischen diesen beiden Räumen zurückgeführt werden. Wieso allerdings in Basel anteilmässig deutlich mehr Männer als anderswo Sozialhilfe erhalten, ist nicht leicht durchschaubar.



die abhängige Variable wieder auf Gruppe G nein/ja zurückgegriffen. Leider konnten auch die übrigen finanziellen Anreize (Alimentenbevorschussung, Krankenkassenprämienverbilligung etc.) aufgrund von Missing datas-Problemen nicht einbezogen werden. Der Test ergibt folgendes Output-Ergebnis (in Ausschnitten):

**Tabelle 81: Ergebnisse 10 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren**

Case Processing Summary			
Unweighted Cases <sup>a</sup>		N	Percent
Selected Cases	Included in Analysis	495	36.5
	Missing Cases	861	63.5
	Total	1356	100.0
Unselected Cases		0	.0
Total		1356	100.0

a. If weight is in effect, see classification table for the total number of cases.

Wie zu erkennen, ist das Problem der „Missing Cases“ (immerhin 63.5% aller Beobachtungen) ernst zu nehmen. Gleichwohl ergeben sich zuverlässig interpretierbare Cet.par.-Einflüsse. (Das Problem der Selektionsverzerrung haben wir hier noch nicht berücksichtigt – zu sehen am Null-Wert der „Unselected cases“.)

**Tabelle 82: Ergebnisse 11 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren**

Model Summary			
Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	335.757 <sup>a</sup>	.035	.069
2	325.651 <sup>b</sup>	.055	.107
3	314.928 <sup>b</sup>	.075	.147
4	309.080 <sup>b</sup>	.086	.168
5	304.363 <sup>b</sup>	.095	.185

a. Estimation terminated at iteration number 5 because parameter estimates changed by less than .001.

b. Estimation terminated at iteration number 6 because parameter estimates changed by less than .001.

Das nach dem letzten (fünften) Iterationsschritt erreichte Nagelkerke-R<sup>2</sup> erreicht immerhin 18.5% – was etwas besser ist als im ersten oben aufgeführten Beispiel. Auch die Modellqualität verbessert sich in diesem Vergleich spürbar:

**Tabelle 83: Ergebnisse 12 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren**

<b>Hosmer and Lemeshow Test</b>			
<b>Step</b>	<b>Chi-square</b>	<b>df</b>	<b>Sig.</b>
1	22.007	3	.000
2	14.514	8	.069
3	7.140	8	.522
4	6.969	8	.540
5	5.526	8	.700

Bei den „Variables in Equation“ haben wir auf die „Stepwise“-Modellierung für die „Summe der aktivierenden Massnahmen in der Sozialhilfe“ verzichtet, dafür die extern verfügbaren aktivierenden und integrierenden Massnahmen (z.B. Beschäftigungsprogramme, Variable A25) einbezogen. Zudem haben wir nicht mehr den Wirkungsindikator 1 des RAV integriert, sondern die Zugangsquote in die Arbeitslosigkeit, um die Arbeitsmarktverfassung je Region direkter und schärfer zu erfassen. Schliesslich ist als Proxy für die Motivation die Variable „Suchen Sie weiterhin nach Arbeit?“ (A23) in die Schätzung aufgenommen worden. (Die denkbare alternative Variable „Wie beurteilen Sie die Zukunft ganz allgemein?“ wirkt zwar in die gleiche erwartete Richtung, liefert aber bei der Signifikanz weniger deutliche Resultate.) Somit:

**Tabelle 84: Ergebnisse 13 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren**

Variables in the Equation							
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 <sup>a</sup>	A11_1	-.453	.106	18.108	1	.000	.636
	Constant	3.137	.321	95.404	1	.000	23.038
Step 2 <sup>b</sup>	AnteilNeuzugangRegion_05	-51.585	16.373	9.926	1	.002	.000
	A11_1	-.448	.108	17.089	1	.000	.639
	Constant	8.531	1.775	23.092	1	.000	5070.729
Step 3 <sup>c</sup>	AnteilNeuzugangRegion_05	-50.211	16.632	9.114	1	.003	.000
	A11_1	-.466	.112	17.199	1	.000	.628
	S10	-.449	.153	8.612	1	.003	.639
	Constant	11.081	2.068	28.706	1	.000	64940.693
Step 4 <sup>d</sup>	AnteilNeuzugangRegion_05	-46.838	16.832	7.743	1	.005	.000
	A25	-.765	.310	6.082	1	.014	.466
	A11_1	-.459	.114	16.159	1	.000	.632
	S10	-.464	.156	8.878	1	.003	.629
	Constant	11.040	2.082	28.110	1	.000	62331.633
Step 5 <sup>e</sup>	AnteilNeuzugangRegion_05	-46.854	16.986	7.609	1	.006	.000
	A25	-.703	.314	5.018	1	.025	.495
	A23	-.656	.304	4.658	1	.031	.519
	A11_1	-.449	.116	15.008	1	.000	.638
	S10	-.432	.157	7.601	1	.006	.649
	Constant	11.134	2.095	28.242	1	.000	68465.224

a. Variable(s) entered on step 1: A11\_1.  
 b. Variable(s) entered on step 2: AnteilNeuzugangRegion\_05.  
 c. Variable(s) entered on step 3: S10.  
 d. Variable(s) entered on step 4: A25.  
 e. Variable(s) entered on step 5: A23.

Bevor man ausführlichere Diskussionen beginnt, sollten auch die „Variables not in the equation“ (wieder nur in Step 5) betrachtet werden:

**Tabelle 85: Ergebnisse 14 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren**

Variables not in the Equation					
			Score	df	Sig.
Step 1	Variables	AnteilNeuzugangRegion_05	10.370	1	.001
		S2	.896	1	.344
		Alter2005	1.231	1	.267
		Romandic	.106	1	.744
		A25	7.436	1	.006
		Berufsstellung	.881	1	.348
		A23	7.585	1	.006
		S10	9.282	1	.002
		S1	.733	1	.392
		Overall Statistics		33.842	9
Step 2	Variables	S2	.895	1	.344
		Alter2005	1.220	1	.269
		Romandic	2.484	1	.115
		A25	6.031	1	.014
		Berufsstellung	.896	1	.344
		A23	7.553	1	.006
		S10	8.552	1	.003
		S1	.958	1	.328
		Overall Statistics		24.398	8
Step 3	Variables	S2	1.654	1	.198
		Alter2005	.185	1	.667
		Romandic	2.242	1	.134
		A25	6.252	1	.012
		Berufsstellung	.657	1	.418
		A23	5.779	1	.016
		S1	.824	1	.364
		Overall Statistics		17.200	7
Step 4	Variables	S2	1.417	1	.234
		Alter2005	.350	1	.554
		Romandic	1.388	1	.239
		Berufsstellung	.931	1	.335
		A23	4.755	1	.029
		S1	1.478	1	.224
		Overall Statistics		11.010	6
Step 5	Variables	S2	1.162	1	.281
		Alter2005	.657	1	.418
		Romandic	1.036	1	.309
		Berufsstellung	.631	1	.427
		S1	1.832	1	.176
		Overall Statistics		6.229	5

Relevant für eine inhaltliche Interpretation ist das Ergebnis des letzten, also fünften Iterationsschritts. Das negative Vorzeichen bei A25 bedeutet, dass verfügte externe Massnahmen einen klaren „Lock-in-Effekt“ ausüben, sofern kein negativ wirkender Selektionseffekt das Ergebnis massgeblich verzerren würde. – Prima vista schwer verständlich ist, dass wer weiterhin nach Arbeit sucht (A23), es schwieriger hat, in Gruppe G von nein zu ja zu wechseln, d.h. dem Drehtüreffekt eventuell zu entfliehen. Doch dies erklärt sich aus dem eingeschränkten Sample, das aus jenen Leuten bestehen, die bereits wieder in Beschäftigung sind. Für sie ist A23 kein Indiz für die Motivation, eine Stelle aktiv zu suchen und zu akzeptieren, sondern eher ein Indikator dafür, ob man sich in einer prekären Stellung befindet und sich daher weiter nach einem besseren Job umsieht. – Zu erinnern ist an dieser Stelle nochmals, dass ein negatives Vorzeichen bei S10 aufgrund der „umgekehrten Codierung“ bedeutet, dass bei tendenziell schlechterer (besserer) beruflicher Stellung / Qualifikation sich auch die Jobchance für eine nicht-prekäre Anstellung verringert (vergrössert). – Das ebenfalls klar negative Vorzeichen bei A11-1 indiziert, dass wer heute weniger (!) verdient als er/sie früher in der Sozialhilfe bezogen hatte (codiert mit 4 und 5), er/sie umso unwahrscheinlicher dem Drehtüreffekt zu entfliehen vermag. Entsprechend steigt diese Wahrscheinlichkeit für Personen, die heute mehr Einkommen erzielen als früher in der Sozialhilfe (codiert mit 1 und 2). Die entscheidende Frage lautet nun, ob man damit wirklich den Einfluss mickrigerer bzw. generöserer Sozialhilfeleistungen erfasst hat. Wenn ja, müsste der Schluss heissen, umso grosszügigere Sozialhilfe und Nebenleistungen früher verringern heute die stabilen, nicht-prekären Jobchancen. Allerdings kann mit dieser Variable auch ein spiegelbildlicher Effekt miterfasst sein: nicht der Einfluss umso höherer Sozialhilfe früher, sondern ein umso kleineres Arbeitseinkommen heute. Das heisst, die Variable A11-1 ist auch eine Proxy für einen prekären Job: Wer heute einen schlecht bezahlten Job hat (und damit wahrscheinlich weniger verdient als früher mit der Sozialhilfe), ist eher in prekärer Anstellung, und damit hat er eine schlechtere Chance, dem Drehtüreffekt je wieder entfliehen zu können.

Die versuchsweise eingeführte Variable S1 (Geschlecht) zeigt keinen aussagekräftigen Einfluss.

Bemerkenswert ist weniger, dass aufgrund spürbar wirkender Multikollinearität die Variable „Berufsstellung“ jeweils durch die Variable S10 (ausgeübter Beruf) verdrängt wird (oder vice versa), sondern v.a., dass nun „plötzlich“ die Variable „Romandie“ ersetzt wird. Wir haben dieses Phänomen im Haupttext bereits zu erläutern versucht anhand der Interaktion mit der Variablen „Anteil Neuzugänger in die Arbeitslosigkeit“.

#### **A6-7. Robustheitstest mit alternativen Methoden der Selektionsverzerrung**

Neben Datenreliabilität und -validität ist die Eigenschaft der Methodenrobustheit eine weitere Voraussetzung dafür, dass den empirischen Ergebnissen Vertrauen geschenkt werden darf. Mit Hilfe des „Propensity score“-Verfahrens sollen daher die Hauptergebnisse des „Sample selection“-Verfahrens repliziert werden. Da unsere Umfragedaten mit einigem Noise behaftet sind, und für einige Variablen viele Missing datas hinzunehmen sind, also die Reliabilität lange nicht perfekt ist, erwarten wir zwar keine exakte Replikationen, d.h. keine identischen

Punktschätzungen der Durchschnittseffekte<sup>73</sup>, aber doch eine Bestätigung der bisherigen „Hauptbotschaften“.

Wie sehen also die Hauptergebnisse aus, die gewonnen worden sind anhand des beträchtliche Computer-Power benötigenden „Propensity score“-Verfahrens<sup>74</sup>, im Vergleich zu jenen Hauptergebnissen, die mittels des „manuell“ (ohne Bootstrapping) vorgehenden „Sample selection“-Verfahrens erzielt worden sind?

Zunächst zu den externen Integrationsmassnahmen: Im „Propensity score“-Verfahren haben wir mehr Kontrollvariablen berücksichtigen können und zudem ihre relative Wertanteile selber bestimmen können. Ausserdem verschiebt sich methodenbedingt das Verhältnis zwischen Treatment- und Non-Treatment-Fällen. Dadurch verändert sich im Vergleich zum „Sample Selection“-Verfahren (vgl. Tabelle 12) zwar das Niveau der Erfolgsraten in Bezug auf Gruppe G, aber die Differenz zwischen Treatment- und Non-Treatment sollte ähnlich gross ausfallen:

**Tabelle 86: Test auf Methodenrobustheit zwischen „Sample Selection“ und „Propensity score“ am Beispiel externer Integrationsmassnahmen**

	<b>Sample Selection</b>	<b>Propensity score</b>
<b>Selektionsvariablen</b>	Geschlecht, Kinderpflicht, weiter auf Arbeitssuche	Alter, Romandie, Kompetenz in der Umgebungssprache, bisherige hierarchische Berufsstellung, subjektive Einschätzung der beruflichen Zukunft, Kinderpflicht
<b>Erfolgsquote Gruppe G</b>		
Alle	<b>45.2%</b>	<b>65.0%</b>
Nein	<b>51.1%</b>	<b>70.4%</b>
<b>Ja selektionskorrigiert</b>	<b>41.9%</b>	<b>60.3%</b>
<b>DIFFERENZ</b>	<b>-9.2%</b>	<b>-10.1%</b>

Wie zu erkennen ist, fällt der Erfolgseinbruch in der Treatment-Gruppe gemäss Propensity score noch etwas ausgeprägter aus als gemäss Sample Selection, aber die Richtung und die Grössenordnung stimmen etwa überein (rund bzw. knapp 10%). Damit hat sich für die externen Integrationsmassnahmen die vermutete Methodenrobustheit bestätigt.

Zur Sicherheit machen wir auch noch einen Methodenvergleich für die übrigen nicht-finanziellen aktivierenden Massnahmen. Als Definition für ein „Treatment“ ja /nein verwenden wir wie in Tabelle 15 beim Sample selection-Verfahren das Kriterium „mehr als zwei nicht-finanzielle aktivierende Massnahmen“.

<sup>73</sup> Für die Replikation unerheblich ist, dass die Daten zusätzlich einerseits unvollständig sind (Problem der nicht messbaren Selektivität zwischen Treatment- und Non-Treatment-Gruppe) und sie andererseits als „Indikatoren“ oder „Proxys“ oft mehrdeutig interpretierbar sind.

<sup>74</sup> Wir verwendeten ein im Internet frei verfügbares ausgetestetes Zusatzmodul für SPSS der Programmierer R. Levesque und J. Painter von 2004. Grundidee ist, für jeden einzelnen Treatment-Fall einen möglichst ähnlichen „Zwilling“ (mit möglichst ähnlichem Eigenschaftsprofil) in der Non-Treatment-Gruppe zu suchen. Wir haben die Iteration für anfänglich je 300 Treatment-Fälle (aber 3'000 Matching-Versuche), später nur noch für 240 Treatment-Fälle durchlaufen lassen, weil sich die Ergebnisse dadurch nur mehr sehr marginal veränderten, die Computer-Rechenzeit aber doch recht beträchtlich ist.

**Tabelle 87: Test auf Methodenrobustheit zwischen „Sample Selection“ und „Propensity score“ am Beispiel nicht-finanzieller aktivierender Massnahmen der Sozialhilfe selber**

	<b>Sample Selection</b>	<b>Propensity score</b>
<b>Selektionsvariablen</b>	Nationalität, Kinderpflicht, Zuschüsse zu Krankenkassenprämien	Alter, Romandie, Kompetenz in der Umgebungssprache, bisherige hierarchische Berufsstellung, subjektive Einschätzung der beruflichen Zukunft, Kinderpflicht
<b>Erfolgsquote Gruppe G</b>		
<b>Alle</b>	<b>45.2%</b>	<b>65.0%</b>
<b>Nein</b>	<b>52.5%</b>	<b>75.4%</b>
<b>Ja selektionskorrigiert</b>	<b>33.7%</b>	<b>59.4%</b>
<b>DIFFERENZ</b>	<b>-18.8%</b>	<b>-16.0%</b>

Auch im Falle der nicht-finanziellen aktivierenden Massnahmen, die intern durchgeführt werden, bestätigt sich die Methodenrobustheit, wobei diesmal „Propensity score“ ein etwas schwächerer Abfall der Erfolgsrate für die Gruppendifinition G anzeigt.

Hinsichtlich Methodenrobustheit sind wir somit ein „positives“ Fazit zu ziehen in der Lage: Unabhängig von der gewählten Methode gelangen wir stets zu *derselben* Botschaft: Auf kürzere und mittlere Frist gesehen verringern sich für die Neuzugänger in die Sozialhilfe die Wiedereingliederungschance in den ersten Arbeitsmarkt sehr deutlich, wenn intern oder extern durchgeführte aktivierende Massnahmen verfügt werden.

Somit ist die *Hauptbotschaft*, dass i.e.S. „aktivierende“ intern geleistete oder extern durchgeführte Massnahmen *per saldo schädlich* sind (zumindest für Neuzugänger in die Sozialhilfe, zumindest für die kürzere und mittlere Frist), nur noch dadurch abzuschwächen, dass sehr wichtige versteckte Selektionsverzerrungen nicht in der Datenbasis abgebildet sind.

Einen Verdacht wäre noch auszuräumen: Wie bei einer Triagierung mittels Profiling in A-, B- und C-Kundentypen liegt auch hier die Vermutung nahe, dass die „besten Risiken“ nicht nur kurzzeitig in der Sozialhilfe sind (v.a. jene, die rein situativ von Armutrisiken betroffen sind), sondern dass es sich dabei überwiegend auch um Personen handelt, die nie in der Treatment-Gruppe landen. Dies ist dann der Fall, wenn sie ex ante (bei Eintritt in die Sozialhilfe) relativ zuverlässig als solche „beste Risiken“ zu erkennen wären (d.h. mit tiefen Alpha- und Beta-Fehlerraten identifizierbar). Jede Leistungserbringung des Sozialamtes wäre bei ihnen eine Ressourcenverschwendung. Aufgrund dieses Gedankens könnte man versuchen, bloss ein Teilsample jener Neuzugänger in die Sozialhilfe auszuwerten, die bereits etwas länger angemeldet (gewesen) sind, z.B. mehr als ein halbes Jahr. Auf diese Weise dürfte man hoffen, einen Teil der bisher eventuell hartnäckig versteckt gebliebenen Selektionen doch noch herauszufiltern, so dass dadurch die Erfolgsquote für die Treatment-Gruppe vielleicht doch noch deutlich verbessert würde. Doch weil es uns im Vorherein nicht bewusst gewesen ist, lässt sich dieses potentiell wichtige Teilproblem anhand unseres Datensatzes leider nicht mehr lösen.<sup>75</sup> Spiegelbildlich formuliert: Wir müssen hoffen, dass all die vielen verwendbaren

<sup>75</sup> Zwar haben wir in der Umfrage das Abmeldedatum aus der Sozialhilfe erfragt, aber nicht das Anmeldedatum. Dieser Faux-pas ist passiert, weil unsere Grundgesamtheit definiert war *pauschal* als die Neuzugänger der Jahre 2005 und 2006 und wir dann die Dauerhaftigkeit der *Beschäftigung* untersuchen wollten (als Proxy für die

Selektionsvariablen trotzdem einen hinreichend fairen Vergleich zwischen der Treatment- und der Non-Treatment-Gruppe möglich gemacht haben.

#### **A6-8. Versuche mit „exakteren“ quantitativen Schätzungen**

Anhand eines Subsamples, das für die modellendogene Variable nur noch jene Beobachtungsfälle mit Angaben der genauen Dauer in der Sozialhilfe berücksichtigt, kann versucht werden, zu exakteren Schätzergebnissen zu gelangen.

Die Beschränkungen der binomiale logistische Regression könnten teilweise umgangen werden, wenn die abhängige bzw. zu erklärende Variable nicht mehr nur als Dummy- oder ordinalskalierte, sondern als intervallskalierte Variable vorliegt. Selbst wenn die verfügbaren Daten zensiert sind, können mittels geeigneten Korrekturverfahren recht zuverlässige Schätzungen durchgeführt werden.

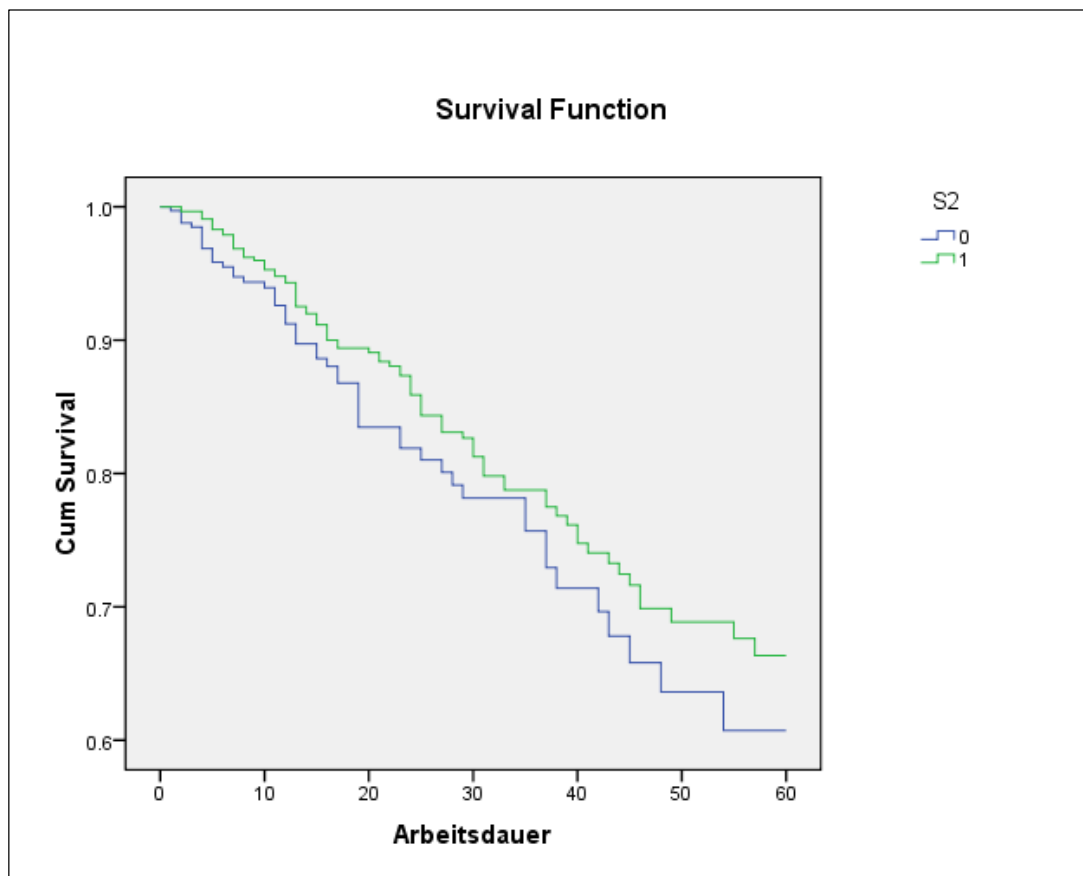
Zunächst kann deskriptiv die Lebensdauer oder die Überlebensrate betrachtet werden. Nach Auswahl jener Beobachtungsfälle, die eine exakte Arbeitsdauer angeben, resultiert z.B. in Abhängigkeit davon, ob zumindest eine aktivierende Massnahme in der Sozialhilfe geleistet worden ist, für die beiden Subgruppen des CH-Status ( $S_2 \rightarrow 0 = \text{Ausländer}; 1 = \text{Inländer}$ ):

---

Nicht-Prekarität). Dass die *Dauer in der Sozialhilfe* auch für die Neuzugänger eine potentiell sehr gute Variable sein könnte, um bisher eventuell hartnäckig versteckt gebliebene Selektionen zwischen Treatment- und Non-Treatment-Gruppe doch noch herauszufiltern, daran hatten wir erst gedacht, als Bernhard Weber dieses Problem in der Begleitgruppensitzung aufgeworfen hatte.



**Abbildung 30: Überlebensraten Treatment / Non-Treatment**



Um nun aber analytisch zu interpretierende Ergebnisse zu erhalten, benötigen wir wie zuvor erstens Cet.-par.-Aussagen (d.h. uns interessiert z.B. der Einfluss des CH-Status nach Kontrolle möglichst aller übrigen Einflüsse), und wir benötigen zweitens für Aussagen zwischen einer Treatment- und einer Non-Treatment-Group eine Sample correction bei möglichst allen Selektionsvariablen, sofern kein perfektes Random sampling vorausgesetzt werden darf.

Wir wollen also vorerst zumindest eine Schätzung von oben zu Kontrollzwecken anhand jenes Subsamples, das ausschliesslich die jeweils exakte Arbeitsdauer je Beobachtungsfall enthält, wiederholen. Zu prüfen ist, ob Signifikanz und Vorzeichen der als massgeblich erkannten Einflussvariablen sich als robust erweisen.

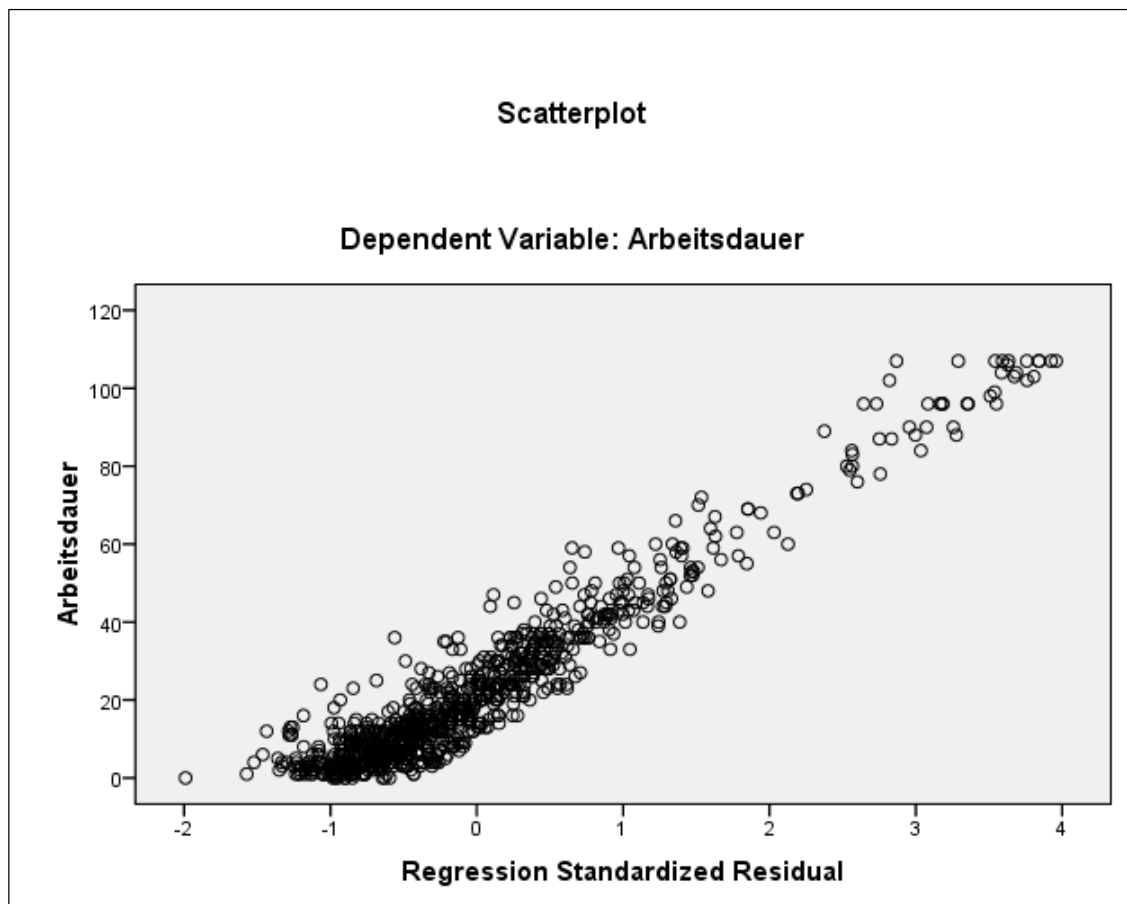
Leider kann die erwünschte Robustheit nicht bestätigt werden. Zwar erweist sich die lineare Schätzmethode als grundsätzlich korrekt (vgl. unten Scatter plot), doch es stellt sich z.B. für die zu BinLog1b analoge Schätzung heraus, dass die Erhöhung der „Exaktheit“ der abhängigen Variablen (Arbeitsdauer) die Modellaussagefähigkeit deutlich reduziert (auf ein korrigiertes  $R^2$  von bloss noch 0.077). Dies kann grundsätzlich zwei Gründe haben: Erstens verbirgt sich hinter diesem Subsample eine nicht beobachtbare Selektionswirkung, die „alles andere“ sehr stark dominiert. Zweitens sind die unabhängigen Variablen zu grob messbar, so dass die viel feinere Kategorisierung bei der abhängigen Variablen bloss zu mehr „Noise“ führt. – Noch mehr Zweifel an der Qualität dieser „exakteren“ Schätzung weckt, dass z.B. die stets hoch signifikant gewesene Variable „Romandie“ jetzt plötzlich aus der „Stepwise“-Optimierung ausscheidet und die signifikant bleibende Variable „Alter2005“ ein falsches Vorzeichen erhält.

**Tabelle 88: Ergebnisse 1 zum „exakteren“ Regressionsverfahren**

Model Summary <sup>e</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.179 <sup>a</sup>	.032	.031	22.181	
2	.238 <sup>b</sup>	.057	.055	21.910	
3	.276 <sup>c</sup>	.076	.073	21.691	
4	.284 <sup>d</sup>	.081	.077	21.653	.173

a. Predictors: (Constant), Alter2005  
 b. Predictors: (Constant), Alter2005, A25  
 c. Predictors: (Constant), Alter2005, A25, S10  
 d. Predictors: (Constant), Alter2005, A25, S10, Berufsstellung  
 e. Dependent Variable: Arbeitsdauer

**Abbildung 31: Residuenverteilung der „exakteren“ Regression in Abhängigkeit der Arbeitsdauer**



**Tabelle 89: Ergebnisse 2 zum „exakteren“ Regressionsverfahren**

Coefficients <sup>a</sup>								
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	9.667	2.482		3.895	.000		
	Alter2005	.362	.066	.179	5.435	.000	1.000	1.000
2	(Constant)	10.845	2.463		4.402	.000		
	Alter2005	.390	.065	.193	5.959	.000	.992	1.008
	A25	-7.935	1.634	-.157	-4.857	.000	.992	1.008
3	(Constant)	25.019	4.039		6.194	.000		
	Alter2005	.346	.065	.172	5.238	.000	.970	1.031
	A25	-7.527	1.620	-.149	-4.646	.000	.989	1.011
	S10	-2.252	.512	-.142	-4.402	.000	.976	1.025
4	(Constant)	18.602	5.109		3.641	.000		
	Alter2005	.361	.066	.179	5.492	.000	.958	1.044
	A25	-7.691	1.619	-.152	-4.750	.000	.987	1.014
	S10	-2.403	.516	-.152	-4.657	.000	.956	1.046
	Berufsstellung	2.210	1.081	.067	2.045	.041	.960	1.041

a. Dependent Variable: Arbeitsdauer

**Tabelle 90: Ergebnisse 3 zum „exakteren“ Regressionsverfahren**

Excluded Variables <sup>a</sup>								
Model		Beta In	t	Sig.	Partial Correlation	Collinearity Statistics		
						Tolerance	VIF	Minimum Tolerance
1	Romandie	.003 <sup>a</sup>	.090	.929	.003	.999	1.001	.999
	KompUmgangsspr	.004 <sup>a</sup>	.125	.901	.004	.995	1.005	.995
	S10	-.151 <sup>a</sup>	-4.623	.000	-.152	.979	1.022	.979
	Berufsstellung	.036 <sup>a</sup>	1.083	.279	.036	.984	1.017	.984
	A25	-.157 <sup>a</sup>	-4.857	.000	-.159	.992	1.008	.992
	SummeAktSozH	-.114 <sup>a</sup>	-3.520	.000	-.116	.999	1.001	.999
2	Romandie	-.004 <sup>b</sup>	-.116	.908	-.004	.997	1.003	.990
	KompUmgangsspr	.005 <sup>b</sup>	.147	.884	.005	.995	1.005	.987
	S10	-.142 <sup>b</sup>	-4.402	.000	-.145	.976	1.025	.970
	Berufsstellung	.045 <sup>b</sup>	1.378	.169	.046	.980	1.020	.975
	SummeAktSozH	-.044 <sup>b</sup>	-1.149	.251	-.038	.720	1.389	.715
3	Romandie	.001 <sup>c</sup>	.026	.979	.001	.996	1.004	.969
	KompUmgangsspr	.008 <sup>c</sup>	.234	.815	.008	.994	1.006	.965
	Berufsstellung	.067 <sup>c</sup>	2.045	.041	.068	.960	1.041	.956
	SummeAktSozH	-.039 <sup>c</sup>	-1.024	.306	-.034	.719	1.390	.714
4	Romandie	.001 <sup>d</sup>	.023	.982	.001	.996	1.004	.955
	KompUmgangsspr	.009 <sup>d</sup>	.274	.785	.009	.994	1.006	.953
	SummeAktSozH	-.045 <sup>d</sup>	-1.193	.233	-.040	.715	1.399	.714

a. Predictors in the Model: (Constant), Alter2005  
b. Predictors in the Model: (Constant), Alter2005, A25  
c. Predictors in the Model: (Constant), Alter2005, A25, S10  
d. Predictors in the Model: (Constant), Alter2005, A25, S10, Berufsstellung  
e. Dependent Variable: Arbeitsdauer

Weil die „Vertrauenswürdigkeit“ des Modells für diesen „exakteren“ Subsample-Datensatz stark zu wünschen übrig lässt, erübrigt sich hier auch die (ziemlich aufwändige) Sample correction für die Treatment- und Non-Treatment-Differenzierung vorzunehmen.

#### **A6-9. Effekte der Gruppierung der Alters- und Bildungsvariable auf ihre Beta-Werte**

Solange „Alter“ und „höchste erreichte Ausbildung“ als reine Selektionsvariablen verwendet werden, um Cet.par.-Aussagen für *andere* Einflussfaktoren zu bekommen, sind die Grössen der Beta-Werte für „Alter“ und „Bildung“ gleichgültig, sofern die Daten korrekt gemessen und kodiert sind. Sobald aber die Beta-Werte dieser beiden Variablen *selber* zu interpretieren sind, ist grössere Vorsicht geboten. Werden nämlich diese beiden Variablen in diversen multivariaten Schätzvarianten eingesetzt, kommt ein robustes Resultat zustande, das aber im klaren Widerspruch zu stehen scheint mit den Befunden im deskriptiv-erklärenden ersten Teil der Studie: Während in der bivariaten Analyse die älteste Altersgruppe und die Gruppe ohne abgeschlossene Berufsausbildung auf Sekundarstufe II deutlich schlechtere Chancen auf Wiedereingliederung zu besitzen scheinen, zeigt jetzt die multivariate Analyse, dass sowohl das Alter als auch das erreichte Ausbildungsniveau durchwegs höchstens einen zwar signifikanten, aber nur sehr schwachen negativen bzw. positiven Einfluss haben. Und bisweilen sind ihre Einflüsse sogar nicht signifikant (besonders häufig bei der Ausbildung, fast nie beim Alter).

Wie ist nun dieser (scheinbare) Widerspruch aufzulösen?

Die am nahe liegendsten Unterschiede sind darin begründet, dass allein die multivariate Analyse Cet.par.-Aussagen erlaubt, d.h. für mit „Alter“ und „Ausbildung“ kovariierende andere modellexogene Variablen mit kontrollieren kann, so dass ihre Einflüsse gedanklich konstant gehalten (oder weggefiltert) werden können. In der Tat sinkt der Alterseinfluss z.B. deutlich, wenn auch noch Variablen der subjektiven Zukunftseinschätzung in die Regression miteinbezogen werden. Mit zunehmendem Alter verdüstert sich tendenziell auch die Zukunftsperspektive, so dass der noch übrig bleibende Alterseinfluss entsprechend kleiner werden muss (wobei hier die Kausalitätsrichtung offen bleiben muss<sup>76</sup>). Anders ist dies in der bivariaten Analy-

---

<sup>76</sup> Mit dieser rein formalen Cet.-par.-Analyse ist noch nicht viel über die real wirkenden Ursachen ausgesagt. Einerseits ist aus der Studie von R. Fluder et. al. bekannt (Robert Fluder, Thomas Graf, Rosmarie Ruder, Renate Salzgeber, Quantifizierung der Übergänge zwischen Systemen der Sozialen Sicherheit (IV, ALV und Sozialhilfe), Forschungsbericht Nr. 1/09, Beiträge zur sozialen Sicherheit, Bundesamt für Sozialversicherungen, Bern 2009), dass insbesondere im Bereich der Sozialhilfe überproportional grosse Bestände „ewiger“ Transferleistungsbezüger konzentriert sind. Der Altersdurchschnitt dieser „schlechten Risiken“ muss entsprechend erhöht sein. Doch diese „schlechten Risiken“ sind vermutlich nicht allein und auch nicht hauptsächlich durch den reinen Alterseffekt verursacht, d.h. durch pure Altersdiskriminierung seitens der Arbeitgeber, sondern auch durch soziale Isolierung, resignative Zukunftsaussichten und Entwertung von Humankapital, die man wieder zweifach interpretieren kann: entweder als „echte“ exogene Einflussfaktoren, d.h. als „reine“ Persönlichkeitsfaktoren, oder als „bloss“ modellexogene Faktoren, die in Wirklichkeit aber endogen erst in der Sozialhilfe entstehen, weil eben mit steigendem Alter und damit tendenziell längerer Dauer in der Sozialhilfe generell – also unabhängig von der „Persönlichkeit“ – auch die Wahrscheinlichkeit zunimmt, Motivation abzubauen oder gar endgültig zu resignieren („subjektiver Hysterese-Effekt“). Wenn man der Überzeugung ist, dass „echte“ Persönlichkeitsfaktoren den Ausschlag geben, sind die je gemessenen subjektiven Einstellungseigenschaften strikt individuell zurechenbar und existieren unabhängig davon, wie lange die betroffene Person schon in der Sozialhilfe ist. Ist man dagegen der Meinung, dass eine echte Dauerabhängigkeit der subjektiven Einstellungsvariablen existiert, kann man nicht mehr schlussfolgern, diese Einstellungen seien individuell sauber zurechenbar. Nach besonders gefährdeten

se mittels Kreuztabellen, die nur „unbedingte Erwartungswerte“ zu schätzen versucht, d.h. ohne Einbezug anderer Einflussfaktoren. Doch bietet sich mit diesem elementaren Unterschied in der Analyse kein Ausweg aus dem Erklärungsdilemma. Denn wir suchen ja nach (Verzerrungs-)Faktoren, die den Alterseinfluss zu klein erscheinen lassen, d.h. nach entsprechender Korrektur müsste auch in der multivariaten Analyse der Alterseinfluss stärker zum Vorschein treten und nicht nochmals schwächer.

Es sind darum noch zwei weitere Schätzvarianten durchgeführt worden:

(i) Eine schärfere Gruppeneinteilung ergibt sich, wenn die abhängige Variable Gruppe G nein/ja ersetzt wird durch A1 ja (Codierung 0) vs C1 ja (Codierung 1). So wird die Grenzlinie eindeutig zwischen den klar misslungenen Versuchen (A1), aus der Sozialhilfe herauszukommen, und den diesbezüglich klar erfolgreichen Versuchen (C1) gezogen. Die Schätzung der Basisvariante ist für diesen Zweck nochmals durchgeführt worden, wobei einzig die abhängige Variable in geschilderter Weise verändert worden ist. Das Ergebnis: Wie es zu erwarten war, verbessern sich die Signifikanzen durchgängig – u.a. mit dem Effekt, dass bei den nicht-finanziell unterstützenden und kontrollierenden (i.e.S. „aktivierenden“) Massnahmen, welche die Sozialämter selber vornehmen, nicht mehr nur die erste Massnahme bei der „Stepwise“-Modellierung signifikant wird, sondern auch noch die zweite und auf dem 10%-Irrtumswahrscheinlichkeitsniveau sogar auch noch die dritte. Doch der negative Einfluss zunehmenden Alters verstärkt sich nicht wesentlich. Der wieder signifikante Beta-Wert vergrössert sich lediglich von -0.030 auf -0.039.

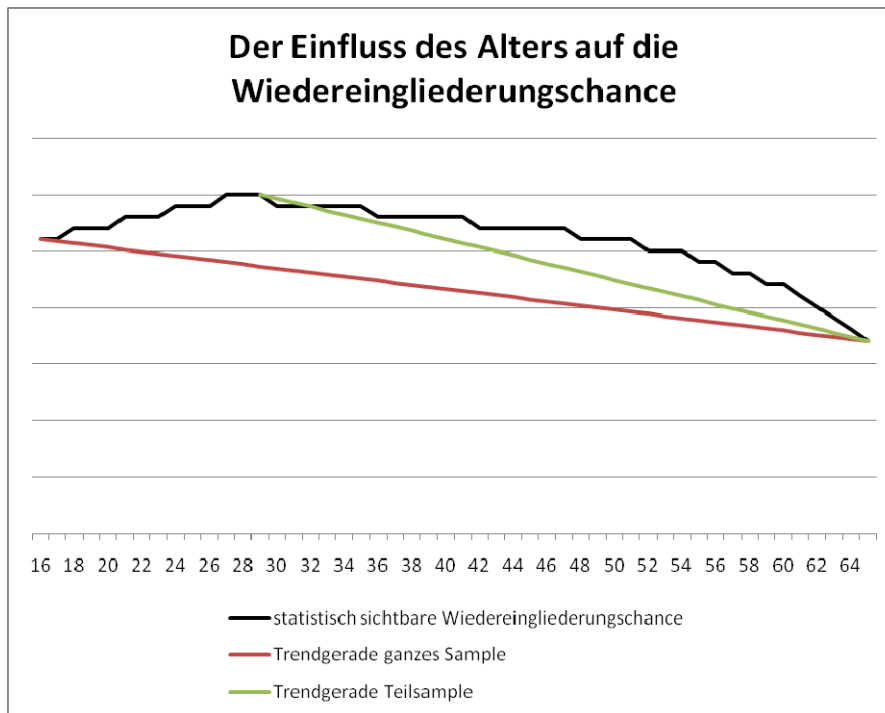
(ii) Wie weiter unten ausgeführt, haben Jugendliche eine systematisch schlechtere Chance, einen Job zu finden, weil sie die beiden Hürden des Übergangs von der Schule in die Lehre und von der Lehre (ohne Berufserfahrung) in den Job erst noch überspringen müssen. Dieser Mechanismus ist besonders stark ausgeprägt in konjunkturell schlechten Zeiten, er ist aber auch noch in konjunkturell guten Zeiten deutlich spürbar. Das heisst, Jugendliche wären in dieser Hinsicht nicht nur deutlich häufiger, sondern v.a. auch tendenziell deutlich länger als die mittleren Altersgruppen auf Sozialhilfe angewiesen. Wenn nun auch noch die Vermutung richtig wäre, dass mit steigendem Alter ab einer gewissen Altersschwelle (ca. 50 Jahre) die Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt cet. par. deutlich schlechter werden, würde die Variable „Alter“ keinen linearen Einfluss auf die Wiedereingliederungschance ausüben, sondern einen nicht-linearen, „umgekehrt U-förmigen“ Verlauf aufweisen. Im Durchschnitt über alle Alterskategorien hinweg würde ein Einfluss nahe null resultieren. Allerdings kann man diese Vermutung nur dann verzerrungsfrei empirisch testen, wenn die Jugendlichen systematisch nicht häufiger und im Durchschnitt auch nicht schneller als andere Altersgruppen in die „versteckte Arbeitslosigkeit“ abwandern (z.B. in zwar privat finanzierte, aber eigentlich unfreiwillig in Kauf genommene Weiterbildung, oder in notgedrungen zu akzeptierende Praktika oder Teilzeitjobs). Unter

---

„Persönlichkeitsprofilen“ zu suchen, machte dann keinen Sinn mehr. In dieser Lesart wäre das Alter somit nur eine Proxy-Variante unter vielen anderen für die zunehmende Dauer in der Sozialhilfe, die stets einher geht mit sinkenden Jobchancen. – Es kann allerdings auch in die entgegen gesetzte Richtung argumentiert werden: Sollten nämlich die mit steigendem Alter häufigeren resignativen Zukunftsaussichten bloss eine „rationale Reaktion“ auf eine noch immer primär bestehende „harte“ Altersdiskriminierung sein, wäre es auch einsichtig, wieso die betroffenen Personen sich in der Folge eher sozial isolieren, resignativere Zukunftseinschätzungen bekommen und sich tendenziell nachlassend um Weiterbildung kümmern und sich für Umschulungen bemühen. Diese zweite Interpretation setzt zwar wie die „subjektive Hysterese“-Vermutung auch auf einen echten Endogenitätseffekt, aber er ist durch einen anderen Mechanismus verursacht (eben durch die Diskriminierung seitens der Arbeitgeber aufgrund des negativen „Screening“ von älteren Ausgesteuerten), und er impliziert darum auch eine ganz andere Interpretation: Trotz des statistisch völlig korrekt ausgewiesenen schwachen Cet.-par.-Einflusses der Altersvariable würde die „primäre“ Kausalität zunehmenden Alters ungebrochen (sehr) stark wirken.

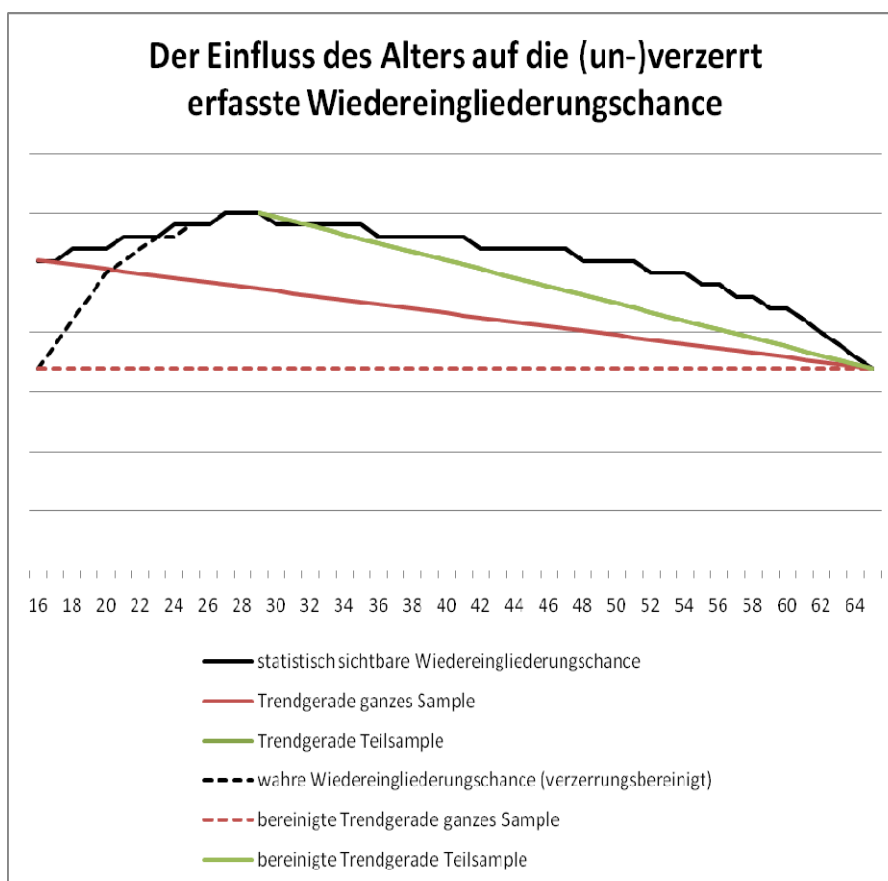
dieser Voraussetzung haben wir den umgekehrten U-Verlauf der Jobchancen getestet, indem wir eine Schätzung nochmals, aber jetzt unter Ausschluss aller Personen durchgeführt haben, die im Jahr 2005 höchstens 29 Jahre alt (29 oder jünger) gewesen sind. Resultat: Es zeigt sich, dass die Beta-Werte für alle übrigen Exogenen praktisch unverändert bleiben, inklusive die Signifikanzen. Der negative Einfluss des zunehmenden Alters verstärkt sich bezogen auf die ursprünglich erste Schätzvariante zwar deutlich spürbar von -0.027 auf jetzt immerhin -0.045, seine absolute Grösse bleibt aber gering. Im Rückschluss heisst dies, dass unsere Vermutung eines umgekehrt U-förmigen Verlaufs in der Tendenz zwar korrekt ist, die Jugendlichen im Durchschnitt aber keine ausgeprägt schwächeren Chancen als die übrigen Altersgruppen haben, aus der Sozialhilfe wieder herauszufinden. Umgesetzt in eine Symbolgrafik sähe der Zusammenhang etwa so aus:

**Abbildung 32: Einfluss des Alters auf die Wiedereingliederungschance**



Wenn nun die Annahme der Unverzerrtheit des statistischen Bildes aufgegeben wird und stattdessen davon ausgegangen wird, Jugendliche seien deutlich mehr als andere Altersgruppen vom Phänomen der „versteckten Arbeitslosigkeit“ betroffen, würden die messbaren Daten die Situation der Jugendlichen „beschönigend“ darstellen. Der wahre Beta-Regressionskoeffizient müsste dann merklich „positiver“ (d.h. entweder weniger negativ oder sogar grösser null) ausfallen. Die Abbildung würde sich jetzt folgendermassen verändern:

**Abbildung 33: Mögliche Verzerrung des Einflusses des Alters auf die Wiedereingliederungschance**

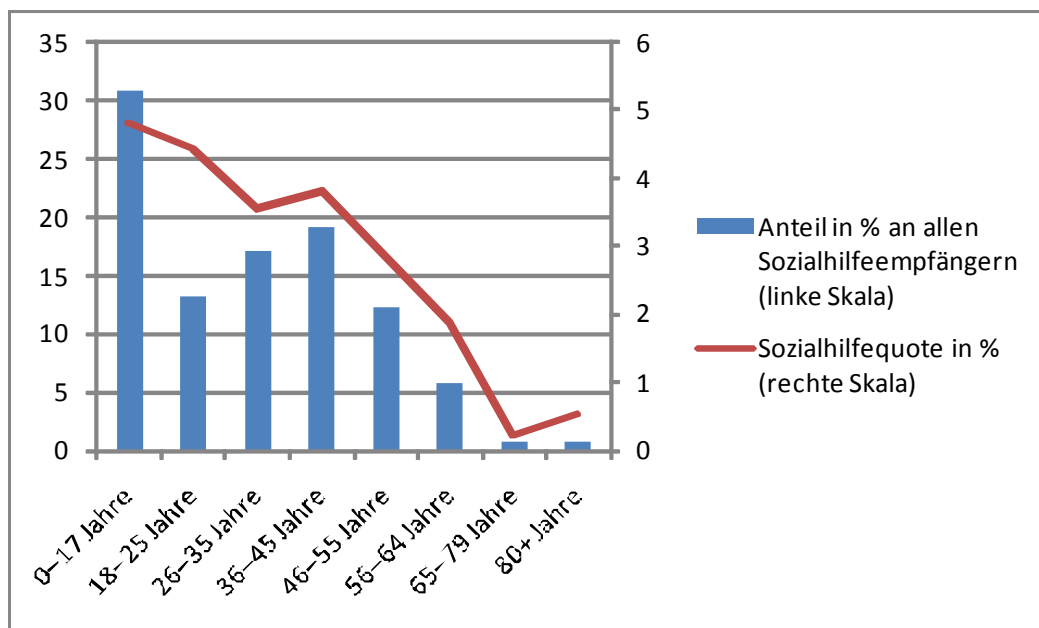


Sofern die Wiedereingliederungschancen der Jugendlichen systematisch überschätzt werden, weil bei ihnen das soziale Phänomen der versteckten Arbeitslosigkeit deutlich häufiger auftritt, muss der wahre umgekehrte U-förmige Verlauf der Wiedereingliederungschancen deutlich gekrümmter sein als zuerst statistisch ausgewiesen. Das hiesse, mit zunehmendem Alter (bis etwa 30) würde in Wahrheit die Chance, aus der Sozialhilfe wieder herauszufinden, viel deutlicher ansteigen als ursprünglich statistisch sichtbar geworden ist. Dadurch würde zugleich die wahre Trendlinie fürs Gesamtsample deutlich weniger negativ ausfallen oder sogar ins Positive kehren. (Im Symbolbild haben wir gerade den Grenzfall einer völlig waagrechten bereinigten Trennlinie gewählt.)

Bisheriges Fazit: Sofern wir nicht von der Unterstellung ausgehen, in einem Bereich von 16 bis ca. 30 Jahren sinke mit zunehmendem Alter tendenziell die versteckte Arbeitslosigkeit, käme es auch nicht zu einer altersspezifischen Verzerrung der Wiedereingliederungschancen. In diesem Fall (wie im ursprünglichen Symbolbild gezeigt) bleibt zwar das Faktum des umgekehrt U-förmigen Verlaufs bestehen, aber die Kurve ist sehr flach bzw. wenig gekrümmt, d.h. mit steigendem Alter variiert die Wiedereingliederungschance nur schwach.

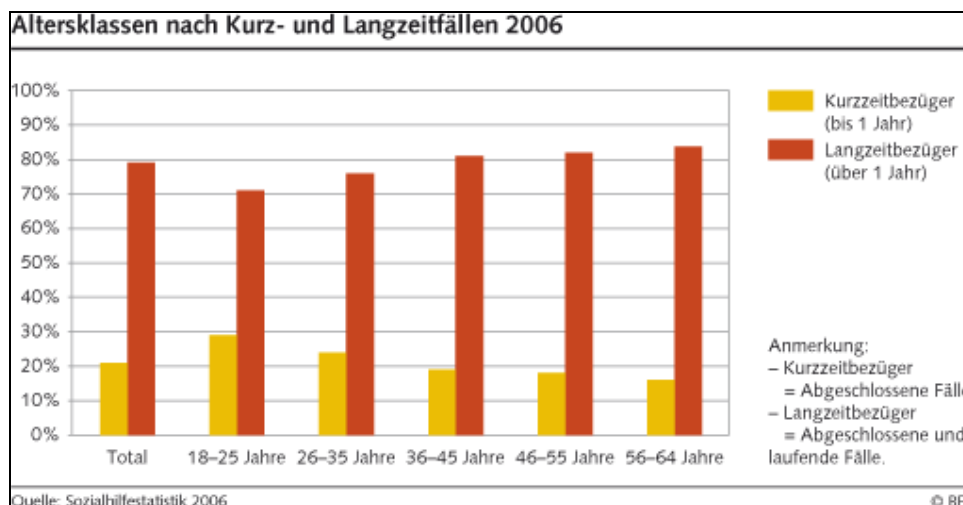
Können diese Ergebnisse und Analysen mit der Sozialhilfestatistik 2006 des BFS in Einklang gebracht werden? Wir haben zunächst folgende Grafik erzeugt:

**Abbildung 34: Anteile der Altersklassen an allen Sozialhilfeempfängern und an allen Einwohnern**



Das altersspezifische „Risiko“, auf Sozialhilfe angewiesen zu sein, lässt sich am ehesten aus der Sozialhilfequote je Altersgruppe herauslesen. Dieses „Risiko“ sinkt ab 18 Jahre beinahe linear. Zugleich aber ist folgende Grafik aus der Sozialhilfestatistik des BFS instruktiv:

**Abbildung 35: Anteile der Altersklassen in Kurzzeit- und Langzeit-Sozialhilfebezügler**



Diese Grafik kann interpretiert werden als altersspezifisches „Risiko“, in der Sozialhilfe gefangen zu bleiben. Und hier erkennt man, dass diese Gefahr ab 18 Jahre stetig ansteigt. Somit: Zwar sind junge Erwachsene im Vergleich zu allen übrigen Altersgruppen im erwerbsfähigen Alter stärker von der Gefahr betroffen, von der Sozialhilfe abhängig zu werden, aber zugleich ist bei ihnen auch die Gefahr am geringsten, längerfristig in der Sozialhilfe gefangen zu bleiben. Allerdings ändern die Quoten über die Altersklassen hinweg nicht dramatisch. Unser empirischer Befund wird bestätigt, dass – auch nach Neutralisie-



rung des umgekehrten U-Effektes dank Schätzung mit einem Teilsample – der Einfluss des Alters auf die Wiedereingliederungschance eher unbedeutend ist. Ausserdem spricht die Tatsache, dass Jüngere viel häufiger in die Sozialhilfe gelangen, tendenziell gegen das Argument, gerade sie flüchteten relativ häufiger als andere Altersgruppen in die versteckte Arbeitslosigkeit. Zu beachten ist allerdings, dass dieses Argument mit den statistisch messbaren altersspezifischen Quoten nicht widerlegt werden kann. Denn wenn es korrekt wäre, würden die geringeren Jobchancen der Jüngeren nicht adäquat durch deren höheren Aussteuerungs- und Sozialhilfequoten erfasst, sondern auch dann noch immer unterschätzt.

Wie lässt sich der relativ schwache negative Einfluss des steigenden Alters erklären, wenn doch in der ALV dieser Einfluss nachweislich viel stärker wirkt? D.h., dort tragen ältere arbeitssuchende Personen ein deutlich höheres Risiko, langzeitarbeitslos und anschliessend ausgesteuert zu werden.<sup>77</sup> Ein Teil des Widerspruchs löst dadurch auf, dass die Gruppe der stellensuchenden Sozialhilfebezüger selber schon in der Weise hoch selektiv zusammengesetzt ist, dass der Alterseinfluss für sich gar keine so grosse Rolle mehr spielt oder dass die Eigenschaft des Alters in dieser speziellen Gruppe viel enger mit anderen positiven Einflussfaktoren korreliert als dies bei sämtlichen stellensuchenden Personen oder gar bei sämtlichen Personen im erwerbsfähigen Alter der Fall ist. Z.B. ist es denkbar, dass im Altersbereich von 16 bis 40 Jahren der Faktor, für erziehungspflichtige Kinder aufkommen zu müssen, in der Gruppe der Sozialhilfebezüger sehr viel stärker motivierend wirkt, im Grenzfall sogar eine prekäre Stelle zu akzeptieren, während in der Gruppe der ALV-Bezüger die relativ lange Bezugsdauer und die relativ hohe Lohnersatzrate dazu führt, dass zusätzliche Kinderversorgungspflichten nicht so sehr zusätzlich handlungsmotivierend wirken wie sie auch als Nachteil wirken, weil man dadurch als Arbeitnehmer(in) weniger flexibel einsetzbar ist. Allerdings kann dieses Selektionsargument gewiss nicht die gesamte Erklärungslast der doch sehr deutlichen Unterschiede tragen. Wir müssen daher nach weiteren Verzerrungsquellen fahnden.

Was zeigen die Daten an? – In Tabelle 53 ist die Altersvariable bereits mit anderen modell-exogenen Einflussfaktoren anhand einer simplen Interkorrelationsmatrix in Beziehung gesetzt worden. Diese Faktoren betreffen das Humankapital (Beruf, berufliche Stellung), die z.T. auch als Proxy für soziale Integration und soziale Kompetenz interpretierbar sind (Kompetenz in der Umgebungssprache) bzw. allein dafür stehen können (Aufenthaltsdauer in der Schweiz). Wenig erstaunlich korreliert das Alter deutlich positiv mit der Aufenthaltsdauer in der Schweiz und etwas weniger deutlich mit der Dummy-Variable, ob man schon seit Geburt in der Schweiz lebt. Das Alter korreliert aber auch signifikant negativ mit der erreichten Berufsstellung (-0.155), was ziemlich sicher auf negative Selektion zurückzuführen ist: Wer mit steigendem Alter sich „noch immer“ in der Sozialhilfe befindet, der ist mit grösserer Wahrscheinlichkeit auch unterdurchschnittlich gut ausgebildet bzw. war in seiner bisherigen beruflichen Karriere nur unterdurchschnittlich erfolgreich. Ein solcher „Alterseffekt“ wird in einer multivariaten Analyse typischerweise weggefiltert. Und dies passiert auch zurecht, weil hier ja nicht das Alter der verursachende Faktor für schlechtere Jobchancen ist, sondern die relativ schlechte Ausbildung und der relative Misserfolg im bisherigen Berufsleben.

Wir können nun noch versuchen, gemäss unseren Überlegungen, die Altersvariable in gleicher Weise mit subjektiven Einstellungsfaktoren in Beziehung zu setzen:

---

<sup>77</sup> Vgl. z.B. AMOSA (hg), Langzeitarbeitslosigkeit. Situation und Massnahmen, Zürich 2007

**Tabelle 91: Korrelationsmatrix zwischen Alter, strikt exogenen Faktoren und (modellexogenen) subjektiven Einstellungsfaktoren**

	Alter2005	S1	S2	A27A	a33_1	a27	a33_2	A34
Alter2005	1.00000	-0.10940	-0.04977	-0.06458	0.29988	0.00419	0.39659	0.27505
Alter2005		<.0001	0.0517	0.0115	<.0001	0.8701	<.0001	<.0001
	1529	1529	1529	1529	800	1529	726	1529
S1	-0.10940	1.00000	-0.11033	0.12223	-0.04845	-0.00132	-0.02053	-0.02851
S1	<.0001		<.0001	<.0001	0.1710	0.9589	0.5807	0.2652
	1529	1529	1529	1529	800	1529	726	1529
S2	-0.04977	-0.11033	1.00000	-0.00889	0.06496	0.06205	-0.00246	0.06331
S2	0.0517	<.0001		0.7284	0.0663	0.0152	0.9472	0.0133
	1529	1529	1529	1529	800	1529	726	1529
A27A	-0.06458	0.12223	-0.00889	1.00000	-0.02100	0.02841	0.08622	-0.02041
A27A	0.0115	<.0001	0.7284		0.5531	0.2669	0.0201	0.4252
	1529	1529	1529	1529	800	1529	726	1529
a33_1	0.29988	-0.04845	0.06496	-0.02100	1.00000	-0.01837	-0.40482	0.56713
a33_1	<.0001	0.1710	0.0663	0.5531		0.6039	0.4990	<.0001
	800	800	800	800	800	800	5	800
a27	0.00419	-0.00132	0.06205	0.02841	-0.01837	1.00000	0.12947	0.02811
a27	0.8701	0.9589	0.0152	0.2669	0.6039		0.0005	0.2720
	1529	1529	1529	1529	800	1529	726	1529
a33_2	0.39659	-0.02053	-0.00246	0.08622	-0.40482	0.12947	1.00000	0.46393
a33_2	<.0001	0.5807	0.9472	0.0201	0.4990	0.0005		<.0001
	726	726	726	726	5	726	726	726
A34	0.27505	-0.02851	0.06331	-0.02041	0.56713	0.02811	0.46393	1.00000
A34	<.0001	0.2652	0.0133	0.4252	<.0001	0.2720	<.0001	
	1529	1529	1529	1529	800	1529	726	1529

Es muss hier zunächst offen bleiben, ob diese subjektiven Einstellungsfaktoren nun echt exogen sind (individuell zurechenbare Persönlichkeitsfaktoren) oder bloss scheinbar exogen (bloss modellexogen, in Wirklichkeit jedoch endogen erst erzeugt entweder durch die Dauer in der Sozialhilfe oder durch die Diskriminierung seitens der Arbeitgeber, weil „ältere Ausgesteuerte“ auf sie per se ein [doppelt] negatives „Screening“ auslösen).

Im Einzelnen: Mit zunehmenden Alter sinkt die Wahrscheinlichkeit leicht, wenn auch noch signifikant, dass die betreffende Person männlich ist (S1; -0.109). Mit der Nationalitätsvariable S2 existiert praktisch kein Zusammenhang. Ob man bereits einmal bei einem RAV angemeldet war (A27A), ist ebenfalls weitgehend unabhängig vom Alter. Dasselbe gilt für den Umstand, ob man früher schon einmal Sozialhilfe bezogen hatte (a27). Die interessanteren Ergebnisse kommen jetzt: Je älter man ist, desto deutlich schlechter schätzt man seine zukünftigen Berufschancen ein. (a33\_1; +0.300 → Der positive Korrelationswert kommt zustande, weil die Codierungszahl mit zunehmend schlechterer Zukunftsaussicht ansteigt.) Und im Durchschnitt je Altersklasse wird mit höherem Alter auch die Einschätzung, jemals wieder Arbeit zu finden, markant pessimistischer (a33\_2; +0.397). Schliesslich wird auch die allgemeine Zukunftseinschätzung (A34; +0.275) mit zunehmendem Alter deutlich trüber. Ob sich hinter diesen empirischen Befunden nun echt exogene und dauerunabhängige „Persönlichkeitsmerkmale“ verbergen (Selektionseffekt des zunehmenden Alters), oder ob ein dauerab-

hängiger Endogenitätseffekt zunehmender Resignation zum Tragen kommt – entweder aufgrund hartnäckiger Diskriminierung seitens der Arbeitgeber oder aufgrund des echten „subjektiven Hysterese-Effektes“ – lässt sich nicht beurteilen.<sup>78</sup> Die Wirklichkeit dürfte wahrscheinlich – in unbekanntem Mischungsverhältnis – von allen drei erklärenden Faktoren geprägt sein.<sup>79</sup> Am Ende kommt jedenfalls das statistische Resultat aus der multivariaten Analyse heraus, dass ein von den subjektiven Faktoren unabhängiger Alterseffekt fast vollständig weggefiltert wird. Das gilt übrigens selbst dann, wenn die Altersvariable in drei Dummies für drei Altersgruppen (18-29, 30-49, 50-65) aufgeteilt wird. Wie bereits erläutert, impliziert dies aber keineswegs, dass „echte“ Altersdiskriminierung ein bloss vernachlässigbarer Einflussfaktor der Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt ist. Ob es solche echte Altersdiskriminierung wirklich gibt, und wenn ja, ob sie stark oder schwach ist, wissen wir nicht.<sup>80</sup>

---

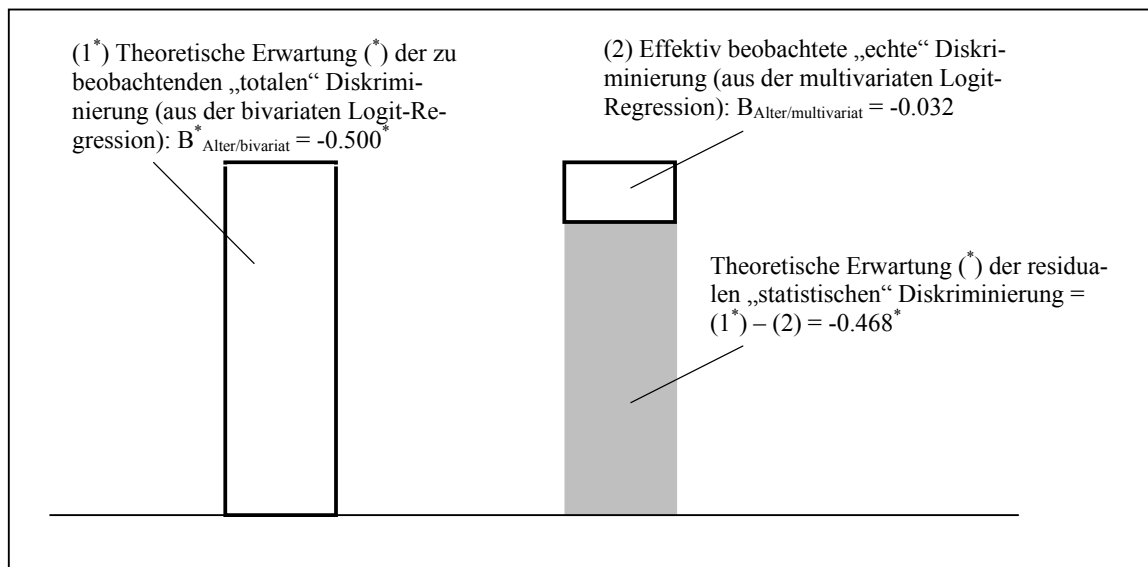
<sup>78</sup> Ziemlich nahe liegend ist, dass mit trüberer Zukunftseinschätzung bei zunehmendem Alter auch noch der „objektivierbare“ Gesundheitszustand schlechter wird. Die Frage nach einer möglichen IV-Rente für den Grund, wieso man gegenwärtig keine Arbeit mehr sucht, könnte hier zwar einen Hinweis liefern. Allerdings sind die Daten hochselektiv (nur wer nicht mehr Arbeit sucht, kann hier mit „ja“ oder „nein“ antworten), und die Daten sind zudem mit hohen „Missing datas“-Raten belastet (d.h. sogar diejenigen Personen, die „ja“ oder „nein“ antworten könnten, wollen oder können hier oftmals nicht antworten).

<sup>79</sup> Die Problemlage stellt sich eigentlich noch komplexer dar, weil viertens auch noch ein dauerabhängiger Endogenitätseffekt aus „objektiver Hysterese“ hineinwirkt, d.h. aus objektiver Entwertung des Humankapitals bei zunehmender Dauer in der Beschäftigungslosigkeit im ersten Arbeitsmarkt. – Ganz grundsätzlich stellt sich noch die Frage, ob überhaupt in einer multivariaten Regressionsschätzung als „modellexogene“ Variable eine „in Wirklichkeit“ z.T. endogene Variable integriert werden darf. (D.h., zunehmende Resignation erklärt z.T. den steigenden Misserfolg der Wiedereingliederung, aber dieser Misserfolg verursacht z.T. selber Resignation.) Nun, bleiben wir zunächst auf der untechnischen, inhaltlich-interpretatorischen Ebene und argumentieren ganz intuitiv: Bei den Neuzugängern (!) in die Sozialhilfe kann man von den möglichen Gründen (insbesondere der Hysterese) zunächst abstrahieren und stellt dann scheinbar „naiv“ fest, zunehmende Resignation verschlechtert die Reintegrationschancen. Ausserdem verringert sich durch Einbezug solcher subjektiver Einschätzungen und Befindlichkeiten in die Regression der negative Einfluss des Alters sehr deutlich, aber er verschwindet nicht vollständig. Das bedeutet aber, dass ein vom Resignationseffekt unabhängiger Alterseffekt weiter besteht, z.B. weil „echte“ und/oder statistische („unechte“) Altersdiskriminierung existiert. Dass diese plausible Erklärung *völlig* wertlos würde, da ja die zu erklärende Variable der Erfolgsquote für Gruppe G und H selber wieder die Resignation miterklärt, stimmt nicht. Denn wir betrachten ja allein die Neuzugänger in die Sozialhilfe, so dass bei ihnen die Resignation auch *nicht vollständig* durch die Dauer in der Sozialhilfe „endogenisiert“ sein kann. Frühere Frustrationserlebnisse in der Erwerbsbiografie sind so gesehen für das Modell keine „Endogenitätseffekte“ und daher „modellexogen“.

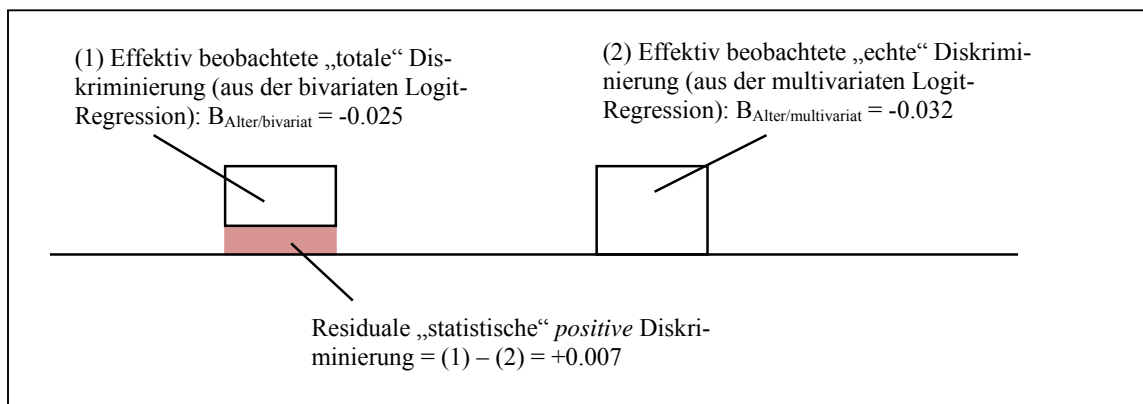
<sup>80</sup> Sofern (!) man voraussetzt, es existiere kein Resignationseffekt aus echter Altersdiskriminierung, könnte die Altersvariable für eine Identifikation der übrigen Quellen der Resignation verwendet werden. Während der objektive Hysterese-Effekt aus Entwertung des Humankapitals unabhängig mit diversen Proxys erfasst werden kann, ist es weit schwieriger, die beiden verbliebenen Einflussquellen auf die Resignation empirisch zu separieren. Zumindest jedoch der subjektive Hysterese-Effekt aus der Dauer in der Sozialhilfe könnte identifiziert werden, indem die Methode der Instrumentenschätzung (2SLS) angewendet würde: Eine Instrumentenvariable Z für den subjektiven Hysterese-Effekt auf die Wiedereingliederungschance muss zwei Bedingungen erfüllen: (1) Z ist korreliert mit der subjektiven Hysterese-Variablen. (2) Z ist unkorreliert mit der Persönlichkeitsvariable (und allen übrigen Variablen, die einen Einfluss auf die Wiedereingliederungschancen haben). Diese zweite Bedingung ist der Hauptunterschied zu einer Proxy-Variablen, die den unverzerrten Einfluss der subjektiven Hysterese erfassen will, indem eine möglichst eng mit der Persönlichkeitsvariable korrelierte Hilfsvariable eingesetzt wird. Während (1) durch eine simple OLS-Regression zu testen ist, muss (2) meistens durch Apriori-Wissen geklärt werden. (Zu einer ausführlicheren ausgezeichneten Diskussion dieser Schätztechnik vgl. J. M. Wooldridge, *Introductory Econometrics*, Mason/Ohio 2003, S. 484 ff.) – Klarerweise erfüllt die Altersvariable beide Bedingungen: Sie korreliert mit der subjektiven Hysterese, weil mit zunehmendem Alter auch die durchschnittliche Dauer in der Sozialhilfe ansteigt. Und das Alter hat natürlich nichts zu tun mit der individuellen Persönlichkeit. Gleichwohl wird eine 2SLS-Schätzung keine vertrauenswürdigen Resultate liefern. Denn erstens gibt es ein Selektionsproblem bei zunehmendem Alter: Jene Personen, die länger in der Sozialhilfe bleiben und daher tendenziell älter sind, werden je länger desto weniger ein repräsentatives Abbild aller Sozialhilfeempfänger sein. Und zweitens kann – wie eingangs bemerkt – die Altersvariable nur dann als valides Instrument eingesetzt werden, wenn vorausgesetzt wird, dass Altersdiskriminierung nicht existiert.

Es bieten sich hier zwei Interpretationsweisen an: [i] Es kann einerseits bedeuten, dass andere wichtige Einflussfaktoren, die sich mit zunehmenden Alter tendenziell „parallel entwickeln“ (kovariieren), aber per se mit dem Alter nichts zu tun haben müssen, den noch verbliebenen Einfluss „allein“ des Alters stark zurückdrängen. Dann müsste man den schwach negativen Effekt des Alters aus der multivariaten Regressionsanalyse als die verbliebene „echte“ Altersdiskriminierung interpretieren, weil z.B. bei wenigen Arbeitgebern ein „Stigmaeffekt“ noch immer fest an ein zunehmendes Alter gekoppelt ist. Doch die beobachtbaren „Paralleleffekte“ des steigenden Alters hätten eine relativ viel stärkere Wirkung, z.B. dass bei unseren Befragten mit steigendem Alter tendenziell auch die Resignation zunimmt, jemals wieder einen nicht-prekären Job zu finden. Die Arbeitgeber wüssten davon und nützten diese Information rationalerweise aus, d.h. sie diskriminierten „unecht“ oder statistisch nach dem Alter. (Damit wäre auch ein „Selbstverstärkungseffekt“ angesprochen, d.h. die Arbeitgeber verfestigten unwillkürlich zugleich das, was sie als Information eigentlich nur ausnützen wollten. (Man spricht hier von einem „Endogenitätseffekt“.) Genauer gesagt: Die Differenz des starken Alterseinflusses aus den Kreuztabellen in Teil I und des schwachen restlichen Einflusses (aus der multivariaten Analyse in Teil II) wäre die indirekt gemessene Wirkung der statistischen Diskriminierung. [ii] Vergleicht man allerdings die Marginaleffekte aus der multivariaten mit den Marginaleffekten einer bivariaten Regressionsanalyse, so erweist sich überraschenderweise, dass bivariat das Alter einen noch leicht schwächeren Einfluss auf die Wiedereingliederungschancen anzeigt! Das hiesse, die Nichtberücksichtigung von Kovariaten verzerrt den Alterseinfluss nicht in Richtung einer Über-, sondern einer Unterschätzung. Inhaltlich implizierte dieses (unplausible) empirische Ergebnis, dass es keine statistische Altersdiskriminierung gäbe, sogar im Gegenteil das Alter in der (hoch selektiven!) Gruppe der stellensuchenden Neuzugänger in die Sozialhilfe ein „positives Signalling“ auf die Arbeitgeber aussendeten, weil andere Variablen, die mit dem Alter tendenziell mitvariieren, per saldo einen positiven Effekt auf die Reintegrationschancen auszuüben vermöchten! Dieser indirekt zurück erschlossene Effekt „positiver Diskriminierung“ wäre mit +0.007 allerdings sehr klein und ist daher auch nicht signifikant. Wir können uns dieses unerwartete Ergebnis in den beiden folgenden Grafiken klar machen:

**Abbildung 36: Erwartetes empirisches Ergebnis**



**Abbildung 37: Effektives empirisches Ergebnis**



Bei so geringen Differenzen sollten wir uns allerdings nicht zu weit auf die interpretatorischen Äste hinauswagen! Darum wollen wir zum Schluss auch noch eine ganz simple Erklärungsmöglichkeit in Betracht ziehen: Die scheinbar massiven Diskrepanzen zwischen dem bivariaten Teil I der Studie (stark negativer Einfluss des Alters) und dem multivariaten Teil II (sehr schwach negativer Einfluss des Alters) könnten vielleicht auf *rein messtechnische (Schein-) Effekte* zurückzuführen sein! Und in der Tat erweist sich diese Vermutung als der Königsweg, um die scheinbaren Widersprüche aus dem Weg zu räumen. Nehmen wir als Beispiel den Anteil der Personen mit befristeten Stellen, temporärer Arbeit und Arbeit auf Abruf. Er nimmt mit ansteigendem Alter sehr deutlich von 12% auf 5% ab. Und alle diese Unterschiede sind auch „hoch signifikant“, wie im Teil I unserer Studie ausgeführt worden ist. Die bivariaten Kreuztabellen zeigen hier aber *Durchschnittseffekte auf aggregierte Altersgruppen*, während die Beta-Werte aus Regressionen *marginale Effekte in Bezug auf eine Änderung des Alters um ein Jahr* sichtbar machen. Daher muss es kein Widerspruch sein, dass die multivariate Regressionsanalyse in Teil II einen nur mehr sehr schwach negativen, aber noch immer (hoch) signifikanten Einfluss des ansteigenden Alters auf die Wiedereingliederungschancen in die Arbeitswelt nachweist. Dies lässt sich nachfolgend eindrücklich zeigen:

**Tabelle 92: Referenzschätzung mit bisheriger (ungruppiertes) Altersvariable**

Dependent Variable: BINLOGG				
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)				
Sample: 1 1356				
Included observations: 1279				
Convergence achieved after 5 iterations				
Covariance matrix computed using second derivatives				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ALTER2005	-0.032566	0.005415	-6.013784	0.0000
ROMANDIE	-0.424586	0.139992	-3.032925	0.0024
KOMPUMGANGSSPR	0.433188	0.257189	1.684319	0.0921
BERUFSSTELLUNG	-0.261437	0.083131	-3.144888	0.0017
S10	-0.063703	0.042541	-1.497443	0.1343
A37	0.089080	0.033956	2.623396	0.0087
A2QXXMEHRALSZWEI	-0.562998	0.126402	-4.454010	0.0000
A25	-0.590188	0.134025	-4.403555	0.0000
A27	-0.241989	0.122795	-1.970683	0.0488
S1	0.118627	0.124256	0.954701	0.3397
S2	0.147417	0.131472	1.121281	0.2622
ANNEUZREG04	-17.03901	16.29122	-1.045901	0.2956
C	3.755358	1.728781	2.172258	0.0298
McFadden R-squared	0.085607	Mean dependent var		0.456607
S.D. dependent var	0.498308	S.E. of regression		0.472388
Akaike info criterion	1.281050	Sum squared resid		282.5079
Schwarz criterion	1.333435	Log likelihood		-806.2317
Hannan-Quinn criter.	1.300721	Restr. log likelihood		-881.7125
LR statistic	150.9616	Avg. log likelihood		-0.630361
Prob(LR statistic)	0.000000			

Codierung: S10 = Beruf; A37 = bisher erreichte Ausbildung; A2QXX... = mehr als zwei nicht finanzielle interne Massnahmen erhalten; A25 = externe Integrationsmassnahme erhalten; A27 = früher bereits Sozialhilfe bezogen; S1 = Geschlecht (1 = männlich); S2 = Nationalität (1 = Schweizer)

In der Referenzschätzung – unter Einbezug der normalen, scheinbar „genaueren“ Altersvariable – offenbart sich das wohl bekannte Bild: Die Altersvariable weist das bekannte Muster auf (sehr kleiner, aber hoch signifikanter Beta-Wert rund 0.03 = rund 3%). Doch nun die Schätzung unter Einbezug von Dummies für die „viel größeren“ Altersgruppen 2 und 3 (30-49 Jahre und 50-65 Jahre):

**Tabelle 93: Schätzvariante mit groben Altersklassen anstatt feiner Altersvariable**

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ALTGR2	-0.172907	0.152113	-1.136696	0.2557
ALTGR3	-0.995498	0.184783	-5.387402	0.0000
ROMANDIE	-0.444331	0.140033	-3.173054	0.0015
KOMPUMGANGSSPR	0.481247	0.258097	1.864596	0.0622
BERUFSTELLUNG	-0.242842	0.082726	-2.935503	0.0033
S10	-0.059057	0.042704	-1.382951	0.1667
A37	0.081457	0.034147	2.385502	0.0171
A2QXXMEHRALSZWEI	-0.550557	0.126271	-4.360134	0.0000
A25	-0.586480	0.134182	-4.370763	0.0000
A27	-0.275954	0.123841	-2.228286	0.0259
S1	0.117334	0.124188	0.944806	0.3448
S2	0.146056	0.131236	1.112924	0.2657
ANNEUZREG04	-17.46639	16.29859	-1.071651	0.2839
C	2.830522	1.723677	1.642142	0.1006
McFadden R-squared	0.085739	Mean dependent var		0.456607
S.D. dependent var	0.498308	S.E. of regression		0.472271
Akaike info criterion	1.282431	Sum squared resid		282.1460
Schwarz criterion	1.338846	Log likelihood		-806.1149
Hannan-Quinn criter.	1.303615	Restr. log likelihood		-881.7125
LR statistic	151.1952	Avg. log likelihood		-0.630270
Prob(LR statistic)	0.000000			

Schliesslich können wir noch den Effekt auf die Dummies der Altersgruppen betrachten, wenn auch noch die subjektive Zukunftseinschätzung als Einflussfaktor einbezogen wird:

**Tabelle 94: Schätzvariante mit groben Altersklassen und Einflussfaktoren der subjektiven Zukunftseinschätzung**

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ALTGR2	-0.164064	0.249499	-0.657573	0.5108
ALTGR3	-0.459381	0.307723	-1.492838	0.1355
A33Q1	-0.323331	0.097512	-3.315809	0.0009
A34	0.071169	0.089265	0.797285	0.4253
ROMANDIE	-0.423406	0.224425	-1.886628	0.0592
KOMPUMGANGSSPR	0.432682	0.405218	1.067774	0.2856
BERUFSTELLUNG	-0.387955	0.142152	-2.729153	0.0063
S10	-0.043830	0.064712	-0.677311	0.4982
A37	0.056022	0.055618	1.007265	0.3138
A2QXXMEHRALSZWEI	-0.528348	0.195437	-2.703422	0.0069
A25	-0.506103	0.206144	-2.455092	0.0141
A27	-0.271357	0.194964	-1.391833	0.1640
S1	0.611224	0.192652	3.172681	0.0015
S2	0.036888	0.211851	0.174124	0.8618
ANNEUZREG04	-32.45537	25.96231	-1.250096	0.2113
C	6.651103	2.797787	2.377273	0.0174
McFadden R-squared	0.093192	Mean dependent var		0.780749
S.D. dependent var	0.414016	S.E. of regression		0.398122
Akaike info criterion	0.996668	Sum squared resid		116.0228
Schwarz criterion	1.095436	Log likelihood		-356.7539
Hannan-Quinn criter.	1.034730	Restr. log likelihood		-393.4172
LR statistic	73.32654	Avg. log likelihood		-0.476944
Prob(LR statistic)	0.000000			

Wenn also auch noch die subjektive Einschätzung der beruflichen Zukunft (A33Q1) und ganz allgemein der Zukunft (A34) mitberücksichtigt wird, sinkt erwartungsgemäss der negative Einfluss der Altersgruppe 3 (50-65 Jahre) markant, und sogar die Irrtumswahrscheinlichkeit steigt auf über 10%. (Allerdings ist darauf hinzuweisen, dass nach Einbezug der Variablen zur subjektiven Einschätzung der Zukunft der „Missing datas“-Anteil auf rund 40% ansteigt, so dass hier nicht vernachlässigbare Selektionsverzerrungen auftreten könnten.)

Rückblickend können wir als Fazit ziehen, dass unsere anfängliche Vermutung eines verzerrenden Effekts aus „Nicht-Linearität“ des Alterseinflusses zwar völlig korrekt gewesen ist, dieser Effekt in der „zu feinen“ Altersvariable aber nicht genügend spürbar geworden ist und erst in der scheinbar „ungenaueren“ Gruppierung in drei Altersklassen deutlich zum Vorschein gekommen ist.

Exakt dieselbe Erklärung lässt sich vorbringen, wenn die ungruppierte Ausbildungsvariable in drei Klassen-Dummys eingeteilt wird:

Ausbildungsgruppe 1: kein Schulbesuch (Code 1), obligatorische Schule (Code 2), Anlehre / Attest (Code 3) [495 Personen]

Ausbildungsgruppe 2: Berufslehre (Code 4), höhere Fach- oder Berufsausbildung (Code 5), Matura / Lehrerseminar (Code 6) [701 Personen]



Ausbildungsgruppe 3: Fachhochschule (Code 7), Uni / ETH (Code 8) [160 Personen]

Aus den vorhergehenden Tabellen wird die Referenzgröße des kleinen Beta-Wertes für die ungruppierte Ausbildungsvariable (Code 37) ersichtlich. Sie schwankt um rund 0.08 = rund 8%.

**Tabelle 95: Schätzung mit gruppierten Alters- und gruppierten Ausbildungsvariablen**

Dependent Variable: BINLOGG				
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)				
Sample (adjusted): 2 1356				
Included observations: 1232 after adjustments				
Convergence achieved after 5 iterations				
Covariance matrix computed using second derivatives				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ALTGR2	-0.146132	0.159276	-0.917478	0.3589
ALTGR3	-0.932102	0.186417	-5.000088	0.0000
ROMANDIE	-0.405296	0.142122	-2.851747	0.0043
KOMPUMGANGSSPR	0.411339	0.278484	1.477065	0.1397
BERUFSTELLUNG	-0.227483	0.083104	-2.737334	0.0062
S10	-0.052035	0.042965	-1.211081	0.2259
AUSBGR1	-0.424184	0.212984	-1.991623	0.0464
AUSBGR2	-0.172233	0.196968	-0.874422	0.3819
A35Q1	-0.006807	0.133477	-0.051001	0.9593
A27	-0.274675	0.126215	-2.176249	0.0295
S1	0.100975	0.127317	0.793100	0.4277
S2	0.106123	0.135973	0.780472	0.4351
A2QXXMEHRALSZWEI	-0.551101	0.127158	-4.333996	0.0000
A25	-0.579669	0.135394	-4.281345	0.0000
ANNEUZREG04	-18.36609	16.66438	-1.102116	0.2704
C	3.462267	1.754923	1.972888	0.0485
McFadden R-squared	0.081492	Mean dependent var	0.453734	
S.D. dependent var	0.498057	S.E. of regression	0.473914	
Akaike info criterion	1.291421	Sum squared resid	273.1064	
Schwarz criterion	1.357867	Log likelihood	-779.5151	
Hannan-Quinn criter.	1.316418	Restr. log likelihood	-848.6754	
LR statistic	138.3206	Avg. log likelihood	-0.632723	
Prob(LR statistic)	0.000000			

Code A35Q1 = finanziell für Kinder aufzukommen

Hier zeigt sich jetzt plötzlich ganz deutlich der stark negative Effekt, den die Ausbildungsgruppe 1 („keine abgeschlossene Berufsausbildung“) entfaltet.

## **Anhang 7: Vertiefende Diskussion der Interpretierbarkeit von i.e.S. „aktivierenden“ Massnahmen in der Sozialhilfe**

Der in Kapitel 4.3.1 geschilderte „absichtliche“ Selektionseffekt ist nur eine der potentiellen Quellen, welche eine Verzerrung der empirisch ausgewiesenen Wirksamkeit der Massnahmen der i.e.S. aktivierenden Sozialhilfe bewirken können. Im Folgenden sollen daher die möglichen Verzerrungsquellen für einen korrekten Nachweis der Wirksamkeit der Massnahmen der Reihe nach zu identifizieren versucht werden. Oder anders formuliert: Welches sind die Gründe, die die „wahre“ Wirksamkeit der arbeitsmarktlich aktivierenden Massnahmen verzerrt darstellen, so dass die empirisch ausgewiesene Wirksamkeit entweder zu gut oder zu schlecht wegkommt?

Ein *erster Kandidat* ist die unabsichtliche Verzerrung auf Ebene der Datenerhebung. Es stellt sich heraus, dass zwar nicht das Geschlecht oder das Durchschnittsalter, jedoch die Nationalität eine potentielle Verzerrungsquelle sein könnte: Schweizer Bürger sind im Vergleich zu Ausländern in der Umfrage systematisch übervertreten – bezogen auf unsere Grundgesamtheit, also den Personen, die sich bei der Sozialhilfe der Städte Basel, Biel, Lausanne, Luzern und St. Gallen in den Jahren 2005 und 2006 angemeldet hatten. Nicht nur für die Massnahmen der i.e.S. aktivierenden Sozialhilfe, sondern auch für die anderen Faktoren, welche die Wiedereingliederungschance in den ersten Arbeitsmarkt beeinflussen, kann gesagt werden, dass ihre relative Einflussstärke (d.h. ihr sog. Beta- oder B-Wert in den multivariaten Schätzungen) sich jeweils kaum spürbar verändert und es nur sehr selten zu Signifikanzwechseln kommt. Ein Vorzeichenwechsel, also eine Umkehr der Einflussrichtung von schädlich zu nützlich (oder umgekehrt), findet nie statt.

Weil dieser unabsichtliche Selektionseffekt zwar deutlich spürbar ist, zumindest in Bezug auf die Nationalität, aber in seinen Verzerrungswirkungen praktisch keine Rolle spielt, wird er nachfolgend nie mehr thematisiert.

Ein *zweiter Kandidat* einer verzerrenden empirischen Darstellung der Wirksamkeit der Massnahmen arbeitsmarktlich aktivierender Sozialhilfe sind (möglichst) alle übrigen Faktoren, die auch einen störenden (wechselnden) Einfluss auf die Wiedereingliederungschancen der Klienten ausüben vermögen. Diese übrigen Einflüsse verdanken sich nun aber nicht mehr einem Scheineffekt der Messung aufgrund verzerrender Selektion, sondern sie sind einem realen Wirkeffekt geschuldet. Das empirische Problem ist hier, die einzelnen Effekte voneinander „möglichst sauber“ zu separieren. Mit Hilfe von standardmässig verfügbaren Methoden, z.B. anhand multivariater Regressionsschätzungen, kann dieses Problem relativ einfach gelöst werden, sofern wie erwähnt keine verzerrten Samples als Datenbasis verwendet werden.

Wegen der konkret verfügbaren Umfrage-Datenbasis mussten allerdings einige pragmatische Kompromisse eingegangen werden. Aufgrund relativ vieler fehlender Datenpunkte (Ereignisse) in einigen „an sich“ sehr interessanten Variablen (Missing datas-Dilemma) mussten für die Schätzung mit Vollerhebung („Basisschätzung“) diese Variablen alle ausgeschlossen werden. Das heisst, die Cet.-par.-Bedingung konnte hier nur unvollständig erfüllt werden. Umgekehrt sind in anderen Schätzungen zwar mehr dieser „an sich“ interessanten Variablen einbezogen worden, doch dadurch kam das „Missing datas“-Dilemma zustande und damit das mögliche Problem der (unbeobachteten) Selektionsverzerrung. Dieser pragmatische Abwägungsprozess ist der Grund dafür, dass einige Variablen in unterschiedlichen Schätzungen deutlich unterschiedliche Beta-Werte erzielt haben. Auch der Signifikanzwechsel ist auf diese Weise einige Male aufgetreten. (Beides ist ein indirekter Hinweis darauf, dass hier merkbare Selektionseffekte gewirkt haben.) Zum Glück nie eingetreten ist ein Wechsel der Vorzeichen auf

Signifikanzebene. (Es ist also höchstens einige wenige Male ein Vorzeichenwechsel bei gleichzeitigem Wechsel von Signifikanz zu Nicht-Signifikanz passiert.)

Schliesslich kann als *dritter Kandidat* eines störenden Verzerrungseffektes die bereits erläuterte absichtliche Selektion durch einen (in-)formellen Profiling-Prozess seitens des Betreuers wirksam werden. Das bedeutet, unter allen Befragten sind die Personen nicht völlig „blind“ in die beiden Untergruppen mit und ohne eine i.e.S. aktivierende Massnahme aufgeteilt worden. Wenn eine solche „blinde“ Zuteilung der Fall gewesen wäre, müssten in beiden Untergruppen die durchschnittlichen Eigenschaftsprofile ungefähr gleich sein (bezüglich Alter, Ausbildungsstand, Kompetenz in der Umgebungssprache, etc.). Doch dies ist zumindest bei einigen beobachtbaren Eigenschaften ganz offensichtlich nicht der Fall, besonders stark ausgeprägt bei den drei Variablen „in der Romandie wohnhaft“, „für Kinder aufzukommen“. „gewährte Krankenkassenprämienverbilligung“. Ein Teil der statistisch ausgewiesenen Wirkung kann also durch diesen absichtlichen Selektionseffekt ausgelöst worden sein.

Unter der Voraussetzung, dass wir die wesentlichen Selektionseffekte erfasst haben, können wir für die Resultate der Massnahmen insgesamt der i.e.S. aktivierenden Sozialhilfe schlussfolgern: Während der „Lock-in“-Effekt auch nach Korrektur des Selektionseffektes massive Auswirkungen hat, ist die Wirkungsstärke des Selektionseffektes relativ schwach, aber doch deutlich spürbar. An ihm ist aber nicht seine Stärke bemerkenswert, vielmehr erstaunt – wie erläutert – seine Wirkrichtung, die daher sehr erklärungsbedürftig ist. Es fragt sich also, wie dieses an sich paradoxe Ergebnis auf plausible Weise zu verstehen ist. Hierzu ist folgende Tabelle hilfreich:

**Tabelle 96: Selektionskorrekturen Treatment / Non-Treatment für alle i.e.S. aktivierenden Massnahmen**

Mehr als eine aktivierende Massnahme		
	Ja	Nein
Romandie	36.8	45.2
nicht	63.2	54.8
für Kinder aufkommend	41.1	46.0
nicht	58.9	54.0
KK-Prämienverbilligung	12.0	23.6
nicht	88.0	76.4

Lesebeispiel: In der Treatment-Gruppe („mehr als eine aktivierende Massnahme“ Ja, linke Zahlenkolonne) ist der Anteil der Bewohner aus der Romandie 36.8%, in der Non-Treatment-Gruppe („mehr als eine aktivierende Massnahme“ Nein, rechte Kolonne) ist der entsprechende Anteil 45.2%. Das heisst, in der Treatment-Gruppe sind die Bewohner aus der Romandie um 8.4 Prozentpunkte unterrepräsentiert ( $45.2\% - 36.8\% = 8.4\%$ ).

Doch wieso führt es zu einer weiteren Verminderung der Erfolgchancen, dem Drehtüreffekt zu entkommen und einen nicht-präkären Job zu finden, wenn in der Treatment-Gruppe der Anteil der Personen vergrössert wird, die in der Romandie wohnen, für Kinder aufkommen müssen und Krankenkassenprämienverbilligungen erhalten? – Sofern keine Selbstselektion passiert ist, bleiben noch zwei Erklärungsalternativen: (a) Die Betreuer dachten fälschlicherweise, Nicht-Romands und Personen, die nicht für Kinder aufkommen müssen und keine Verbilligungen von Krankenkassenprämien erhalten seien im Durchschnitt bzw. häufiger „schlechte Risiken“. (b) Die Betreuer dachten fälschlicherweise, diese drei erwähnten Eigenschaften konstituierten zwar nicht das Profil für die „schlechten Risiken“, aber für dieses Pro-

fil seien die getroffenen Massnahmen nicht nur relativ am wirkungsvollsten, sondern auch absolut gesehen so wirkungsvoll, dass sie die Erfolgsquote der Non-Treatment-Gruppe übertreffen. – Wenn diese beiden Erklärungsversuche, die sich noch ganz innerhalb der Logik der i.e.S. „aktivierenden“ Sozialhilfe bewegen, nicht restlos zu überzeugen vermögen, verbleiben noch zwei weitere Erklärungen: (c) Die relative Übervertretung der Nicht-Romands in der Treatment-Gruppe könnte auf „kulturell-mentalitätsmässige“ Unterschiede hindeuten – unabhängig davon, ob die relativ aktivistischere Sozialhilfepraxis in der Deutschschweiz auf aktivere Selbstselektion oder auf aktivere Betreuer zurückzuführen ist. In der Romandie geht man etwas laxer oder etwas weniger strikt mit den Vorgaben der i.e.S. „aktivierenden“ Sozialhilfe um. Besondere Umstände erhalten in der Romandie tendenziell etwas mehr Gewicht. (d) Die Verpflichtung auf eine i.e.S. (nur arbeitsmarktlich) „aktivierende“ Sozialhilfe, d.h. auf das Ziel der möglichst raschen Wiedereingliederung der Sozialhilfeempfänger in den ersten Arbeitsmarkt, ist nicht das alleinige und vielleicht noch nicht einmal das dominierende Ziel in der Zielfunktion der Sozialämter. Den Alleinerziehenden (die in der Gruppe übervertreten sind, die für Kinder aufkommen müssen) und den Ärmern (die eher KK-Prämienverbilligungen erhalten) ist es – aus welchen Gründen auch immer – weniger zuzumuten, dass sie besonders „aggressiv“ auf eine i.e.S. „aktivierende“ Sozialhilfe verpflichtet werden. Es könnte gut sein, dass dieser Erklärungsfaktor mit dem „kulturellen“ Faktor interferiert (d.h. dass man in der Romanischen Schweiz tendenziell geneigter ist, die allgemeinen Regeln der „Zumutbarkeit“ im Einzelfall etwas weniger strikt zu interpretieren).

Sofern die Rolle der Selbstselektion betont werden soll, bietet sich die folgende Erklärungsweise an: Plausiblerweise darf angenommen werden, dass die „Eigenmotivation“ der Sozialhilfebezüger in der Treatment-Gruppe grösser ist<sup>81</sup>, wieder einen Job zu finden. Dann offenbart sich, dass durch „kulturelle“ und durch „materielle“ Gründe die durchschnittlich vorfindliche Motivation zu beeinflussen ist: Sowohl Westschweizer als auch ärmere Sozialhilfebezüger wollen von sich aus tendenziell seltener aktivierenden Massnahmen bekommen. Betrachten wir v.a. den zweiten Faktor: Der „Armutseffekt“ kann in zweifacher Richtung wirken: entweder direkt motivierend, weil materielle Anreize umso stärker wirken, je bedürftiger man ist<sup>82</sup>, oder indirekt demotivierend aufgrund einer prägenden Erwerbsbiografie, die in unserer „Arbeitsgesellschaft“ als Zeichen des Misserfolgs und Scheitern gedeutet wird, so dass im Laufe der Zeit auch die von Armut betroffenen Personen selber überzeugt sind, im Leben „versagt“ zu haben oder „nicht leistungsfähig“ zu sein. Dies beeinflusst dann ihre Motivation zu lernen und Fähigkeiten zu trainieren.<sup>83</sup> Sofern eine gewährte Krankenkassenprämie eine valide Proxy-Variable für die Armutssituation ist, impliziert das empirische Bild, dass der demotivierende Aspekt der Armut deutlich überwiegt. Verstärkt wird diese Lesart noch dadurch, dass „für Kinder aufkommend“ ebenfalls zur Unterrepräsentation in der Treatment-Gruppe führt, aber lange nicht so stark, obwohl es ebenfalls ein deutliches Armutsrisiko ist,

---

<sup>81</sup> Zu beachten ist hier, dass es letztlich gleichwohl der Betreuer ist, der die absichtliche Selektion in die Treatment- und Non-Treatment-Gruppe steuert. Im vorliegenden Fall ist die ergänzende Annahme, dass sein Entscheid vergleichsweise mehr beeinflusst wird durch das Ausmass der Eigeninitiative der von ihm betreuten Personen.

<sup>82</sup> Die Ökonomen sprechen hier lieber allgemein von „Vermögenseffekten“ und „Einkommenseffekten“, weil auch in den höheren Vermögens- und Einkommensschichten solche Effekte messbar sind, die dort allerdings anders wirken. Bekannt ist z.B. die mit steigendem Einkommen zunehmende durchschnittliche Sparneigung.

<sup>83</sup> Der entscheidende Einflussfaktor ist hier nicht irgendein objektives Merkmal des Misserfolgs (bzw. der Armut per se) oder der Leistungs(un-)fähigkeit, sondern die aufgrund der „objektiven“ Armut gewachsene subjektive Überzeugung, nicht leistungsfähig zu sein und also auch keinen Erfolg im Leben haben zu können. Perfide an dieser „Logik“ ist, dass diese subjektive Überzeugung mit der Zeit entscheidend dazu beiträgt, „tatsächlich“ nicht mehr leistungsfähig zu sein, weil die nötige Lern- und Trainingsmotivationen geschwunden ist. Diese „Kultur der Armut“ – Ökonomen sprechen von einem Endogenitätseffekt der Armut – hat z.B. A. Sen anhand seines „Capabilities“-Ansatzes im Detail analysiert: A. Sen, *Commodities and Capabilities*, New Dehli / Oxford 1999; ders., *On Economic Inequality*, Oxford 1997.

aber noch zusätzlich einen Zwang der schlechteren zeitlichen Verfügbarkeit für aktivierende Massnahmen beinhaltet. Dieser scheinbar klare Widerspruch ist wohl nur dadurch aufzulösen, dass „für Kinder aufkommend“ in unserem Kontext bloss ein „zufälliges“, d.h. durch „äussere Umstände“ bedingtes Armutsrisiko bedeutet, das daher keine Demotivierung aufgrund des (angeblich) persönlichen Versagens mit sich bringt.

Wenn alle 18 aktivierenden Massnahmen in eine Variable „SummeAktSozH“ einbezogen werden, zeigt es sich, dass unter (annähernden) Cet.-par.-Bedingungen für die erste nicht-finanzielle aktivierende (unterstützende oder kontrollierende) Massnahme (d.h. ob überhaupt eine einzige solche Massnahme verfügt worden ist) wie erhofft ein markanter Vorzeichenwechsel stattfindet und jetzt ein klar positiver signifikanter Einfluss in der Basisschätzung messbar ist. Das gilt aber nur für den Sprung von keiner zu mindestens einer Massnahme. Das bedeutet, dass die Variable „SummeAktSozH“ nicht weniger Informationen enthalten würde, wenn sie als simple Ja/Nein- (sog. Dummy-) Variable ausgestaltet worden wäre. Wirklich überraschend ist dieses Ergebnis allerdings nur für die ersten 3 oder 4 Massnahmen, weil die Verteilung der Massnahmenzahl extrem linksschief ist, wodurch die absolute Fallzahl ab 4 Massnahmen aufwärts rasch sehr klein wird und daher statistisch keine Aussagen mehr zulässt.

Zusammen mit der vorher gehenden Interpretation bedeutet das vorliegende empirische Resultat etwa Folgendes: Solange pro Person höchstens eine Massnahme i.e.S. aktivierender Sozialhilfe verfügt wird, dominiert der positiv wirkende Effekt der Qualifizierung und Motivierung, einen neuen Job zu suchen oder / und zu akzeptieren. Bei mehr als einer Massnahmenverfügung kommen jedoch – auch nach Berücksichtigung der Effekte aus absichtlicher Selektion – die negativen „Lock-in“-Effekte relativ stärker zum Tragen. Die Selektionseffekte selber sind im Vergleich zu den „Lock-in“-Effekten deutlich schwächer, wirken aber in die gleiche Richtung wie diese (d.h. weiter erfolgsvermindernd). Vermutlich ist dies auf der Demotivierungswirkung jener Armutsform zurückzuführen, die bereits lang angedauert hat und daher prägend für die eigene Erwerbsbiografie geworden ist. Diese („kulturelle“ oder „strukturelle“) Armutsform dominiert jene andere Form („äusserer“ oder „akzidentieller“) Armut, die via Einkommens- und Vermögenseffekt direkt motivierend wirkt.

Hier sind allerdings zwei wichtige Vorbehalte zu machen. (1) Es könnte sein, dass die von den äusseren Umständen bedingte direkt motivierende Armut oft gar nie zum Wirken gelangt, weil die betreffenden Individuen in einer „Armutsfalle“ gefangen bleiben. Das heisst, die Anreize, eine Erwerbsarbeit aufzunehmen, werden vollkommen zerstört, wenn bei steigender Wochenerwerbsarbeitszeit das effektiv verfügbare Einkommen nicht auch zunimmt oder in Extremfällen sogar sinkt. (Vgl. Kapitel 4.3.4.) (2) Die bisherige Dauer in der Sozialhilfe konnte nicht als Selektionsvariable ausgewertet werden. Es könnte also sein, dass wir mit „Anzahl aktivierender Massnahmen“ indirekt bloss einen sog. „Hysterese“-Effekt der puren Verweildauer in der Sozialhilfe gemessen haben. „Hysterese“ bezeichnet in diesem Kontext zweierlei: Erstens kennzeichnet sie den Umstand eines „objektiven“ Verlustes an Humankapital. Zweitens aber, und hier wahrscheinlich wichtiger, bezeichnet sie die Tatsache, dass die Wahrscheinlichkeit der „subjektiven“ Resignation wächst, je länger die Zeitdauer in der Sozialhilfe ist – ganz unabhängig davon, wie viele Massnahmen für die betreffende Person in dieser Zeit verfügt worden sind. Das implizierte, dass wir nicht, wie oben stillschweigend angenommen, sauber zwischen „Lock-in“-Effekt und Demotivationseffekt der Armut qua Selektion trennen können, sondern dass auch noch im selektionskorrigiert ausgewiesenen angeblichen „Lock-in“-Effekt eine pure Dauerabhängigkeit zum Tragen kommt. Das hiesse, dass wir den Demotivationseffekt aus dauerhafter („prägender“) Armut massiv unterschätzt hätten. Oder aus spiegelbildlicher Perspektive der Betreuer: In der zunehmenden Anzahl Massnahmenzuweisungen käme viel stärker als bisher empirisch messbar bloss das steigende Ausmass

ihrer Rat- und Machtlosigkeit zum Ausdruck. Mit ihrem „Aktivismus“ würden sie bloss kassieren, dass sie die Wiedereingliederungschancen von „schlechten Risiken“ nicht zu beeinflussen vermöchten.<sup>84</sup> Die verzerrende, viel zu geringe Erfassung des resignierenden Armutseffektes käme zustande, wenn wir ihn bloss dem absichtlichen Selektionseffekt zuordneten (Reduktion der Erfolgchance von 37.2% auf 35.3%). Spiegelbildlich hätten wir das Ausmass des „Lock-in-Effektes“ massiv überschätzt. In der Tat erscheint seine selektionskorrigierte Grösse sehr seltsam (Reduktion der Erfolgchance von 60.4% auf 35.3% beim Wechsel von der Treatment- in die Non-Treatment-Gruppe), wenn allein die Arten von Massnahmen betrachtet werden. Denn bei „mehr als einer Massnahme“ (Treatment-Gruppe) kommen oft nur noch solche Massnahmen zusätzlich zu der ersten Massnahme hinzu, die das Sozialamt intern selber leistet, und diese sind meist nicht sehr zeitaufwändig für den Klienten, jedenfalls relativ zu den extern verfügbaren Integrationsmassnahmen, die meistens eigentliche „Beschäftigungsprogramme“ sind.<sup>85</sup>

Zu konstatieren ist hier allerdings, dass unsere Überlegungen zwar mehr oder weniger plausibel tönen, aber empirisch ohne Identifikationsstrategie auskommen müssen, solange wir sämtliche 18 aktivierende Massnahmen in eine Topf werfen. D.h., alle Argumente jenseits der gemessenen Selektionseffekte bleiben letztlich Vermutungen, weil die effektiv zur Verfügung stehenden Variablen häufig in mehrfacher Weise zu „entziffern“ sind. Im konkreten Fall ist es unklar, welche Rolle die steigende Anzahl aktivierender Massnahmen spielt. Ist sie selber auch eine valide Proxy-Variable für die Dauer in der Sozialhilfe und wirkt sie daher sehr ähnlich wie jene Armutform, die langandauernd ist und daher prägend für die gesamte Erwerbsbiografie wirkt (die wir durch die Prämienverbilligungen zu messen versucht haben)? Oder ist die steigende Zahl aktivierender Massnahmen v.a. ein valider Indikator des „Lock-in“-Effektes? Sehr wahrscheinlich ist beides richtig, aber ihre relative Bedeutung für die Erfolgchance, aus der Sozialhilfe in den ersten Arbeitsmarkt zu finden, ist empirisch so lange nicht identifizierbar, wie nicht sauber zwischen Massnahmen unterscheiden, die dem „Lock-in-Effekt“ unterworfen sein können, und solchen, die dieser Gefahr nicht ausgesetzt sind. Zweifelhaft bleibt insbesondere, ob mit der steigenden Anzahl von verfügbaren Massnahmen wirklich (auch) ein „Einschliesseffekt“ erfasst wird, denn ausser den externen Integrationsmassnahmen erfordern die übrigen 17 erfragten Massnahmen meist nicht allzuviel Zeitaufwand. Darum werden in den beiden folgenden Kapiteln die beiden Massnahmenarten je separat analysiert.

---

<sup>84</sup> Diese nicht sehr wohlwollend tönende Schlussfolgerung lässt sich nur vermeiden, wenn man einräumt, dass die Betreuer eben auch Ziele verfolgen müssen, die nichts mit „aktivierender“ Sozialhilfe zu tun haben.

<sup>85</sup> Nochmals in anderen Worten: Wenn es der Fall sein sollte, dass massive Selektionseffekte versteckt geblieben wären, hiesse das, die positive Wirkungskomponente (aus dem Motivations- und Integrationseffekt) der Massnahmen wären noch immer unter- und die negative Wirkungskomponente (aus dem Einschliesseffekt) noch immer überschätzt. Trotz Neutralisierung aller beobachtbarer Selektionen würden die noch versteckt gebliebenen Selektionen dafür sorgen, dass man die Massnahmen unabsichtlich „unfair“ beurteilen würde. Das bedeutete in der Konsequenz, dass zwar in der Massnahmen-Gruppe die Wiedereingliederungschance in den Arbeitsmarkt deutlich kleiner als in der Nicht-Massnahmen-Gruppe ist, dass sie aber in der Massnahmen-Gruppe noch (viel) schlechter wäre, wenn die betreffenden Leute keine Massnahme erhalten hätten. Wir können diese Möglichkeit nicht ausschliessen, den negativ wirkenden Selektionseffekt nur unvollkommen heraus gefiltert zu haben. Ein Indiz zumindest spricht für diese Möglichkeit: Sehr viele Massnahmen dauern nur sehr kurz, und die Gefahr eines wirklich stark negativ zu Buche schlagenden Einschliesseffektes besteht eigentlich nur bei den verfügbaren externen Integrationsmassnahmen. Trotz dieser wichtigen Einschränkungen gilt angesichts der sehr deutlichen Erfolgsunterschiede zwischen Treatment- und Non-Treatment-Gruppe, die auch nach Bereinigung der beobachtbaren Selektionen übrig bleiben: Höchstens eine einzige Massnahmenverfügung pro Person ist im Zweifel wahrscheinlich besser als mehr als eine Massnahmenverfügung. Klar erkennbare Ausnahmen im Einzelfall wird es aber immer geben, z.B. wenn bei Überschuldung eines Klienten Zahlungsübernahmen durch das Sozialamt mit einer Rechtsunterstützung und einer Budget- und Schuldenberatung sinnvoll kombiniert werden können.

Wir können hier noch versuchen, die negative Dauerabhängigkeit der Wiedereingliederungschance (bzw. den negativ wirkenden „Hysterese“-Effekt auf die Wiedereingliederungschance) auf indirekte Weise zu messen: Wird eine Selektionskorrektur für die drei potentiell wichtigsten Variablen durchgeführt, die subjektive Einstellungen und Befindlichkeiten erfassen („weiter auf Arbeitssuche ja/nein“, „schon einmal Sozialhilfe bezogen nein/ja“ und „Beurteilung der Zukunft ganz allgemein“), so erweist sich, dass der negativ wirkende kombinierte „Lock-in“-/Demotivierungs-Effekt von mehr als einer verfügbaren Massnahme pro Person abgeschwächt wird, sobald die erweiterte Selektionskorrektur berücksichtigt worden ist. Die Erfolgchance, dem Drehtüreffekt zu entkommen, fällt nicht mehr so stark ab bei einem Wechsel zwischen Treatment- und Non-Treatment-Gruppe, d.h. sie fällt nicht mehr von 60.4% in der Non-Treatment auf dramatische 35.3% in der ursprünglich selektionskorrigierten Treatment-Gruppe, sondern sie fällt „nur“ noch auf 39.3% in der Treatment-Gruppe, die um subjektive Faktoren erweitert selektionskorrigiert worden ist. Damit wird zumindest der Prozentwert von 37.2% der nicht selektionskorrigierten Treatment-Gruppe übertroffen. Das bedeutet, wird die Übervertretung vermuteter „schlechter Risiken“ in der Treatment-Gruppe neutralisiert, tritt eine „objektive“ Verbesserung der Erfolgchancen auf dem ersten Arbeitsmarkt ein. Die Sozialarbeiter haben also die „schlechten Risiken“ ex ante korrekt erkannt. Statistisch formuliert: Der kombinierte negative „Lock-in“-/Demotivierungs-Effekt ist überschätzt worden, solange keine Selektionskorrektur mit den drei wichtigsten „subjektive Befindlichkeiten“ messenden Variablen vorgenommen worden war. Der wahre Einschliess-/Demotivierungs-Effekt ist schwächer als der statistisch ausgewiesene ohne diese Selektionskorrektur. Erst jetzt also, bei diesen „weichen“, psychologisch empfindlichen Einflussfaktoren (bzw. bei den ihnen vermutlich entsprechenden Proxy-Variablen) kommt es zum plausiblen Resultat, dass das absichtliche Selektieren gemäss intuitivem oder formellem Profiling durch die Betreuer dazu führt, dass in der Treatment- bzw. Behandlungsgruppe systematisch häufiger jene Personen versammelt sind, die auch „objektiv“ (oder ex post erwiesenermassen) eine schlechtere Chance haben, einen (nicht-) prekären Job zu finden. Das heisst aber nicht, es werde erst jetzt sichtbar – nach Einbezug der „weichen“ Einstellungs- und Befindlichkeitsfaktoren –, dass die Betreuer wirklich so zuteilen, dass die Massnahmen per saldo nützlich sind und nicht auf kontraproduktive Weise eingesetzt werden. Denn die durchschnittliche Erfolgsrate von 45.2% wird ja noch immer nicht erreicht! Die Berater haben zwar ein tendenziell korrektes Ex ante-Wissen, bei welchen ihrer Klienten (bei welchen Eigenschaftsprofilen) eine Massnahme „eigentlich“ besonders gut wirken sollte. Oder noch etwas klarer: Sie wissen, was „schlechte Risiken“ sind. Denn innerhalb der Treatment-Gruppe bewirkt die absichtliche Selektion durch die Berater, dass die Erfolgsrate weiter absinkt (von 39.3% auf 37.2%). Aber sie wissen nicht, ob eine bestimmte Massnahme bei diesen „schlechten Risiken“ per saldo nützt oder schadet. Anders gesagt: Nur unter der Voraussetzung, es wird eine Massnahme verfügt, können die Betreuer korrekt angeben, welche Personen dafür besonders geeignet sind – sofern (!) man annimmt, dass bei Personen, die besonders schlechte Erfolgchancen auf dem ersten Arbeitsmarkt haben, diese Massnahmen im Durchschnitt wirkungsvoller sind als bei jenen Personen, die vergleichsweise bessere Arbeitsmarktchancen aufweisen. Testen lässt sich diese Annahme aber nicht. Letztlich ist das aber auch egal. Wesentlich ist einzig, dass in der selektionskorrigierten Treatment-Gruppe die Erfolgsquote grösser werden sollte als die durchschnittlicher Erfolgsrate im Gesamtsample. Nur dann darf man folgern, eine Massnahmenverfügung sei per saldo nützlich. Doch das ist deutlich nicht der Fall.

Als ergänzende Information zu den möglicherweise selektionsverzerrenden „subjektiven“ Einflussfaktoren, die von aussen in unseren Befragungsdaten sichtbar sind, hier noch eine Übersicht der Zusammenhänge zwischen Erwerbsbiografie (Proxy = „vor 2005 schon mal in der Sozialhilfe gewesen“), subjektiven Erfolgseinschätzungen und aktivierenden Massnahmen:

**Tabelle 97: Korrelationen zwischen Erwerbsbiografie, subjektiver Zukunftseinschätzung und aktivierenden Massnahmen**

	„Vor 2005 schon mal Sozialhilfe bezogen“
Summe nicht-finanzieller aktivierender Massnahmen (ohne externe Integrationsmassnahmen)	12.4%
Mehr als 2 Summe nicht-finanzielle aktivierende Massnahmen erhalten (ohne externe Integrationsmassnahmen)	10.3%
Externe Integrationsmassnahme erhalten	9.2%
Subjektive allgemeine Zukunftsaussichten	2.7%
Subjektive berufliche Zukunftsaussichten	5.9%

Sehr erstaunlich ist, wie gering der Zusammenhang zwischen dem objektiv nachweisbaren Erfolg auf dem Arbeitsmarkt (bzw. der Erwerbsbiografie) und den subjektiven Zukunftsaussichten ist (zwischen rund 3 und 6%). Das würde bedeuten, dass vergangene Erfahrungen des Misserfolgs auf dem Arbeitsmarkt keinen nennenswerten Einfluss ausübten auf die Zukunftseinschätzung! Sofern wir die umso düsteren Zukunftsaussichten als Proxy für die „biografisch prägende Armut“ (bzw. Demotivierung qua Resignation) ansehen wollen, müssten wir rückschliessen, dass diese Prägungen schon vor dem Eintritt ins Erwerbsleben stattgefunden haben, im Weiteren aber auch keinen grossen Einfluss auf dem Arbeitsmarkterfolg zeitigen.

Zum anderen ist erkennbar, dass Massnahmen tendenziell zwar eher den Personen zugeteilt werden, die bereits früher nachweisbar Mühe bzw. Misserfolg auf dem Arbeitsmarkt hatten, doch ist der Zusammenhang recht locker (sich zwischen rund 9 und 12% bewegend). – Nicht mehr aufgelistet sind hier die Werte für die Zusammenhänge zwischen den Massnahmen und den subjektiven Zukunftseinschätzungen. Sie liegen ziemlich genau dazwischen (also zwischen rund 6 und 9%). Das bedeutet, auch die Sozialämter schauen nicht sonderlich genau auf die (De-)Motivationsaspekte ihrer Klienten, unabhängig davon, ob diese sich aus biografischen Prägungen der Armut erklären lassen.

Wie müsste man nun argumentieren, wenn man den Betreuern nicht nur ein korrektes Wissen über die „schlechten Risiken“, sondern auch noch ein korrektes Wissen über die per saldo nützlichen Massnahmen für diese „schlechten Risiken“ attestieren möchte? Tatsache ist, dass der anfängliche massive Erfolgseinbruch, der beim Wechsel von der Non-Treatment- zur Treatment-Gruppe zu registrieren ist („mehr als einer Massnahme verfügt“ Nein → Ja), durch die nachträglichen Selektionskorrekturen nur noch relativ marginal abgemildert wird. Das bedeutet im Rückschluss, sofern man nicht einfach den Betreuern attestieren will, sie handelten fortwährend total kontraproduktiv, dass durch die je beobacht- und messbaren subjektiven Demotivierungsfaktoren erst ein bloss ziemlich geringer Teil der effektiv existierenden diesbezüglichen Faktoren erfasst worden sein kann. Expliziter ausgedrückt: Nach Eliminierung wirklich aller verzerrender Effekte der systematischen Selektion müsste eine Erfolgchance in der Treatment-Gruppe herauskommen, die deutlich höher ist als 45.2% die im Gesamtsample für Gruppendifinition G realisiert wird. Doch nach der empirisch effektiv durchführbaren Selektionskorrektur kommt für die Treatment-Gruppe zwar nicht mehr 35.3% heraus, sondern jetzt immerhin 39.3%, aber leider wird die durchschnittliche Erfolgsrate des Gesamtsamples von 45.2% noch lange nicht erreicht. Dieser Durchschnittswert ist so hoch, weil in der Non-Treatment-Gruppe der Erfolgsanteil bei 60.4% liegt. Wenn also wirklich alle Selektionseffekte durch unsere Variablen bereits weggefiltert wären, müsste man zum Schluss gelangen, dass der negativ wirkende „Lock-in-Effekt“ absolut dominierend ist im Vergleich zu allen übrigen potentiell positiv wirkenden Effekten einer Massnahmenverfügung, und dass daher die Betreuer die Massnahmen nicht nur auf kontraproduktive Weise zuweisen würden (nämlich



wenn sie unabhängig von ihrer Erfolgchancen die „Selbstselektion“ passiv akzeptieren würden, wie oben erklärt), sondern dass diese Massnahmen per se kontraproduktiv wären, also selbst bei optimal wirkender aktiver Zuweisungspraxis per saldo noch immer deutlich negativ wirkten. Der hier offenbar werdende Verdacht, dass wir sehr wahrscheinlich nicht imstande sind, einen bedeutenden Teil der auf die Zielvariable einwirkenden Selektionseffekte zu beobachten, wird bei den Krankenkassenprämienverbilligungen bestätigt (vgl. Kapitel 4.3.4), weil wir dort auch jene Selektionseffekte direkt messen können, die zwischen befragten und antwortenden Personen wirken: Ganz egal, was man antwortet, allein der Umstand, dass man überhaupt antwortet, „übt“ einen sehr deutlich positiven „Einfluss“ auf die Erfolgchance aus, dem Drehtüreffekt entfliehen zu können. – Möchte man zugleich (!) massiv wirkende und von aussen nicht sichtbare und daher nicht messbare Selektionseffekte als ein empirisch reales Phänomen nicht akzeptieren, und beharrt man zudem auf einer „rationalen“ und „informierten“ Handlungsstrategie der Sozialämter (die also nicht einfach aus Unwissenheit oder Machtlosigkeit kontraproduktiv wirkt), verbleibt als einzige alternative Erklärung, dass bei den Betreuern selbst für die Neueintretenden in die Sozialhilfe sehr oft nicht die i.e.S. „aktivierende“ Sozialhilfe, also das Ziel der Verbesserung der Wiedereingliederung in den ersten Arbeitsmarkt, im Vordergrund steht, sondern mit den Massnahmenverfügungen andere (legitime) Ziele verfolgt werden. Zusatzannahme ist dann aber, dass zwischen den Zielen der i.e.S. (also nur arbeitsmarktlich ausgerichteten) „aktivierenden“ Sozialhilfe und jenen anderen Zielen ein deutlicher Zielkonflikt (Trade-off) existieren muss.

Unsere Empfehlungen für die Beratungs- und Zuteilungspraxis der Betreuer im Hinblick auf die i.e.S. „aktivierende“ Sozialhilfe“ (!) können aus der jetzt sichtbar gewordenen Ausgangslage abgeleitet werden: Die Berater führen meistens ein informelles oder implizites „Profiling“ bzw. eine Triagierung ihrer Klienten durch, anhand welcher sie Massnahmen zuteilen gemäss dem Grundsatz ihrer vermuteten (!) maximalen Wirksamkeit. D.h. sie orientieren sich am Prinzip, dass eine zugeteilte Massnahme X bei Klient Y die Wiedereingliederungschance in den ersten Arbeitsmarkt möglichst stark verbessern soll. Wie aus den Ergebnissen zurückzuschliessen ist, nehmen die Berater dabei implizit an, dass bei den (ex ante erkannten) „schlechtesten Risiken“ die Wirksamkeit der Massnahmen maximiert wird. Denn erstens erkennen sie im Durchschnitt diese „schlechten Risiken“ korrekt, und zweitens werden bei diesen „schlechten Risiken“ Massnahmen relativ häufiger verfügt. Es ist aber keineswegs sicher, dass bei den relativ schlechtesten Risiken die je verfügten Massnahmen relativ am stärksten wirken. Es könnte ja sein, dass nicht immer bei den „schlechtesten“, sondern auch mal bei „mittleren“ oder sogar ziemlich „guten Risiken“ die Wirksamkeit einer Massnahmen X maximiert wird. Selbst wenn aber die implizite Annahme der Berater meistens oder sogar immer zutreffen sollte, bedeutet dies *nicht* (!), dass die relativ wirksamste Massnahme bei den schlechten Risiken immer verfügt werden sollte! Denn die relativ wirksamste Massnahme zuzuteilen, ist die optimale Strategie nur unter der Voraussetzung, dass mindestens eine Massnahme verfügen werden „soll“ oder „muss“. (Es handelt sich bei dieser erwarteten durchschnittlichen Wirksamkeit somit um eine *bedingte* Wahrscheinlichkeit.) Häufig aber muss „keine Massnahme“ zu ergreifen besser sein als irgend eine Massnahme zu verfügen, weil sich herausgestellt hat, dass auch nach Selektionskorrektur die Erfolgsrate in der Treatment-Gruppe noch immer schlechter ist als der Durchschnittserfolg im Gesamtsample! Man kann auch formulieren: „Keine Massnahme“ ist häufig die wirksamste Massnahme bzw. Strategie. – Wie bereits erläutert, gilt diese Aussage aber nur unter drei Einschränkungen: (a) Es ist zu unterstellen, dass wirklich fast alle Selektionseffekte haben weggefiltert werden können, d.h. dass fast alle Selektionseffekte in unseren Daten von aussen sichtbar geworden sind. (b) Wir haben anfänglich stillschweigend stets unterstellt, dass insbesondere im Hinblick auf den „Lock-in-Effekt“ sowohl die extern verfügten Integrationsmassnahmen als auch alle übrigen 17 aktivierenden Massnahmen in gleicher Weise wirken. D.h.: Je mehr verfügte Massnahmen, desto (linear) grösser wird die Gefahr eines „Lock-in-Effektes“. Diese (problematische) An-

nahme werden wir im Folgenden aufgeben. (c) „Wirksamkeit“ und „Erfolgsquote“ etc. haben wir immer nur auf unsere spezielle Zielfunktion der arbeitsmarktlich „aktivierenden“ Sozialhilfe betrachtet, d.h. ausschliesslich in Bezug auf die Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt in einer Zeitspanne relativ kurz nach Eintritt in die Sozialhilfe. Weder haben wir die längerfristigen Effekte auf die Wiedereingliederungschancen erfassen können, noch haben wir weiter gesteckte Ziele der Sozialhilfe berücksichtigen können (wie soziale Integration fördern, Menschenwürde erhalten, etc.).

Die informelle Triage­tätigkeit der Berater bleibt für uns in einer „Black box“ verborgen. Wir erkennen nur, was nach der Triage am Ende resultiert. Wir wissen aber nicht, aufgrund welcher Kriterien und welcher dafür verwendeter Klientenindikatoren die Berater zu welchem Zeitpunkt welche Massnahmen zugeteilt haben. Darum können wir auch nicht sagen, falls sich nachträglich herausstellt, dass die „durchschnittliche“ Wirksamkeit einer Massnahme sich selektionsbereinigt als „nicht wirksam“ oder sogar als „kontraproduktiv“ herausgestellt hat, was die Berater künftig in ihrer Beratungs- und Zuweisungspraxis konkret anders machen sollten, um die Wirksamkeit wirklich zu maximieren. Unter dem oben ausführlich diskutierten Vorbehalt, dass nicht noch massive nicht messbare Selektionsverzerrungen existieren, stellt es sich heute so dar, dass (1) „keine Massnahme“ zu verfügen oft die beste Wirkung erzielt und dass (2) die Berater bisher deutlich zu selten „keine Massnahme“ verfügt haben bzw. deutlich zu häufig mehr als eine Massnahme zugeteilt haben. Für die Zukunft ist zu folgern, dass man in die „Black box“ hinein leuchten sollte. Oder weniger bildlich gesprochen: Es sollte ein formalisiertes und nachvollziehbares Triage- bzw. Profilingssystem eingeführt werden, um nachträglich eruieren zu können, anhand welcher konkreten Änderungen der Beratungs- und Zuteilungspraxis die Wirksamkeit verbessert werden kann.

Unter dem Vorbehalt, wir hätten alle wesentlichen Selektionseffekte identifiziert, und insofern die Betreuer in ihrer Zielfunktion überwiegend oder ausschliesslich die i.e.S. bzw. nur arbeitsmarktlich ausgerichtete „aktivierende“ Sozialhilfe im Auge haben, hatte unser vorläufiges Fazit zu den total 18 aktivierenden Massnahmen in der Sozialhilfe gelautet: Auch wenn man der Qualität und Vollständigkeit der effektiv verfügbaren Datenlage nicht 100% Vertrauen entgegen bringen möchte, sollte dennoch gegenüber einer allzu vielfältigen Massnahmenverfügung deutliche Skepsis aufkommen. Höchstens eine einzige Massnahmenverfügung ist im Zweifel wahrscheinlich besser als mehr als eine Massnahmenverfügung.<sup>86</sup> Und weil die erste gezählte Massnahme ziemlich oft eine externe Integrationsmassnahme ist, ist v.a. deren Wirksamkeit und deren dysfunktionale Effekt – eben der „Lock-in-Effekt“ – entscheidend. Für alle weiteren Massnahmen ist dieser Effekt aber aufgrund ihres relativ bescheidenen Zeitumfanges wenig plausibel. Um dieses Rätsel zu lösen, werden sie im Weiteren separat analysiert.

Nach Ausschluss der verfügbaren externen Integrationsmassnahmen könnte die zunehmende Anzahl Massnahmen pro Person noch zwei Umstände reflektieren (in unbekanntem Gewichtungsverhältnis): (a) Entweder zeigt es die ungefähr korrekte Ex ante-Vermutung der Sozialarbeiter an, bei den mit je mehr Massnahmen „behandelten“ Personen handle es sich um desto stärkere „schlechte Risiken“ (Selektionseffekt), wobei sie unterstellen, dass je „nötiger“ eine arbeitsmarktlich aktivierende Hilfe ist, desto wirksamer sollten die getroffenen Massnahmen in der Tendenz sein. Oder sie wissen unabhängig von dieser Unterstellung, welche Massnahmen bei welchen Personen im Durchschnitt besonders wirksam und per saldo nützlich sind. (d.h. ihre Wiedereingliederungschance dank Treatment verbessern). Wie nachfolgend zu sehen sein wird, täuschen sich die Betreuer im konkret untersuchten Fall allerdings über die

---

<sup>86</sup> Gleichwohl wird es immer wieder Einzelfälle geben, für die eine sinnvolle Massnahmenkombination klar angezeigt ist.

Qualität ihres Ex-ante-Wissens. Entweder erkennen sie die „schlechten Risiken“ nicht korrekt, oder sie überschätzen systematisch die effektive Wirksamkeit der für sie verfügbaren Massnahmen, oder sie überschätzen ganz generell die maximale Wirksamkeit der Massnahmen (d.h. auch dann, wenn die Betreuer annehmen, die Wirkungsmaximierung sei nicht unbedingt bei den „schlechten Risiken“ konzentriert). (b) Es könnte ausserdem sein, dass sich die Sozialarbeiter im Durchschnitt keine falschen Hoffnungen (mehr) machen auch hinsichtlich der Wirksamkeit der verfügbaren Massnahmen. Wenn sie die Massnahmen bei „schlechten Risiken“ trotzdem anordnen oder empfehlen, könnte dies den Umstand indizieren, dass man bei einem bestimmten Personenkreis hilf- und ratlos (geworden) ist und gewisse Aktivitäten bloss verfügt, um den dominanten „Hysterese“-Effekt nicht allzu offensichtlich werden zu lassen. Die verfügbaren Massnahmen wären dann zwar sinnlos unter dem Vorzeichen der i.e.S. „aktivierenden“ Sozialhilfe, d.h. in Bezug auf die angestrebte Verbesserung der Wiedereingliederungschancen in den ersten Arbeitsmarkt<sup>87</sup>, aber sie müssen deshalb nicht per se „sinnlos“ sein. Denn sofern „Beschäftigungstherapien“ einen „psychohygienisch“ positiven Einfluss zu entfalten vermögen, sind sie innerhalb der Sozialhilfe gewiss (auch in nicht zynischer Weise) zu rechtfertigen. Nur müsste dieses Ziel auch offen deklariert werden.

Damit haben wir bereits gesagt, was bei der empirischen Untersuchung heraus gekommen ist: Auch bei den nicht-finanziellen „aktivierenden“ (unterstützenden, beratenden, kontrollierenden) Massnahmen der Sozialämter resultieren leider wieder klar negative Erfolgsraten. Weil aber der „Lock-in“- oder „Einschliesseffekt“ hier als wenig glaubwürdige Erklärung erscheint, ist es viel nahe liegender, ein bislang noch nicht entdeckter bzw. ein prinzipiell von aussen nicht messbarer Selektionseffekt sei die Ursache dafür, dass es zu einer „umgekehrten Kausalität“ kommt. D.h.: Nicht immer mehr pro Person verfügbare Massnahmen führen zu einem immer stärker wirkenden Einschliesseffekt, sondern (erkannte) umso schlechtere Risiken führen zu immer mehr Massnahmen. Selektionseffekte zwischen Treatment- und Non-Treatment-Gruppe können dann zu negativen Scheinwirkungen von Massnahmen führen, wenn die dadurch induzierten, aber noch unentdeckten bzw. nicht messbaren Heterogenitäten in den durchschnittlichen Eigenschaftsprofilen der beiden Gruppen einen Effekt auf die Wirksamkeit der je verfügbaren Massnahmen haben. Aber: Was von aussen erkenn- und messbar ist, deutet darauf hin, dass nicht allein Selektivitäten für einen bloss scheinbar „existierenden“ Einschliesseffekt verantwortlich sein können (dass also ein reiner statistischer Artefakt vorliegt). Denn für die wichtigsten Selektivitäten haben wir ja durch „Resampling“ und „Propensity score“ kontrolliert. Das heisst, zumindest ein Teil des gemessenen Einschliesseffektes muss wirklich so heissen und ist in Wahrheit nicht bloss der unbeobachteten Selektivität geschuldet. Nur wie gross genau der echte (nicht der gemessene) Einschliesseffekt ist, lässt sich aufgrund des genauen Ausmasses der unbeobachteten Heterogenität nicht exakt angeben. – Nur wenn akzeptiert wird, dass auch bei den Neuzugängern zur Sozialhilfe die i.e.S. „aktivierende“ Sozialhilfe von untergeordneter Bedeutung ist, dass also viele andere (legitime) Ziele in der alltäglichen Praxis der Betreuer auch wichtig oder sogar wichtiger sind, und dass schliesslich ein massiver Zielkonflikt zwischen diesen anderen Zielen und jenen der arbeitsmarktlichen „Aktivierung“ existieren, darf man in Erwägung ziehen, der kontraproduktive Einschliesseffekt spiele überhaupt keine Rolle. Doch das bleibt für die vorliegende Studie eine unbeweisbare Behauptung. Das hat nicht nur mit der möglichen unbeobachtbaren Heterogenität unter den Sozialhilfeempfängern als Quelle versteckter Selektionseffekte zu tun, sondern auch damit, dass wir die komplexe Zielfunktion der Betreuer nicht kennen (die sich

---

<sup>87</sup> Es ist hier vielleicht nochmals speziell darauf hinzuweisen, dass wir nur „Neuzugänger“ zur Sozialhilfe betrachtet haben und den oft sehr grossen „Altbestand“ unberücksichtigt gelassen haben. Das Dilemma, dass „aktivierende“ Sozialhilfe für einen bestimmten Kreis von Sozialhilfeempfängern eine Alibiübung bleiben muss, haben wir damit (stark) unterschätzt. Wir haben es gleichwohl in voller Absicht getan, um die möglichen Kausalitäten bei Massnahmenverfügungen besser identifizieren zu können.

nicht auf simple „aktivierende“ Sozialhilfe i.e.S. reduzieren lässt), und schliesslich auch damit, welchen Interpretationsspielraum die Betreuer in der alltäglichen Vollzugspraxis der offiziellen Weisungen und gesetzlichen Vorgaben effektiv haben.

Beschränken wir uns für den Moment auf die „aktivierende“ Sozialhilfe i.e.S. D.h., wir tun so, also ob die Verbesserung der Wiedereingliederungschancen das einzige Ziel der Betreuer sei. Dann spricht für die Vermutung, dass der echte „Lock-in-Effekt“ sehr klein sein muss und der Scheineffekt aus Selektion sehr gross. Denn sehr viele „aktivierende“ Massnahmen i.e.S. der Sozialämter beanspruchen nicht sehr viel Zeit, so dass „Lock-in“ prima vista unplausibel erscheint. „Viele Massnahmen verfügen“ kann dann noch immer in einem kausalen Sinn als „schädlich“ interpretiert werden, wenn auch in eine ganz andere Weise: Indem die steigende Anzahl Massnahmen (cet. par.) als valide Proxy angesehen wird für eine – unfreiwillig oder unbeabsichtigt sich einstellende – „Kultur“ der Überbetreuung, der Ermunterung zur Unselbständigkeit, letztlich der Entmündigung, obwohl die Absicht im Vorherein nur war, gewissen Leuten verstärkt beizustehen und sie zu unterstützen. Das heisst, es ist zu einer ex ante unerkannten Zielverfehlung gekommen: Im Sozialamt glaubte man, eine „aktivierende“ Sozialhilfe i.e.S. zu bieten, in Wirklichkeit ist aber eine überkommene „betreuerische“ Sozialhilfe resultiert.

Die letzte Erklärung wäre zwar möglich, plausibler erscheint aber eine nicht-kausale Erklärung der versteckten Selektion: Steigende Massnahmenverfügungen kann hier auch noch als eine Proxy entziffert werden für das Ausmass der Ratlosigkeit oder Machtlosigkeit der Sozialhilfestelle gegenüber individuell fix zurechenbaren „schlechten Risiken“, weil ja empirisch sehr ähnlich wie bei den verfügbaren externen Integrationsmassnahmen heraus gekommen ist (sogar noch etwas deutlicher), dass in der (beschränkt) selektionskorrigierten Treatment-Gruppe die Erfolgsrate sehr deutlich absinkt.

Andererseits ist zu bedenken, dass wir ja nicht den ganzen, z.T. sehr grossen Altbestand in der Sozialhilfe betrachten, sondern ausschliesslich die relativ dazu kleine Auswahl der „frischen Fälle“, sprich die Neueintretenden in die Sozialhilfe. Wer hier ein „schlechtes Risiko“ oder sogar ein „hoffnungsloser Fall“ ist, kann nicht ohne weiteres sehr schnell auf korrekte Weise identifiziert werden. Und sehr viele „hoffnungslose Fälle“ werden das auch erst im Laufe der Zeit aufgrund des Hysterese-Effekts. Bei ihnen ist es prinzipiell unmöglich, bei Eintritt in die Sozialhilfe ein „Eigenschaftsprofil“ für ein schlechtes Prognoserisiko zu identifizieren. Denn das „schlechte Risiko“ *entsteht* ja erst mit zunehmender Dauer in der Sozialhilfe. Das heisst, die Dauerabhängigkeit der schlechten Risiken impliziert auf der Kehrseite, dass für gewisse Neuzugänger in die Sozialhilfe keine prädeternierten schlechten Prognoserisiken existieren, weil für sie nicht von Beginn weg persönlich fix zurechenbare „schlechte“ Eigenschaftsprofile verantwortlich gemacht werden können. Zusätzlich ist aufgrund des Misserfolgs der verfügbaren Massnahmen im Rückschluss zu folgern, dass bei den bereits seit längerer Zeit in der Sozialhilfe befindlichen Personen ex ante, d.h. bereits zum Zeitpunkt des seinerzeitigen Neuzugang zur Sozialhilfe, nicht gut absehbar gewesen sein kann, welche von ihnen persönlich fix zurechenbare „schlechte Prognoserisiken“ besaßen, und welche Personen seitdem bloss einem negativ wirkenden Hystereseeffekt stetig schlechter werdender Prognoserisiken (bis zum „Point of no return“) ausgesetzt gewesen sind. Nur beim letzteren Personenkreis wäre von Beginn weg eine konsequent „aktivierende“ Sozialhilfe i.e.S. erfolgsversprechend gewesen! Die Zusatzannahme ist dann: Diese an sich sehr wichtige und richtige Einsicht kann aber in der konkreten Umsetzung zu einer falschen Strategie führen. Wenn am Anfang zu viele Aktivitäten gestartet werden, v.a. bei den eigentlich guten Prognoserisiken, die auch ohne „Hilfe“ des Sozialamtes selbständig wieder einen Job gefunden hätten, kann sich die i.e.S. „aktivierende“ Sozialhilfe aufgrund des „Lock-in-Effektes“ kontraproduktiv auswirken, indem die Suchintensität für die (Re-)Integration in den ersten Arbeitsmarkt unabsichtlich und im weite-

ren Verlauf auch unbemerkt deutlich nach unten gefahren wird, und zwar von beiden Seiten, sowohl vom Sozialhilfeempfänger als auch von seinem Betreuer. Ausserdem kann sich die intentierte „Aktivierung“ in der konkreten Umsetzungspraxis im Alltag in eine schleichende „Überberatung“ und „Überbetreuung“ zurückverwandeln, die man eigentlich längst überwunden glaubte, aber aus den Köpfen vielleicht noch nicht ganz verbannt ist. Die „beschützende“ Sozialhilfe und damit die ungewollte „Erziehung zur Unselbständigkeit“ könnte so unbeobachtet wiederbelebt werden. Solche Effekte einer kontraproduktiv wirkenden konkreten Umsetzungspraxis der „offiziellen“ Zielvorgaben müssen aber Mutmassungen bleiben, solange nicht in die Black box der konkreten Alltagspraxis der Sozialbehörden hinein geleuchtet wird.

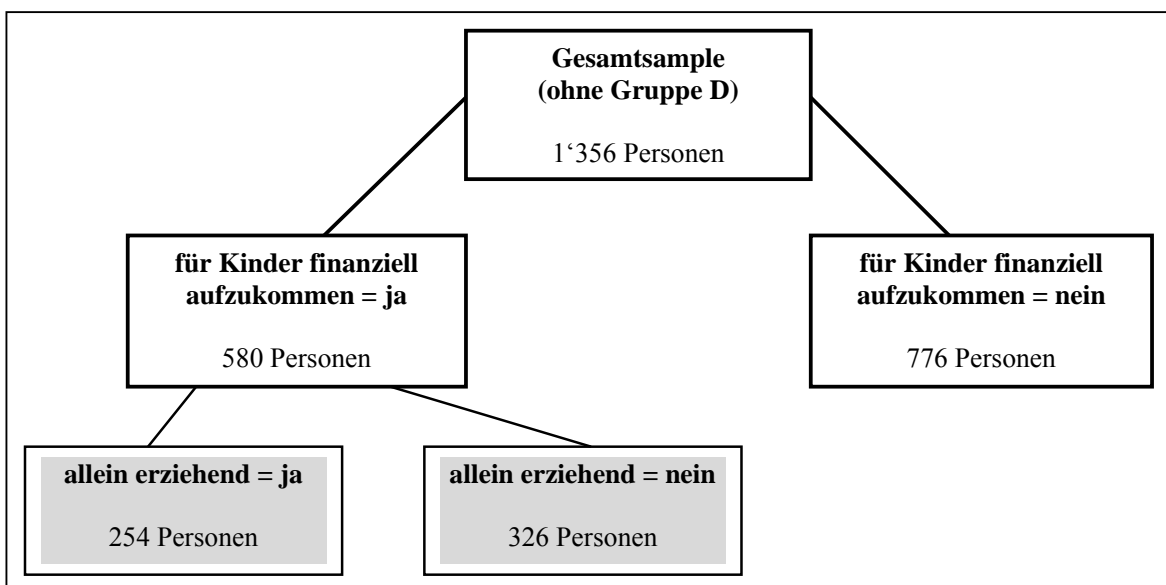
## Anhang 8: Eine Sonderauswertung für die beiden Gruppen der für Kinder finanziell aufzukommenden Personen und der allein erziehenden Personen

Um näher zu untersuchen, welchen spezifischen Problemlagen und Hemmnissen allein erziehende Personen ausgesetzt sind, aus der Sozialhilfe heraus wieder eine dauerhafte, nicht-prekäre Erwerbsarbeit zu bekommen, genügt es nicht, in unsere binomialen logistischen Regressionen die Dummy-Variable „Allein erziehend ja/nein“ einzubeziehen. Wir möchten ja nicht bloss eine Cet.-par.-Aussage dieses exogenen Faktors auf die Wiedereingliederungschance in den ersten Arbeitsmarkt erhalten, sondern wir möchten zusätzlich erfahren, wie die übrigen modellexogenen Einflussfaktoren auf die spezifische Gruppe der allein Erziehenden einwirken. Dadurch wird ein *Vergleich* mit den nicht allein Erziehenden notwendig: Wie unterschiedlich wirken die exogenen Faktoren auf diese beiden Subgruppen?

Um diese Frage zu beantworten, müssen wir keine Selektionsbereinigung zwischen einer Treatment- und einer Non-Treatment-Gruppe durchführen, weil das Faktum des Alleinerziehens ein echter exogener Faktor ist und eben nicht nur ein modellexogener wie die (Nicht-)Massnahmenzuteilung. Es genügt somit für die Teilsamples der allein Erziehenden und der nicht allein Erziehenden je dieselben empirischen Modelle zu schätzen. Wir können zu diesem Zweck auf die binomiale logistische Regression zurückgreifen. Wir verwenden wiederum die Gruppendifinition G für die Bestimmung der Beta-Werte der exogenen Einflussfaktoren auf die (partiell modellbestimmte, endogene) Erfolgsquote. D.h., wir möchten jene Faktoren identifizieren, welche die Indizien beeinflussen, die anzeigen, ob man dem Drehtüreffekt eventuell entfliehen kann oder nicht.

Wir werden im ersten Schritt die finanziell (nicht) für Kinder aufzukommenden Personen anschauen. Im zweiten Schritt betrachten wir innerhalb dieser „Ja“-Gruppe auch noch die (nicht) allein erziehenden Personen. Das Basissample sind wieder sämtliche Befragten nach Ausschluss der Gruppe D (also jener Leute, die sich aus dem Erwerbsleben zurückgezogen haben), insgesamt 1'356 Personen:

**Abbildung 38: Schema der zu vergleichenden Gruppen „(nicht) finanziell für Kinder aufzukommen“ und „(nicht) allein erziehend“**



#### A. Erste Stufe der Sonderauswertung: für Kinder finanziell aufzukommen ja/nein

Bevor wir die Schätzungen durchführen, können wir uns das Bild betrachten der Eigenschaftsprofile der relativen Anteile bzw. der Durchschnittswerte in den beiden Gruppen der finanziell (nicht) für Kinder aufzukommenden Personen (jeweils gemessen an den effektiv antwortenden Personen). Ganz generell kann gesagt werden, dass die Unterschiede jeweils relativ gering sind, was darauf zurück schliessen lässt, dass die Sozialämter bei ihrer Zuweisungspraxis wenig auf die Kategorie „für Kinder finanziell aufzukommen“ ja/nein achten. Das impliziert aber auch, dass sämtliche Erfolgsunterschiede zwischen beiden Gruppen (vgl. nachfolgende Abbildung 39, ganz rechts, hell- und dunkelblau hervorgehobene Erfolgsquoten für Gruppe G und H, vgl. Kapitel 4.2, Seite 75) hauptsächlich nicht auf allfällige Selektionseffekte zwischen den beiden Gruppen zurückzuführen ist, sondern (fast) allein dem Umstand zuzurechnen ist, für Kinder finanziell aufkommen zu müssen oder eben nicht.

Abbildung 39: Eigenschaftsprofile der relativen Anteile in den beiden Gruppen der finanziell (nicht) für Kinder aufzukommenden Personen

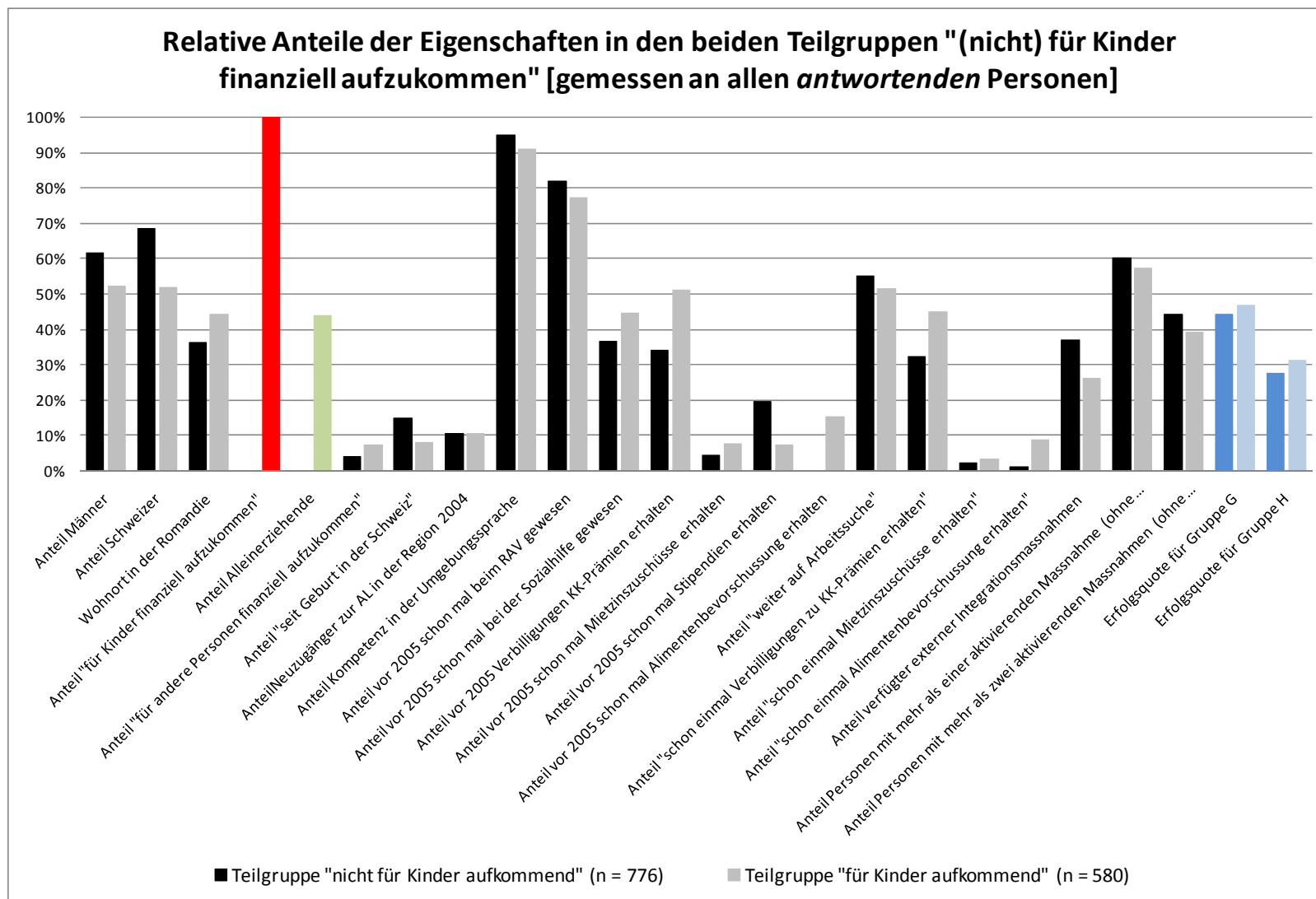
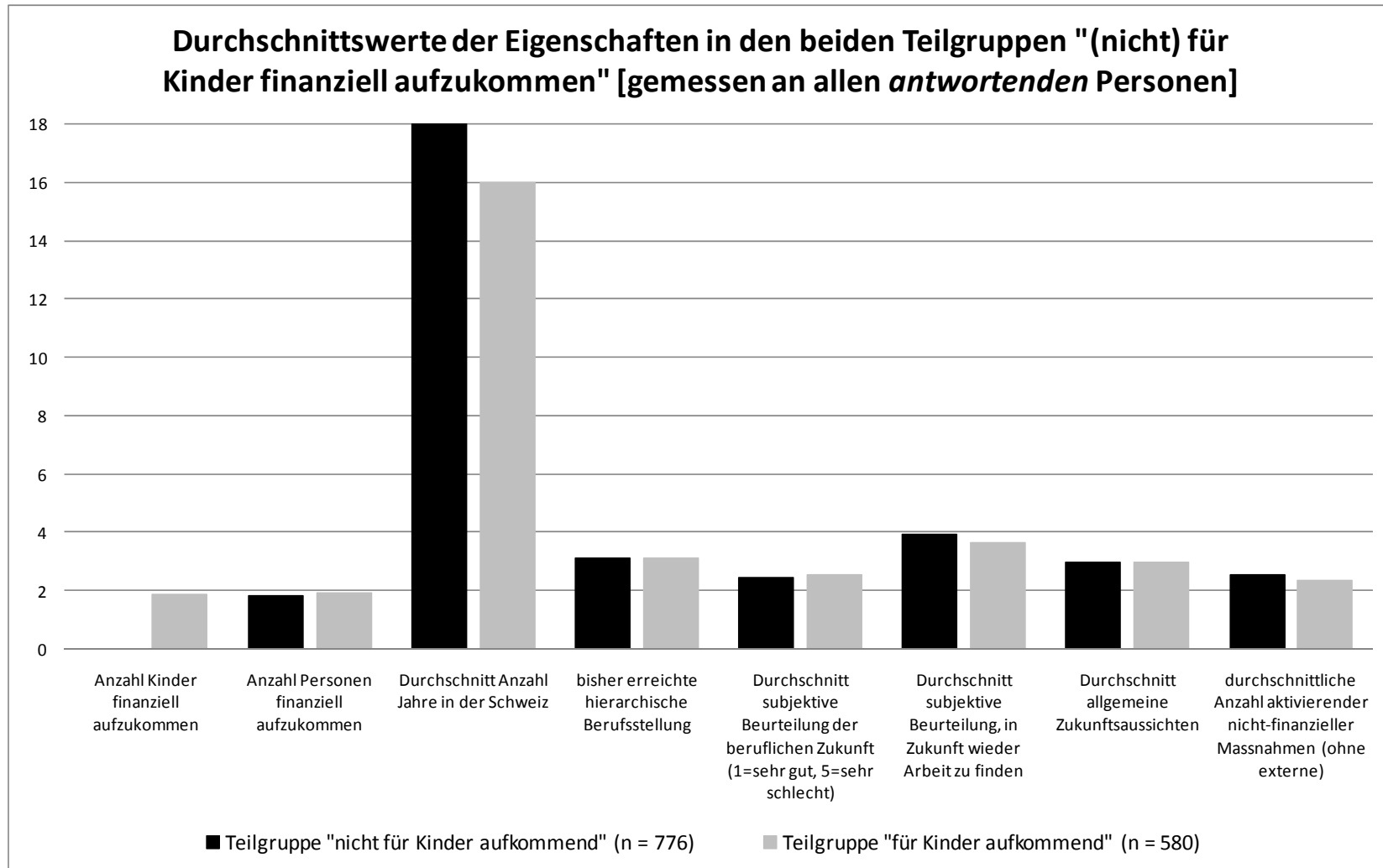




Abbildung 40: Eigenschaftsprofile der Durchschnittswerte in den Gruppen der finanziell (nicht) für Kinder aufzukommenden Personen



Nun zu den Schätzungen: Zunächst berechnen wir ein Modell mit dem Gesamtsample, um die Referenz-Einflussgrößen zu erhalten. Wird die „an sich“ interessante Variable „subjektive Einschätzung der beruflichen Zukunft“ integriert, verlieren wir beinahe 50% der Beobachtungsfälle, so dass potentielle Selektionsverzerrungen aus dem „Missing datas“-Dilemma eine bedeutende Größenordnung annehmen könnten. Gleichwohl können wir hier quasi „informell“ berichten, dass die entsprechende Schätzung einen plausiblen mittelstark negativen und hoch signifikanten Einfluss von  $B_i = -0.32$  ergeben hat. (Weil die Codierung von 1 = „ausgezeichnet“ ansteigend bis 5 = „sehr schlecht“ ist, bedeutet das negative Vorzeichen einen direkten Einfluss: Je besser [schlechter] die beruflichen Zukunftsaussichten, desto besser [schlechter] auch die Erfolgsquote für die Gruppendefinition G.)

Die Referenzschätzung umfasst jetzt sehr gut akzeptable 93.4% aller Beobachtungsfälle. Beim „Ja“-Subsample ist der Response-Anteil etwas grösser als 94%, beim „Nein“-Subsample liegt er leicht unter 93%. Daraus sollten also keine neuen Verzerrungsquellen entstehen. Die Ergebnisse sehen folgendermassen aus (wobei bloss der letzte Iterationsschritt 7 relevant ist):

**Tabelle 98: Referenzschätzung zur Sonderauswertung „für Kinder aufkommend“**

Variables in the Equation		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 <sup>a</sup>	A25	-.762	.124	37.444	1	.000	.467
	Constant	.065	.068	.907	1	.341	1.067
Step 2 <sup>b</sup>	Alter2005	-.025	.005	25.072	1	.000	.975
	A25	-.718	.126	32.576	1	.000	.488
	Constant	.986	.197	25.173	1	.000	2.681
Step 3 <sup>c</sup>	Alter2005	-.028	.005	29.625	1	.000	.972
	A25	-.573	.129	19.605	1	.000	.564
	a2_XXMehrAlsZwei	-.655	.122	28.908	1	.000	.519
	Constant	1.312	.209	39.268	1	.000	3.712
Step 4 <sup>d</sup>	Alter2005	-.031	.005	35.681	1	.000	.969
	Berufsstellung	-.331	.078	18.083	1	.000	.718
	A25	-.581	.130	19.844	1	.000	.559
	a2_XXMehrAlsZwei	-.624	.123	25.814	1	.000	.536
	Constant	2.454	.344	50.853	1	.000	11.638
Step 5 <sup>e</sup>	Alter2005	-.031	.005	34.574	1	.000	.970
	Romandie	-.466	.122	14.650	1	.000	.628
	Berufsstellung	-.325	.078	17.168	1	.000	.723
	A25	-.604	.131	21.121	1	.000	.547
	a2_XXMehrAlsZwei	-.630	.124	26.000	1	.000	.532
	Constant	2.614	.349	55.953	1	.000	13.656
Step 6 <sup>f</sup>	Alter2005	-.030	.005	32.315	1	.000	.970

	Romandie	-.499	.123	16.474	1	.000	.607
	KompUmgangsspr	.515	.244	4.469	1	.035	1.674
	Berufsstellung	-.320	.078	16.724	1	.000	.726
	A25	-.606	.132	21.230	1	.000	.545
	a2_XXMehrAlsZwei	-.643	.124	26.857	1	.000	.526
	Constant	2.104	.423	24.758	1	.000	8.199
Step 7 <sup>a</sup>	Alter2005	-.030	.005	32.042	1	.000	.971
	Romandie	-.498	.123	16.321	1	.000	.608
	KompUmgangsspr	.525	.244	4.618	1	.032	1.690
	Berufsstellung	-.322	.078	16.898	1	.000	.725
	A25	-.590	.132	19.930	1	.000	.555
	a2_XXMehrAlsZwei	-.624	.125	25.123	1	.000	.536
	a27	-.243	.122	3.975	1	.046	.784
	Constant	2.179	.425	26.273	1	.000	8.837

a. Variable(s) entered on step 1: A25.  
b. Variable(s) entered on step 2: Alter2005.  
c. Variable(s) entered on step 3: a2\_XXMehrAlsZwei.  
d. Variable(s) entered on step 4: Berufsstellung.  
e. Variable(s) entered on step 5: Romandie.  
f. Variable(s) entered on step 6: KompUmgangsspr.  
g. Variable(s) entered on step 7: a27.

Codierung: A25 = “externe Integrationsmassnahmen”, a27 = vor 2005 schon einmal Sozialhilfe bezogen, a2\_XXMehrAlsZwei = mehr als zwei aktivierende nicht-finanzielle Massnahmen verfügt erhalten

Zur ergänzenden Information seien noch die aus der Schätzung herausgefallenen nicht signifikanten Einflussfaktoren genannt: Geschlecht, Nationalität, Neuzugangsquote von arbeitslosen Personen 2004 in der entsprechenden RAV-Region.

Kommen wir nun zur analogen Schätzung mit dem Subsample „für Kinder aufkommend“ = nein:

**Tabelle 99: Sonderauswertung für das Subsample „für Kinder aufkommend“ = nein**

Variables in the Equation		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 <sup>a</sup>	Alter2005	-.036	.006	36.734	1	.000	.965
	Constant	1.112	.229	23.601	1	.000	3.041
Step 2 <sup>b</sup>	Alter2005	-.038	.006	39.536	1	.000	.963
	a2_XXMehrAlsZwei	-.679	.158	18.513	1	.000	.507

	Constant	1.478	.249	35.158	1	.000	4.382
Step 3 <sup>c</sup>	Alter2005	-.039	.006	40.843	1	.000	.962
	Romandie	-.503	.164	9.431	1	.002	.605
	a2_XXMehrAlsZwei	-.687	.159	18.695	1	.000	.503
	Constant	1.698	.263	41.769	1	.000	5.463
Step 4 <sup>d</sup>	Alter2005	-.037	.006	36.406	1	.000	.964
	Romandie	-.542	.165	10.744	1	.001	.581
	A25	-.508	.170	8.902	1	.003	.602
	a2_XXMehrAlsZwei	-.566	.164	11.878	1	.001	.568
	Constant	1.773	.266	44.400	1	.000	5.891
Step 5 <sup>e</sup>	S2	.421	.174	5.876	1	.015	1.524
	Alter2005	-.038	.006	37.781	1	.000	.963
	Romandie	-.500	.167	8.967	1	.003	.607
	A25	-.519	.171	9.209	1	.002	.595
	a2_XXMehrAlsZwei	-.554	.165	11.296	1	.001	.575
	Constant	1.498	.288	27.052	1	.000	4.474
a. Variable(s) entered on step 1: Alter2005.							
b. Variable(s) entered on step 2: a2_XXMehrAlsZwei.							
c. Variable(s) entered on step 3: Romandie.							
d. Variable(s) entered on step 4: A25.							
e. Variable(s) entered on step 5: S2.							

Zusätzliche Codierung (neu signifikant) S2 = Nationalität (0 = Ausländer, 1 = Schweizer)

Wiederum ist nur der letzte Iterationsschritt 5 von Interesse. Als nicht signifikant herausgefallen sind jetzt deutlich mehr exogene Einflussvariablen: Geschlecht, Neuzugangsquote von arbeitslosen Personen 2004 in der entsprechenden RAV-Region, bisher erreichte hierarchische berufliche Stellung, Kompetenz in der Umgebungssprache, vor 2005 schon einmal Sozialhilfe bezogen

Zum Schluss noch die separate Schätzung mit dem Teilsample „für Kinder aufkommend“ = ja:

**Tabelle 100: Sonderauswertung für das Subsample „für Kinder aufkommend“ = ja**

Variables in the Equation							
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 <sup>a</sup>	Berufsstellung	-.678	.149	20.578	1	.000	.508
	Constant	1.951	.460	17.967	1	.000	7.034
Step 2 <sup>b</sup>	Berufsstellung	-.696	.152	20.921	1	.000	.499
	A25	-.916	.209	19.220	1	.000	.400
	Constant	2.239	.474	22.343	1	.000	9.388
Step 3 <sup>c</sup>	Berufsstellung	-.643	.154	17.516	1	.000	.526
	A25	-.811	.213	14.524	1	.000	.445
	a2_XXMehrAlsZwei	-.652	.189	11.891	1	.001	.521
	Constant	2.301	.478	23.180	1	.000	9.984
Step 4 <sup>d</sup>	AnteilNeuzugangRegion_04	-64.087	22.451	8.149	1	.004	.000
	Berufsstellung	-.621	.156	15.943	1	.000	.537
	A25	-.828	.215	14.876	1	.000	.437
	a2_XXMehrAlsZwei	-.648	.191	11.555	1	.001	.523
	Constant	8.982	2.401	14.001	1	.000	7961.951

a. Variable(s) entered on step 1: Berufsstellung.  
 b. Variable(s) entered on step 2: A25.  
 c. Variable(s) entered on step 3: a2\_XXMehrAlsZwei.  
 d. Variable(s) entered on step 4: AnteilNeuzugangRegion\_04.

Als nicht mehr signifikant aus der Schätzung ausgeschlossen sind jetzt: Geschlecht, Nationalität, Kompetenz in der Umgebungssprache, vor 2005 schon einmal Sozialhilfe bezogen, Wohnort Romandie, Alter

Eine früher bereits erwähnte typische Instabilität aufgrund von Multikollinearität ist auch hier zu sehen: Während jetzt plötzlich die Neuzugangsquote von arbeitslosen Personen 2004 in der entsprechenden RAV-Region in die Schätzung Eingang findet, fällt die damit „sehr nahe verwandte“ Variable „Wohnort in der Romandie“ heraus.

Zur besseren Übersicht machen wir noch eine Zusammenstellung der Resultate:

**Tabelle 101: Übersicht Sonderauswertung „(nicht) für Kinder aufkommend“**

	<b>Gesamtsample (Referenz für Beta-Werte)</b>	<b>Subsample „NICHT für Kinder aufkommend“</b>	<b>Subsample „für Kinder aufkommend“</b>
Alter im Jahr 2005	-.030**	-.038**	ns
Wohnort in der Romandie	-.498**	-.500**	ns
Kompetenz in der Umgebungssprache	.525*	ns	ns
Bisher erreichte hierarchische Berufsstellung	-.322**	ns	-.621**
Externe Integrationsmassnahme	-.590**	-.519**	-.828**
Mehr als zwei aktivierende nicht-finanzielle Massnahmen	-.624**	-.554**	-.648**
Früher schon mal Sozialhilfe bezogen	-.243*	ns	ns
Geschlecht (männlich = 1, weiblich = 0)	ns	ns	ns
Nationalität (CH = 1, Ausländer = 0)	ns	.421*	ns
Neuzugangsquote der Arbeitslosen 2004 in der RAV-Region	ns	ns	-64.087**

ns = nicht signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit > 5%)

\* = signifikant (1% < Irrtumswahrscheinlichkeit < 5%)

\*\* = hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit < 1%)

Lesebeispiel: Pro zusätzliches Altersjahr sinkt die Wiedereingliederungschance in den Arbeitsmarkt um 3% im Gesamtsample und um 3.8% im Subsample der Personen, die *nicht* für Kinder finanziell aufkommen müssen. Im anderen Subsample der für Kinder finanziell aufzukommenden Personen hat zunehmendes Alter keinen nachweisbaren Einfluss.

ACHTUNG: Weil die Variable zur bisher erreichten Berufsstellung *invers codiert* ist (kleinster Wert 1 = höchste Stellung; grösster Wert 6 = tiefste Stellung), bedeutet ein negativer Beta-Wert eine direkte Einflussrichtung: Je höher (tiefer) die bisher erreichte berufliche Stellung, desto besser (schlechter) die Reintegrationschancen.

Hier treten noch einige interessante neue Einflüsse zu Tage: Der negative Einfluss des Alters auf die Wiedereingliederungschance in den ersten Arbeitsmarkt ist nur für die Personen von Bedeutung, die keine finanzielle Belastungen und Pflichten aus der Kindererziehung haben. Der Wohnort in der Romandie bzw. die Neuzugangsquote zur Arbeitslosigkeit (Kollinearität → hervorgehoben durch **blaue Felder und Buchstaben**) wirkt stets deutlich negativ. Die Kompetenz in der Umgebungssprache zeigt je separat innerhalb der beiden Gruppen keine nennenswerten Varianz und vermag deshalb je separat auch keinen Erklärungsbeitrag zu leisten. Nur im Gesamtsample existiert ein klar positiver Zusammenhang. Mit negativen Vorzeichen gilt dasselbe für den Umstand, ob man früher bereits Sozialhilfe bezogen hatte. Die bisher

erreichte hierarchische Berufsstellung schlägt positiv<sup>88</sup> zu Buche ausschliesslich aufgrund der Wirkung innerhalb des Kreises von Personen, die Kindererziehungspflichten zu erfüllen haben. Externe Integrationsmassnahmen und aktivierende nicht-finanzielle Massnahmen haben ungeschieden einen klar negativen Einfluss. Doch einen besonders stark negativen Einfluss verzeichnen sie in der Gruppe jener Personen, die für Kinder aufkommen müssen.<sup>89</sup> Ausländer haben nur dann schlechtere (Re-)Integrationschancen auf dem ersten Arbeitsmarkt als Schweizer, wenn sie zugleich nicht für Kinder sorgen müssen.

#### B. Zweite Stufe der Sonderauswertung: allein erziehend ja/nein

Zunächst soll wieder eine deskriptive Auswertung einen ersten Eindruck über die unterschiedlichen Eigenschaftsprofile in den beiden Teilgruppen vermitteln:

---

<sup>88</sup> Das negative Vorzeichen von Beta zeigt aufgrund der inversen Codierung einen *direkten* Einfluss an: Je höher [tiefer] die bisher erreichte hierarchische Berufsstellung, desto besser [schlechter] die (Re-) Integrationschancen in den ersten Arbeitsmarkt.

<sup>89</sup> Die Aussagen zu diesen beiden Massnahmenarten stehen unter dem Vorbehalt der Selektionsverzerrung bzw. des Endogenitätsproblems.

Abbildung 41: Eigenschaftsprofile der relativen Anteile in den beiden Gruppen der (nicht) allein erziehenden Personen

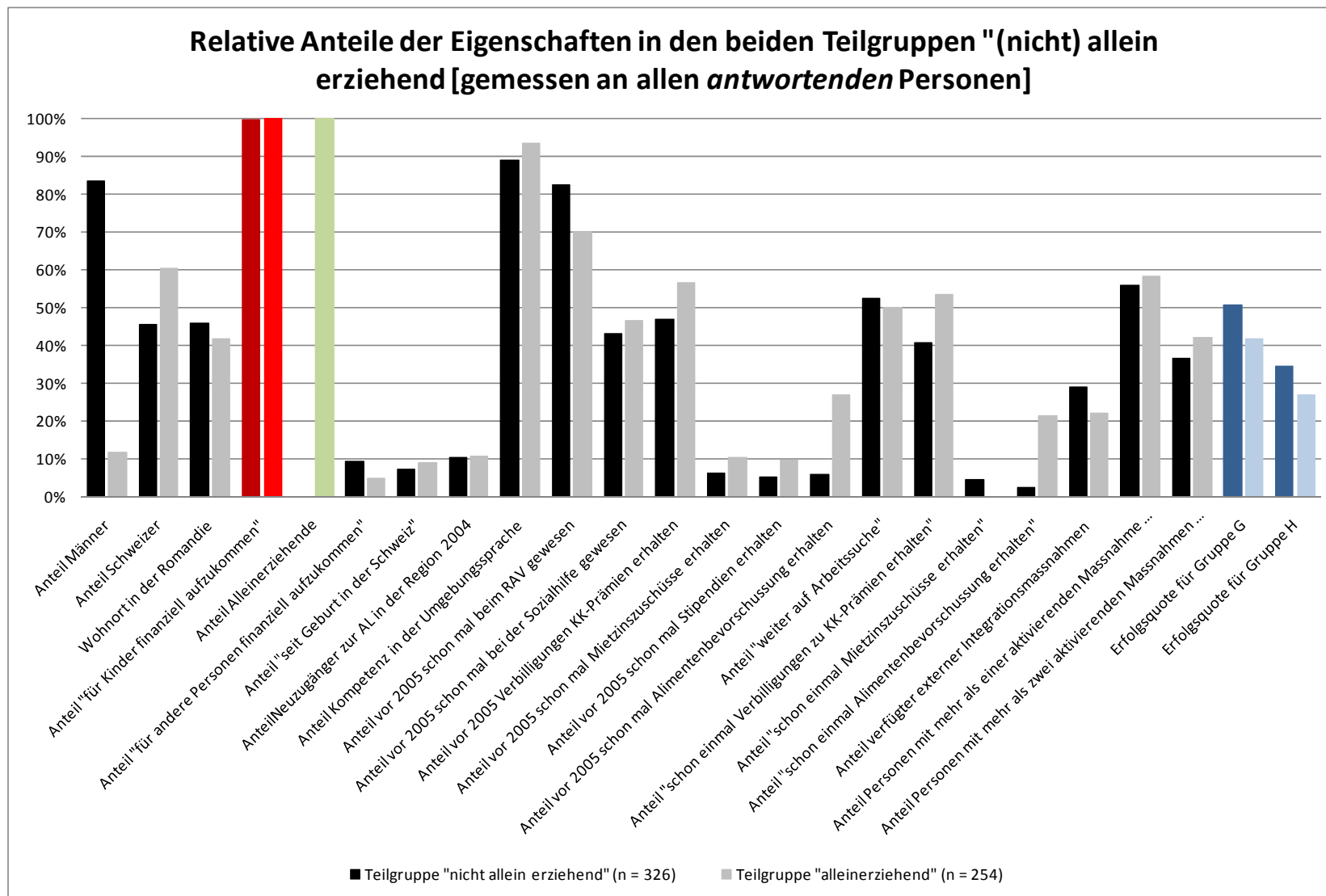
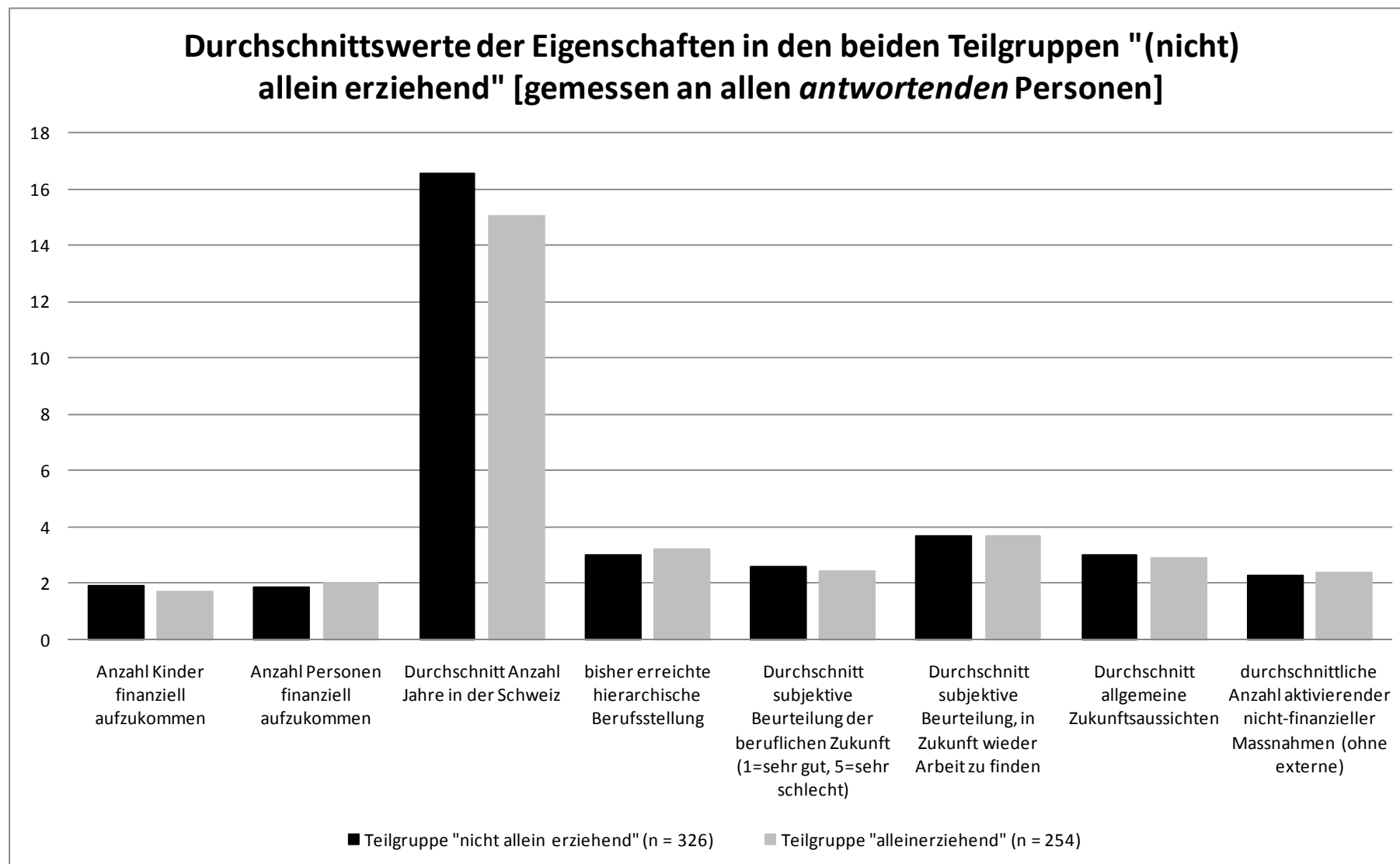




Abbildung 42: Eigenschaftsprofile der Durchschnittswerte in den beiden Gruppen der (nicht) allein Erziehenden Personen



Wir gehen wieder genau gleich vor und zeigen zuerst wieder die Referenzschätzung mit allen allein erziehenden Personen (n = 580). Wir wechseln jetzt einmal von SPSS 17 zu E-Views 6, um etwas „bündigere“ Outputs zu erhalten. Bei einer Response-Summe über alle Variablen gesehen von 526 Personen ist der Response-Anteil 90.7%, was gut akzeptabel ist, um keine grösseren Selektionsprobleme befürchten zu müssen. Ausserdem ist aus Kollinearitätsgründen die „Romandie“-Variable ausgeschlossen und dafür die „Neuzugängerquote in der betreffenden RAV-Region“ in der Schätzung belassen worden.

**Tabelle 102: Referenzschätzung zur Sonderauswertung „allein erziehend“**

Dependent Variable: BINLOGG				
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)				
Sample: 1 581				
Included observations: 526				
Convergence achieved after 8 iterations				
Covariance matrix computed using second derivatives				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ALTER2005	-0.499939	0.327321	-1.527363	0.1267
KOMPUMGANGSSPR	0.122761	0.053451	2.296726	0.0216
S10	-0.585632	0.157732	-3.712832	0.0002
A25	-0.169908	0.051265	-3.314315	0.0009
A2QXXMEHRALSZWEI	-0.567891	0.307150	-1.848908	0.0645
A27	-0.083248	0.195545	-0.425721	0.6703
S1	-0.039365	0.200195	-0.196636	0.8441
S2	0.019451	0.010923	1.780774	0.0749
ANNEUZREG04	1.805758	2.456641	0.735052	0.4623
C	-37.35500	21.54042	-1.734181	0.0829
McFadden R-squared	0.107583	Mean dependent var		0.460076
S.D. dependent var	0.498878	S.E. of regression		0.469261
Akaike info criterion	1.269480	Sum squared resid		113.6265
Schwarz criterion	1.350569	Log likelihood		-323.8731
Hannan-Quinn criter.	1.301230	Restr. log likelihood		-362.9168
LR statistic	78.08739	Avg. log likelihood		-0.615728
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	284	Total obs		526
Obs with Dep=1	242			

**Tabelle 103: Sonderauswertung für das Subsample „allein erziehend“ = nein**

Dependent Variable: BINLOGG				
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)				
Sample: 1 327				
Included observations: 300				
Convergence achieved after 8 iterations				
Covariance matrix computed using second derivatives				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ALTER2005	-0.743430	0.427163	-1.740389	0.0818
KOMPUMGANGSSPR	0.161391	0.067836	2.379121	0.0174
BERUFSSTELLUNG	0.148493	0.342261	0.433860	0.6644
A25	-0.116620	0.064960	-1.795262	0.0726
A2QXXMEHRALSZWEI	-1.039872	0.408575	-2.545120	0.0109
A27	-0.423801	0.265999	-1.593243	0.1111
S1	0.144539	0.265338	0.544735	0.5859
S2	0.041829	0.014749	2.835992	0.0046
ANNEUZREG04	1.002652	3.280215	0.305667	0.7599
C	-82.67535	29.12213	-2.838919	0.0045
McFadden R-squared	0.124422	Mean dependent var		0.493333
S.D. dependent var	0.500791	S.E. of regression		0.467060
Akaike info criterion	1.280320	Sum squared resid		63.26195
Schwarz criterion	1.403779	Log likelihood		-182.0480
Hannan-Quinn criter.	1.329729	Restr. log likelihood		-207.9175
LR statistic	51.73897	Avg. log likelihood		-0.606827
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	152	Total obs		300
Obs with Dep=1	148			

**Tabelle 104: Sonderauswertung für das Subsample „allein erziehend“ = ja**

Dependent Variable: BINLOGG				
Method: ML - Binary Logit (Quadratic hill climbing)				
Sample: 1 254				
Included observations: 228				
Convergence achieved after 9 iterations				
Covariance matrix computed using second derivatives				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
ALTER2005	-0.432568	0.536908	-0.805665	0.4204
KOMPUMGANGSSPR	0.087058	0.087500	0.994947	0.3198
S10	-0.584605	0.243329	-2.402529	0.0163
A25	-0.262649	0.086419	-3.039234	0.0024
A27	0.245647	0.302329	0.812517	0.4165
A2QXXMEHRALSZWEI	0.178463	0.486328	0.366960	0.7136
S1	-0.281860	0.326770	-0.862562	0.3884
S2	-0.010096	0.018147	-0.556357	0.5780
ANNEUZREG04	2.010089	3.865732	0.519976	0.6031
C	20.71776	35.92051	0.576767	0.5641
McFadden R-squared	0.113532	Mean dependent var		0.421053
S.D. dependent var	0.494814	S.E. of regression		0.468429
Akaike info criterion	1.294432	Sum squared resid		47.83488
Schwarz criterion	1.444841	Log likelihood		-137.5652
Hannan-Quinn criter.	1.355117	Restr. log likelihood		-155.1835
LR statistic	35.23666	Avg. log likelihood		-0.603356
Prob(LR statistic)	0.000054			
Obs with Dep=0	132	Total obs		228
Obs with Dep=1	96			

**Tabelle 105: Übersicht Sonderauswertung „(nicht) allein erziehend“**

	<b>Gesamtsample (Referenz für Beta-Werte)</b>	<b>Subsample „NICHT allein erziehend“</b>	<b>Subsample „allein erziehend“</b>
Alter im Jahr 2005	ns	-0.743°	ns
Kompetenz in der Umgebungssprache	0.123*	0.161*	ns
Bisher erreichte hierarchische Berufsstellung	-0.586**	ns	-0.585*
Externe Integrationsmassnahme	-0.170**	-0.117°	-0.263**
Mehr als zwei aktivierende nicht-finanzielle Massnahmen	-0.568°	-1.040*	ns
Früher schon mal Sozialhilfe bezogen	ns	ns	ns
Geschlecht (männlich = 1, weiblich = 0)	ns	ns	ns
Nationalität (CH = 1, Ausländer = 0)	0.019°	0.042**	ns
Neuzugangsquote der Arbeitslosen 2004 in der RAV-Region	1.806°	ns	ns

ns = nicht signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit > 10%)

° = schwach signifikant (5% < Irrtumswahrscheinlichkeit < 10%)

\* = signifikant (1% < Irrtumswahrscheinlichkeit < 5%)

\*\* = hoch signifikant (Irrtumswahrscheinlichkeit < 1%)

Für die „Nein“- und „Ja“-Subgruppen haben wir erstmals wieder schwache Signifikanz ausgewiesen, weil diese Subgruppen bereits recht klein geworden sind.

Im Vergleich zur Sonderauswertung „finanziell (nicht) für Kinder aufkommend“ (

Tabelle 101) sind auch für die Untergruppe „(nicht) allein erziehend“ einige ähnliche Muster erkennbar, aber auch einige sehr deutliche Unterschiede:

- Zunehmendes *Alter* ist ein Problem für die Wiedereingliederung, das im Gesamtsample offenbar grösstenteils herrührt von der Teilgruppe, die *nicht* für Kinder finanziell aufzukommen hat. Wenn man jedoch näher zur Teilgruppe der für Kinder aufzukommenden Personen hinschaut, ist erkennbar, dass bei ihnen das Alter gesamthaft zwar keine Rolle spielt, dass trotzdem ein zwar lockerer (schwach signifikanter), aber nachweisbarer negativer Einfluss durch den Umstand ausgeübt wird, in dieser Gruppe *nicht* allein erziehend zu sein. Oder spiegelbildlich ausgedrückt: Nur bei den allein Erziehenden ist der Alterseinfluss ohne Bedeutung.
- Das *Geschlecht* bleibt weiterhin ohne Einfluss. Das heisst, wenn für alle übrigen Faktoren kontrolliert wird, die mit dem Geschlecht typischerweise kovariieren, hat das Geschlecht keinen separaten zusätzlichen Effekt mehr.
- Der *Ausländerstatus* wirkt negativ nur in der Gruppe der *nicht* für Kinder finanziell aufzukommenden Personen. Wenn man dennoch bei der anderen Gruppe der für Kinder aufzukommenden Personen näher hinschaut, erkennt man, dass hier ein zwar sehr schwacher, aber deutlich signifikanter negativer Einfluss existiert, der von der Subgruppe der *nicht* allein erziehenden Personen her stammt. Der Ausländerstatus ist also bei allein Erziehenden hinsichtlich der Reintegrationschancen irrelevant.
- Der *Wohnort in der Romandie* übt einen deutlich negativen Einfluss im Gesamtsample aus, der aus der Gruppe der *nicht* für Kinder finanziell aufzukommenden Personen herrührt. Die damit auf Ebene des Gesamtsamples eng kovariierende Variable der *Neuzugangsquote zur Arbeitslosigkeit* zeigt allerdings eine andere Wirkquelle insofern, als der negative Wirkeffekt aus der Gruppe der für Kinder finanziell aufzukommenden Personen herrührt. Je schlechter und härter die Arbeitsmarktbedingungen sind, desto stärker benachteiligt werden die Personen mit (finanziellen) Erziehungspflichten, z.B. weil ihre grössere familiär bedingte „Inflexibilität“ umso schwerer zu wiegen beginnt. – Betrachtet man nun aber allein die Subgruppe der finanziell für Kinder aufzukommenden Personen, spielt der Umstand der Alleinerziehung keine zusätzliche Rolle mehr. (Dass die Variable für die Personen mit finanziellen Erziehungspflichten jetzt plötzlich ihr Vorzeichen wechselt – wenn auch nur bei schwacher Signifikanz – sollte kausal nicht überinterpretiert werden, etwa in der Richtung, dass jetzt nicht mehr der negative „Inflexibilitäts“-Faktor dominiert, sondern der positive (zwangs-), „motivierende“ Faktor grösserer situativer Armut. Der Grund für die Zurückhaltung ist, dass diesmal die Variable „Wohnort in der Romandie“ ausgeschlossen worden ist und nur deshalb beträchtliche Effekte auf die geschätzten Beta-Werte entstehen können.)
- Die *Kompetenz in der Umgebungssprache* spielt in der Untergruppe der finanziell für Kinder aufzukommenden Personen eine viel schwächere (positive) Rolle als im Gesamtsample. Näher hingesehen stammt dieser schwächere Einfluss von der Subgruppe der *nicht* allein Erziehenden. Man kann spiegelbildlich formulieren, dass die vergleichsweise tendenziell situativ prekärere Armutssituation der allein Erziehenden dafür verantwortlich ist, dass sprachliche Handicaps auf dem Arbeitsmarkt bei ihnen nicht spürbar werden. Der Grund hierfür könnte sein, dass situative Armut einen (zwangs-), „motivierenden“ Einfluss ausübt, d.h. die betroffenen Personen suchen nicht nur aktiver und hartnäckiger nach einer Erwerbsarbeit, sie akzeptieren im Grenzfall auch eher ungünstigere Arbeitsbedingungen und/ oder einen niedrigeren Lohn.

- Für die im Erwerbsleben *bisher erreichte Berufsstellung* wird in beiden Sonderauswertungen ein ähnliches Bild sichtbar. Während im Gesamtsample der (invers codierte) positive Einfluss des früheren Berufserfolgs v.a. von der Eigenschaft her stammt, für Kinder finanziell aufkommen zu müssen, ist es innerhalb dieser Gruppe der Umstand, allein erziehend zu sein, der für den positiven Einfluss verantwortlich ist. Kausal interpretiert wird man wieder zum Schluss gelangen, dass vergangener Berufserfolg nur dann zu auch jetzt besseren Reintegrationschancen führt, wenn er gepaart ist mit tendenziell grösserer situativer Armut und mit der moralisch-emotionalen Verpflichtung, für eigene Kinder sorgen zu müssen.
- Ob man *früher schon einmal Sozialhilfe bezogen* hat, übt zwar im Gesamtsample einen negativen Einfluss aus, aber für die Untergruppen „(nicht) für Kinder finanziell aufzukommen“ und „(nicht) allein erziehend“ spielt dieser Umstand nie eine Rolle.
- Unabhängig davon, ob man für Kinder finanziell aufzukommen hat oder nicht, stets wirken *externe Integrationsmassnahmen* deutlich negativ – allerdings vergleichsweise ausgeprägter in der Gruppe, die für Kinder finanziell aufzukommen haben. Jetzt erkennt man, dass dieser besonders deutlich negative Einfluss aus der Untergruppe der allein Erziehenden Personen kommt. Kausal interpretierend kann man behaupten, die *Zeitressourcen* aus doppelter Verpflichtung – Kindererziehung und Besuch aktivierender Massnahmen – werden jetzt besonders deutlich bindend, so dass spiegelbildlich der Lock-in-Effekt eine besonders starke Wirkung zu entfalten vermag. Der positive (zwangs-), „motivierende“ Effekt vergleichsweise grösserer situativer Armut wird durch diese zeitliche Überforderung aus einer Doppelbelastung völlig dominiert.
- Auch *mehr als zwei erhaltene nicht-finanzielle Massnahmen* wirken besonders negativ bei der Gruppe der finanziell für Kinder aufzukommenden Personen. Doch anders als bei den externen Massnahmen ist es jetzt die Subgruppe der *nicht* allein Erziehenden, die eine besonders stark negative Wirkung verzeichnet. Sie ist ausschliesslich verantwortlich für die registrierte kontraproduktive Wirkung! Es kommt hier der Verdacht auf, dass wir es mit einem nicht-kausalen Effekt zu tun haben. Die Massnahmen werden selektiv jenen Personen umso intensiver verordnet, die es nach Einschätzung der Berater „besonders nötig“ haben (die besonders hilflos und unselbständig, besonders passiv und resigniert sind). Die offiziell geltenden und verpflichtenden „Aktivierungsziele“ können dann aber oftmals zu einem wirkungslosen Aktivismus führen, der bloss die Macht- und Ratlosigkeit der Sozialämter kaschiert. Er könnte bisweilen sogar kontraproduktiv wirken, weil all die „fürsorgischen“ Massnahmen z.T. bloss zur Unselbständigkeit erziehen.





## Literaturverzeichnis

Aeppli D.	Die Ausgesteuerten. Situationsbericht – Dritte Studie, Bern 2000
Aeppli D.	Die Situation der Ausgesteuerten in der Schweiz. Vierte Studie im Auftrag der Arbeitslosenversicherung, SECO, Bern 2006
Aeppli D. / Hoffmann B. / Theiss R.	Ausgesteuerte in der Schweiz, Bern 1998
Aeppli D. / Hotz C. / Hugentobler V. / Theiss R.	Die Situation der Ausgesteuerten, Bern 1996
Aeppli D. / Kälin R. / Ott W. / Peters M.	Wirkungen von Beschäftigungsprogrammen für ausgesteuerte Arbeitslose. Forschungsprojekt des Schweizerischen Nationalfonds im Rahmen des Nationalen Forschungsprogramms 45 „Probleme des Sozialstaats“, Zürich / Chur 2004
Algan Y. / Cahuc P.	Civic Virtue and Labor Market Institutions, in: American Economic Journal: Macroeconomics 2009, 1-1, 111 – 145
AMOS (hg)	Langzeitarbeitslosigkeit. Situation und Massnahmen, Zürich 2007
BFS (hg)	Medienmitteilung vom 14. Mai 2009
BFS (hg)	Erwerbstätigkeit der Personen ab 50 Jahren. Eine Untersuchung zu den Ergebnissen der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung und der Lohnstrukturerhebung, Neuchâtel 2008
BFS (hg)	Sozialhilfe- und Armutsstatistik im Vergleich. Ähnliche Risikogruppen, aber Unterschiede in der zeitlichen Entwicklung, Medienmitteilung vom 7. April 2009
Egger M. / Moser R. / Thom N.	Arbeitsfähigkeit und Integration der älteren Arbeitskräfte in der Schweiz – Studie I, SECO, Bern 2008
Fluder R. / Graf T. / Ruder R. / Salzgeber R.	Quantifizierung der Übergänge zwischen Systemen der Sozialen Sicherheit (IV, ALV und Sozialhilfe), Forschungsbericht Nr. 1/09, Beiträge zur sozialen Sicherheit, Bundesamt für Sozialversicherungen, Bern 2009
Gorz A.	Kritik der ökonomischen Vernunft. Sinnfragen am Ende der Arbeitsgesellschaft, Berlin 1989
Imbens G. W. / Wooldridge J. M.	Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation, in: Journal of Economic Literature, 2009, 47:1, 5 – 86
KOF / ETHZ (hg)	Sommerprognose vom 9. Juni 2009

Lalive d'Epinay R., T. Zehnder, J. Zweimüller	Makroökonomische Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik der Schweiz, Seco Publikation Arbeitsmarktpolitik No. 19, Bern 2006
Leu R. E. / Gerfin M. / Flückiger Y. / Müller T. / Knöpfel C. / Kirchgässner G. / Spermann A.	Erwerbsabhängige Steuergutschriften: Möglichkeiten und Auswirkungen einer Einführung in der Schweiz, EFD / EDI / EVD, Bern 2007
OECD (hg)	Labour Market Policies and the Public Employment Service, Paris 2001
Ramseier E. / Brühwiler C.	Herkunft, Leistung und Bildungschancen im gegliederten Bildungssystem: Vertiefte PISA-Analyse unter Einbezug der kognitiven Grundfähigkeiten, in: Schweizerische Zeitschrift für Bildungswissenschaften 25 (1) 2003. S. 1 – 35
Salzgeber R. / Neukomm S.	Kennzahlenvergleich zur Sozialhilfe in Schweizer Städten, Berichtsjahr 2008, Berner Fachhochschule Soziale Arbeit, 23. Juni 2009
Sassnick Spohn F.	Im Spiegel des Arbeitsmarkts: Armut und Sozialhilfe in Schweizer Städten, Städteinitiative Sozialpolitik (hg), Luzern 2009
Sen A.	Commodities and Capabilities, New Dehli / Oxford 1999
Sen A.	On Economic Inequality, Oxford 1997
Teckenberg G.	Arbeitszufriedenheit und Positionsstruktur, in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Jg. 38, 1986
Wooldridge J. M.	Introductory Econometrics, Mason / Ohio 2003

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Ausschöpfungsquoten der telefonischen Befragung	40
Tabelle 2:	Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Städten	48
Tabelle 3:	Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Geschlecht	49
Tabelle 4:	Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Nationalität	50
Tabelle 5:	Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Altersgruppen	51
Tabelle 6:	Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Ausbildung	52
Tabelle 7:	Verteilung der antwortenden Personen auf die verschiedenen Gruppen nach Besuch von Integrationsmassnahmen	53
Tabelle 8:	Finanzierung des Lebensunterhalts der Personen, die von der Sozialhilfe abgemeldet sind und keine Arbeit haben	58
Tabelle 9:	Beanspruchung von nicht-finanziellen Leistungen, die das Sozialamt selber erbringt	66
Tabelle 10:	Erfolgsraten Treatment / Non-Treatment für alle aktivierenden Massnahmen	79
Tabelle 11:	Selektionskorrektur Treatment / Non-Treatment nur externe Integrationsmassnahmen	81
Tabelle 12:	Erfolgsraten Treatment / Non-Treatment nur externe Integrationsmassnahmen	81
Tabelle 13:	Korrelationsmatrix zwischen externen Integrationsmassnahmen (A25) und den übrigen aktivierenden nicht-finanziellen Massnahmen	85
Tabelle 14:	Selektionskorrektur Treatment / Non-Treatment nur für aktivierende nicht-finanzielle Massnahmen ohne externe Integrationsmassnahmen	85
Tabelle 15:	Erfolgsraten Treatment / Non-Treatment nur für aktivierende nicht-finanzielle Massnahmen ohne externe Integrationsmassnahmen	86
Tabelle 16:	Erfolgsraten Treatment / Non-Treatment Verbilligung von Krankenkassenprämien	88
Tabelle 17:	Selektionskorrektur Treatment / Non-Treatment Verbilligung von Krankenkassenprämien	88
Tabelle 18:	Die antwortenden Personen nach Geschlecht	123
Tabelle 19:	Die antwortenden Personen nach Nationalität	124
Tabelle 20:	Die antwortenden Personen nach Altersgruppen	125
Tabelle 21:	Die antwortenden Personen nach abgeschlossener Ausbildung	126
Tabelle 22:	Reicht der Verdienst zum Leben aus? (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)	127
Tabelle 23:	Ausbezahltes persönliches Erwerbseinkommen (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)	128
Tabelle 24:	Warum entspricht die jetzige Arbeit nicht den Vorstellungen und Wünschen?	129
Tabelle 25:	Wird weiterhin nach einer neuen Arbeit gesucht?	130
Tabelle 26:	Warum wird nicht weiter nach einer neuen Arbeit gesucht?	131
Tabelle 27:	Staatliche Zuschüsse vor dem Jahre 2005	132
Tabelle 28:	Staatliche Zuschüsse nach der Abmeldung bei der Sozialhilfe	133
Tabelle 29:	Anzahl der Registrierungen auf dem Regionalen Arbeitsvermittlungszentrum (RAV)	133
Tabelle 30:	Ablösung von der Sozialhilfe	134
Tabelle 31:	Erwerbsstatus der abgelösten Personen	134
Tabelle 32:	Erwerbsstatus der in der Sozialhilfe verbliebenen Personen	135
Tabelle 33:	Personen mit und ohne Arbeit nach Städten	135
Tabelle 34:	Personen mit und ohne Arbeit nach Geschlecht	136
Tabelle 35:	Personen mit und ohne Arbeit nach Nationalität	136
Tabelle 36:	Personen mit und ohne Arbeit nach Altersgruppen	137
Tabelle 37:	Personen mit und ohne Arbeit nach Ausbildung	137
Tabelle 38:	Personen mit und ohne Arbeit nach Besuch von Integrationsmassnahmen	138
Tabelle 39:	Erwerbsstatus der Personen mit Arbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)	139
Tabelle 40:	Arbeitszeit der Personen mit Arbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)	140
Tabelle 41:	Unfreiwillige Teilzeitarbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)	140
Tabelle 42:	Heutiger Lohn im Vergleich mit dem Betrag der letzten Sozialhilfe	141

Tabelle 43:	Entspricht die jetzige Arbeit den Vorstellungen und Wünschen? (inklusive arbeitenden Sozialhilfebezüger)	142
Tabelle 44:	Lebensstandard	143
Tabelle 45:	Bezug von Sozialhilfe vor dem Jahre 2005	143
Tabelle 46:	Registrierung auf dem Regionalen Arbeitsvermittlungszentrum (RAV)	144
Tabelle 47:	Besuch von Integrationsmassnahmen	144
Tabelle 48:	Die beruflichen Zukunftsaussichten der Personen mit Arbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)	145
Tabelle 49:	Die Aussichten der Personen ohne Arbeit, eine Stelle zu finden	146
Tabelle 50:	Die allgemeinen Zukunftsaussichten	147
Tabelle 51:	Erfolgsquote für Gruppe G (BINLOGG) bei externen Integrationsmassnahmen (A25) in allen fünf Städten zusammen	168
Tabelle 52:	Erfolgsquote für Gruppe G (BINLOGG) bei mehr als zwei nicht-finanziellen Massnahmen (A2QXXMehrsAlsZwei) in allen fünf Städten zusammen	172
Tabelle 53:	Korrelationsmatrix zwischen Humankapital-Variablen	177
Tabelle 54:	Korrelationsmatrix zwischen exogenen Variablen des ökonomischen Modells der geltenden Wirkungsvereinbarung des SECO mit den Kantonen	178
Tabelle 55:	„Klassische“ Probit-Analyse für Gruppe G	179
Tabelle 56:	„Klassische“ Probitanalyse für Gruppe H	179
Tabelle 57:	Ergebnisse 1 der Probit-Schätzungen	180
Tabelle 58:	Ergebnisse 2 der Probit-Schätzungen	180
Tabelle 59:	Ergebnisse 3 der Probit-Schätzungen	181
Tabelle 60:	Übersicht zu einem Beispiel einer Schätzung anhand des binomialen logistischen Regressionsverfahrens	183
Tabelle 61:	Ergebnisse 1 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren	184
Tabelle 62:	Ergebnisse 2 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren	185
Tabelle 63:	Ergebnisse 3 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren	185
Tabelle 64:	Ergebnisse 4 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren	185
Tabelle 65:	Ergebnisse 5 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren	188
Tabelle 66:	Übersicht zu den Regressionsschätzungen der „ersten Welle“ für die Erfolgsrate von Gruppe G als zu erklärende modellendogene Variable	189
Tabelle 67:	Übersicht zu den Regressionsschätzungen der „ersten Welle“ für die Erfolgsrate von Gruppe H als zu erklärende modellendogene Variable	191
Tabelle 68:	Ergebnisse 6 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren	193
Tabelle 69:	Ergebnisse 7 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren	193
Tabelle 70:	Ergebnisse 8 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren	195
Tabelle 71:	Ergebnisse 9 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren	195
Tabelle 72:	Referenzschätzung mit dem Gesamtsample (ohne D) zwecks Identifizierung der relativen Einflussstärken modellexogener Variablen auf die Subgruppen der Teilnehmer und der Nichtteilnehmer an externen Integrationsmassnahmen	196
Tabelle 73:	Kontrolle 1: Gleiche Referenzschätzung und gleiches Schätzverfahren (multivariate binomiale Logit-Regression), aber andere Software (E-Views 6 anstatt SPSS 17)	198
Tabelle 74:	Kontrolle 2: Gleiche Referenzschätzung und gleiche Software (E-Views 6), aber anderes Schätzverfahren (multivariate Probit- anstatt Logit-Regression)	199
Tabelle 75:	Übersicht zu den Kontrollschätzungen mit dem Gesamtsample (ohne D)	200
Tabelle 76:	Relative Einflussstärken modellexogener Variablen auf die Erfolgsquote der Gruppe G auf die Subgruppe der Nichtteilnehmer an externen Integrationsmassnahmen	200
Tabelle 77:	Relative Einflussstärken modellexogener Variablen auf die Erfolgsquote der Gruppe G für die Subgruppe der Teilnehmer an externen Integrationsmassnahmen (Signifikanzgrenze = 5% Irrtumswahrscheinlichkeit)	201
Tabelle 78:	Relative Einflussstärken modellexogener Variablen auf die Erfolgsquote der Gruppe G für die Subgruppe der Teilnehmer an externen Integrationsmassnahmen (Signifikanzgrenze = 10% Irrtumswahrscheinlichkeit)	202

Tabelle 79:	Übersicht zu den relativen Einflussstärken modellexogener Variablen auf die Subgruppen der Teilnehmer und der Nichtteilnehmer an externen Integrationsmassnahmen	203
Tabelle 80:	Übersicht zum Antwortverhalten in der Umfrage	207
Tabelle 81:	Ergebnisse 10 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren	209
Tabelle 82:	Ergebnisse 11 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren	209
Tabelle 83:	Ergebnisse 12 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren	210
Tabelle 84:	Ergebnisse 13 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren	211
Tabelle 85:	Ergebnisse 14 zum binomialen logistischen Regressionsverfahren	212
Tabelle 86:	Test auf Methodenrobustheit zwischen „Sample Selection“ und „Propensity score“ am Beispiel externer Integrationsmassnahmen	214
Tabelle 87:	Test auf Methodenrobustheit zwischen „Sample Selection“ und „Propensity score“ am Beispiel nicht-finanzieller aktivierender Massnahmen der Sozialhilfe selber	215
Tabelle 88:	Ergebnisse 1 zum „exakteren“ Regressionsverfahren	218
Tabelle 89:	Ergebnisse 2 zum „exakteren“ Regressionsverfahren	219
Tabelle 90:	Ergebnisse 3 zum „exakteren“ Regressionsverfahren	219
Tabelle 91:	Korrelationsmatrix zwischen Alter, strikt exogenen Faktoren und (modellexogenen) subjektiven Einstellungsfaktoren	226
Tabelle 92:	Referenzschätzung mit bisheriger (ungruppiertes) Altersvariable	230
Tabelle 93:	Schätzvariante mit groben Altersklassen anstatt feiner Altersvariable	231
Tabelle 94:	Schätzvariante mit groben Altersklassen und Einflussfaktoren der subjektiven Zukunftseinschätzung	232
Tabelle 95:	Schätzung mit gruppierten Alters- und gruppierten Ausbildungsvariablen	233
Tabelle 96:	Selektionskorrekturen Treatment / Non-Treatment für alle i.e.S. aktivierenden Massnahmen	235
Tabelle 97:	Korrelationen zwischen Erwerbsbiografie, subjektiver Zukunftseinschätzung und aktivierenden Massnahmen	240
Tabelle 98:	Referenzschätzung zur Sonderauswertung „für Kinder aufkommend“	250
Tabelle 99:	Sonderauswertung für das Subsample „für Kinder aufkommend“ = nein	251
Tabelle 100:	Sonderauswertung für das Subsample „für Kinder aufkommend“ = ja	253
Tabelle 101:	Übersicht Sonderauswertung „(nicht) für Kinder aufkommend“	254
Tabelle 102:	Referenzschätzung zur Sonderauswertung „allein erziehend“	258
Tabelle 103:	Sonderauswertung für das Subsample „allein erziehend“ = nein	259
Tabelle 104:	Sonderauswertung für das Subsample „allein erziehend“ = ja	260
Tabelle 105:	Übersicht Sonderauswertung „(nicht) allein erziehend“	261

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1:	Fallentwicklung in der Sozialhilfe (kumulierte Fallzahlen inklusive Fremdplatzierte)	29
Abbildung 2:	Ablösung von der Sozialhilfe	41
Abbildung 3:	Aus der Sozialhilfe abgelöste Personen, die Arbeit haben	42
Abbildung 4:	„Working poors“: In der Sozialhilfe verbliebene Personen mit Arbeit	42
Abbildung 5:	Personen mit Arbeit nach Städten	43
Abbildung 6:	Personen mit Arbeit nach Geschlecht	44
Abbildung 7:	Personen mit Arbeit nach Nationalität	44
Abbildung 8:	Personen mit Arbeit nach Altersgruppen	45
Abbildung 9:	Personen mit Arbeit nach Ausbildung	45
Abbildung 10:	Personen mit Arbeit nach Besuch von Integrationsmassnahmen	46
Abbildung 11:	Verteilung der antwortenden Personen auf die Gruppen A1 und C1	47
Abbildung 12:	Antwortverhalten bei externen Integrationsmassnahmen	54
Abbildung 13:	Verteilung (1) der Anteile der Eigenschaften auf die (Nicht-)Teilnehmer an externen Integrationsmassnahmen	55
Abbildung 14:	Verteilung (2) der durchschnittlichen Eigenschaften auf die (Nicht-)Teilnehmer an externen Integrationsmassnahmen	56
Abbildung 15:	Erwerbsstatus der Personen mit Arbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)	59
Abbildung 16:	Arbeitszeit der Personen mit Arbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)	60
Abbildung 17:	Unfreiwillige Teilzeitarbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)	60
Abbildung 18:	Heutiger Lohn im Vergleich mit dem Betrag der letzten Sozialhilfe	61
Abbildung 19:	Entspricht die jetzige Arbeit den Vorstellungen und Wünschen? (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)	61
Abbildung 20:	Lebensstandard	62
Abbildung 21:	Bezug von Sozialhilfe vor dem Jahre 2005	63
Abbildung 22:	Registrierung auf dem Regionalen Arbeitsvermittlungszentrum (RAV)	63
Abbildung 23:	Besuch von externen Integrationsmassnahmen	64
Abbildung 24:	Die beruflichen Zukunftsaussichten der Personen mit Arbeit (inklusive arbeitende Sozialhilfebezüger)	68
Abbildung 25:	Die Aussichten der Personen ohne Arbeit, eine Stelle zu finden	69
Abbildung 26:	Die allgemeinen Zukunftsaussichten	69
Abbildung 27:	Entwicklung der BIP-Veränderung, Arbeitslosen-, Sozialhilfe- und Armutsquote	92
Abbildung 28:	Übersicht über die Erfolgsraten für Gruppe G mit / ohne externe Integrationsmassnahmen in den fünf Städten	171
Abbildung 29:	Übersicht über die Erfolgsraten für Gruppe G mit mehr als zwei / höchstens zwei nicht-finanziellen Massnahmen in den fünf Städten	174
Abbildung 30:	Überlebensraten Treatment / Non-Treatment	217
Abbildung 31:	Residuenverteilung der „exakteren“ Regression in Abhängigkeit der Arbeitsdauer	218
Abbildung 32:	Einfluss des Alters auf die Wiedereingliederungschance	222
Abbildung 33:	Mögliche Verzerrung des Einflusses des Alters auf die Wiedereingliederungschance	223
Abbildung 34:	Anteile der Altersklassen an allen Sozialhilfeempfängern und an allen Einwohnern	224
Abbildung 35:	Anteile der Altersklassen in Kurzzeit- und Langzeit-Sozialhilfebezüger	224
Abbildung 36:	Erwartetes empirisches Ergebnis	228
Abbildung 37:	Effektives empirisches Ergebnis	229
Abbildung 38:	Schema der zu vergleichenden Gruppen „(nicht) finanziell für Kinder aufzukommen“ und „(nicht) allein erziehend“	246
Abbildung 39:	Eigenschaftsprofile der relativen Anteile in den beiden Gruppen der finanziell (nicht) für Kinder aufzukommenden Personen	248
Abbildung 40:	Eigenschaftsprofile der Durchschnittswerte in den Gruppen der finanziell (nicht) für Kinder aufzukommenden Personen	249

Abbildung 41: Eigenschaftsprofile der relativen Anteile in den beiden Gruppen der (nicht) allein erziehenden Personen	256
Abbildung 42: Eigenschaftsprofile der Durchschnittswerte in den beiden Gruppen der (nicht) allein erziehenden Personen	257

Kasten 1: Gruppierung nach Integrationsgrad im Arbeitsmarkt.....	34
Kasten 2: Die vier Hypothesen (Vermutungen, Erwartungen).....	73
Kasten 3: Beantwortung der vier Hypothesen.....	102

Exkurs 1: Begriffsklärung der „aktivierenden“ Sozialhilfe.....	28
Exkurs 2: Zur Interpretation der geschätzten Beta-Werte.....	187

Staatssekretariat für Wirtschaft (SECO)  
Effingerstrasse 1, CH-3003 Bern  
Tel 031 322 42 27, Fax 031 323 50 01  
[www.SECO.admin.ch](http://www.SECO.admin.ch), [SECO@SECO.admin.ch](mailto:SECO@SECO.admin.ch)

Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement

Département fédéral de l'économie

Dipartimento federale