

Ausgleich operativ untererfasster Eckwerte auf Regionalebene in der Leistungsstatistik SGB II

Projektion der vorläufigen, untererfassten Eckwerte
(erhoben ohne Wartezeit) auf das Wartezeitniveau

Nürnberg, im Februar 2011



Impressum

Titel:	Methodenbericht der Statistik der BA Ausgleich operativ untererfasster Eckwerte auf Regionalebene in der Leistungsstatistik SGB II
Herausgeber:	Bundesagentur für Arbeit Statistik Nürnberg
Erstellungsdatum:	01.02.2011
Autor(en):	Christiane Tentscher Matthias Wolff Gerald Seidel

Weiterführende statistische Informationen:

Internet	http://statistik.arbeitsagentur.de
Hotline	01801 / 78 722 10 (Hotline) *
Fax	01801 / 78 722 11 * *) 3,9 Cent je Minute aus dem Festnetz der Deutschen Telekom. Bei Anrufen aus Mobilfunknetzen höchstens 42 ct / min.
E-Mail	service-haus.datenzentrum@arbeitsagentur.de

© Statistik der Bundesagentur für Arbeit, Nürnberg, 2011

Für nichtgewerbliche Zwecke sind Vervielfältigung und unentgeltliche Verbreitung, auch auszugsweise, mit genauer Quellenangabe gestattet.

Die Verbreitung, auch auszugsweise, über elektronische Systeme/Datenträger bedarf der vorherigen Zustimmung.

Alle übrigen Rechte vorbehalten.

Zusammenfassung

Gesicherte statistische Aussagen über Entwicklungen im Zeitablauf lassen sich im Bereich der Grundsicherungsstatistik nach dem SGB II aufgrund der operativen Untererfassungen am aktuellen Rand nur über Zeiträume treffen, die mindestens drei Monate zurückliegen (Wartezeit). Die Nutzer der amtlichen Statistik nach dem SGB II vor allem aus Politik, Verwaltung und Medien möchten aber möglichst zeitnah auch vor Ablauf der dreimonatigen Wartezeit Entwicklungen und Veränderungen erkennen können. Damit für die Beurteilung der aktuellen Entwicklung zeitnahe Informationen bereitgestellt werden können, wurden bisher für Deutschland und die Länder die Eckwerte für Bedarfsgemeinschaften (BG), erwerbsfähige (eHb) und nicht erwerbsfähige Hilfebedürftige (nEf) auf den erwarteten 3-Monatswert hochgerechnet. Dieser Methodenbericht stellt ein neues Hochrechnungsmodell vor, dass auf erweiterter methodischer Grundlage auch für Kreisdaten verwendet werden und das alte Hochrechnungsverfahren ablösen soll.

Die Ausgangssituation, die dazugehörige Datenbasis, die Alternativbetrachtungen und das ausgewählte Schätzverfahren werden in diesem Methodenbericht erläutert.

Die durchschnittliche Untererfassung von Daten ohne Wartezeit liegt auf Bundesebene aktuell bei etwa 4% bis 5% gegenüber den Daten mit dreimonatiger Wartezeit¹. Die regionale Betrachtung zeigt auf Kreisebene erhebliche Unterschiede in der durchschnittlichen Untererfassung von Daten ohne Wartezeit. Darüber hinaus unterliegen die regionalen Untererfassungsmuster größeren Schwankungen; so kann es z.B. dazu kommen, dass auch bei Kreisen mit in der Mehrzahl der Beobachtungen eher geringen Nacherfassungsquoten, einzelne Berichtsmonate mit hohen Nacherfassungen auffallen.

Die Herausforderung bestand darin, ein über alle Regionaleinheiten allgemein gültiges Set an erklärenden Größen zu definieren, welches für die einzelne Regionaleinheit eine hohe „Vorhersagekraft“ aufweist und robust auf Ausreißer reagiert.

Das für die Schätzung der regionalen Wartezeitdaten eingesetzte Modell basiert auf einer linearen Regression. Datenbasis bildet der Zeitraum, der im Januar 2007 beginnt und jeweils bis an den aktuellen Rand heranreicht, im Januar 2011 also 49 Monate umfasst. Kleinste Dateneinheit ist die Information zu einem bestimmten Kreis. Die Schätzmodellierung wird für jeden Kreis einzeln durchgeführt. Schätzergebnisse für Bundesländer, den Bund gesamt sowie die Unterscheidung in neue und alte Bundesländer basieren auf den entsprechenden Aggregaten. Das Schätzmodell erklärt den Bestand des jeweiligen Eckwerts der nach Ablauf der definierten Wartezeit von drei Monaten erwartet werden kann und nutzt dazu folgende Informationen.

- als Ausgangswert den aktuellen Bestand des Eckwerts ohne Wartezeit
- den linearen Trendfaktor der Nacherfassungsquoten, der den langfristigen Lerneffekt im Nacherfassungsverhalten abbildet
- die Zahl der Nettoarbeitstage, die seit Monatsanfang zur Bearbeitung der Leistungsfälle zur Verfügung standen

¹ Ergebnis bezieht sich auf Betrachtung der Bestandseckwerte – Anzahl Bedarfsgemeinschaften und Personen (darunter: erwerbsfähige und nicht erwerbsfähige Hilfebedürftige) am Stichtag im Bestand.

- den aktuellen Bestand an Arbeitslosen sowie die Zugänge in und die Abgänge aus Arbeitslosigkeit im Rechtskreis SGB II
- die Abbildung von nicht-linearen Effekten durch den Einbezug der Quadrate aus den Nettoarbeitstagen sowie dem Trend der Nacherfassungsquoten
- Wechselwirkungen von verschiedenen Einflüssen, durch Einbezug von Interaktionsvariablen aus dem Datenstand ohne Wartezeit, den im jeweiligen Berichtsmonat maßgeblichen Nettoarbeitstagen sowie dem Trend der Nacherfassungsquoten

Im Ergebnis wurde ein Hochrechnungsmodell bereitgestellt, das auf Kreisebene in der Regel wesentlich sicherere und näher an den tatsächlichen Werten liegende vorläufige Statistiken ermöglicht, als die bisher veröffentlichten unbereinigten und unvollständigen Daten ohne Wartezeit. Über das Ausmaß an durchschnittlicher Sicherheit respektive verbleibender Unsicherheit wird in den statistischen Veröffentlichungen je Kreis eine Angabe gemacht.

Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung	3
Inhaltsverzeichnis	5
Abbildungsverzeichnis	6
Tabellenverzeichnis	6
1 Einleitung	7
2 Rahmenbedingungen und Ausgangssituation	9
3 Konzeption des Schätzverfahrens	13
3.1 Rahmenbedingungen der Konzeption/ Gütekriterien	13
3.2 Modellierung: Multivariate lineare Regression	14
3.2.1 Erklärende Variablen: Regressoren	16
3.2.1.1 Aktueller Bestand ohne Wartezeit	17
3.2.1.2 Trend des Nacherfassungsverhaltens	17
3.2.1.3 Nettoarbeitstage- der Einfluss des statistischen Stichtags	18
3.2.1.4 Arbeitslosigkeit als Frühindikator für Hilfebedürftigkeit	20
3.2.1.5 Interaktionsvariablen im Modell	22
3.2.2 Ermittlung der Schätzwerte	22
3.2.2.1 Ermittlung des Schätzwertes zum Bestand Personen	23
3.2.2.2 Ermittlung der Länderprognosen	23
3.2.2.3 Rundung	23
3.2.3 Standardfehler der Schätzung	23
4 Getestete Alternativmodellierungen	25
4.1 Schätzmodell der Grundsicherungsstatistik für Bundesländer	25
4.2 Fortschreibung anhand der IAB-Cluster	26
4.3 Schätzmodellierungen aus weiteren Fachstatistiken der BA	26
4.4 Zeitreihenanalytische Modellierungen (ARIMA)	28
5 Datenqualität und monatliche Qualitätssicherung	29
6 Angebot Datenmaterial	30
7 Entwicklungsperspektive	31
7.1 Nettoarbeitstage für XSozial-Daten	31
7.2 Einbezug aktuellerer Wartezeitinformationen	31
7.3 Schätzung auf Trägerebene	31
8 Ansprechpartner	32
Anhang	33
A) Rahmenbedingungen/ Ausgangssituation	33
B) Schätzung- Einfluss der Regressoren	34

Abbildungsverzeichnis

<u>Abbildung 1:</u> Ausgangssituation am Beispiel von Oberallgäu	10
<u>Abbildung 2:</u> Ausgangssituation am Beispiel von Herne, Stadt.....	11
<u>Abbildung 3:</u> Ausgangssituation am Beispiel von Potsdam, Stadt	12
<u>Abbildung 4:</u> Linearer Trend der Nacherfassungsquoten am Beispiel Oberallgäu	18
<u>Abbildung 5:</u> Einfluss der NAT auf das Nacherfassungsverhalten am Beispiel Herne, Stadt	19
<u>Abbildung 6:</u> Einfluss der Entwicklung des Bestands an Arbeitslosen im Rechtskreis SGBII 21	
<u>Abbildung 7:</u> Histogramme zu den Nacherfassungsquoten.....	33
<u>Abbildung 8:</u> Einfluss der Regressoren: BG-Schätzung.....	35
<u>Abbildung 9:</u> Einfluss der Regressoren: eHb-Schätzung	36
<u>Abbildung 10:</u> Einfluss der Regressoren: nEf-Schätzung.....	37

Tabellenverzeichnis

<u>Tabelle 1:</u> Nacherfassungsquoten über alle Kreise.....	10
<u>Tabelle 2:</u> Ergebnisübersicht der multivariaten linearen Regression.....	15
<u>Tabelle 3:</u> Liste der Nettoarbeitstage (NAT).....	19
<u>Tabelle 4:</u> Ergebnisübersicht der Schätzung Dezember 2010 für drei Beispielkreise.....	24
<u>Tabelle 5:</u> Übersicht der RMSPE	25
<u>Tabelle 6:</u> Interquartilsabstände zu den Nacherfassungsquoten.....	33
<u>Tabelle 7:</u> Zusammenfassung Eingang der Regressoren in die Schätzgleichung	34

1 Einleitung

Im Rahmen des zweiten Sozialgesetzbuches (SGB II) übernehmen die Träger der Grundsicherung für Arbeitsuchende die Aufgabe der umfassenden Betreuung der hilfebedürftigen Personen. Hierzu gehört unter anderem auch die Aufgabe der Erfassung der leistungsrelevanten Informationen zum Hilfebedürftigen und seiner Bedarfsgemeinschaft in das jeweilige Fachverfahren im Rahmen der Leistungsgewährung.

Ein wichtiger Punkt im Rahmen dieser Zuständigkeit ist, dass der Prozess der Leistungsgewährung bzw. Feststellung der Hilfebedürftigkeit einige Zeit in Anspruch nimmt, da alle leistungsrelevanten Informationen (Bedarfe, Einkommen, Wohninformationen etc.) für die einzelnen Mitglieder der Bedarfsgemeinschaft festgestellt und erfasst werden müssen. Dazu können Konstellationen eintreten, in denen Hilfebedürftige nicht oder erst verspätet Änderungen in Ihren Beschäftigungs-, Einkommens- oder Vermögensverhältnissen angeben können, was zu höheren Untererfassungen am aktuellen Rand führt.

Dies beeinflusst letztlich auch die statistische Berichterstattung, da zum statistischen Stichtag noch nicht alle berichtsrelevanten Daten erfasst sind. In der statistischen Berichterstattung über die Lage am aktuellen Stichtag entsteht damit ein Wissensdefizit. Wie in allen leistungsgewährenden Verfahren bedeutet dies auch im SGB II, dass mit Ablauf des entsprechenden Berichtsmonats noch nicht alle Bedarfe, Ansprüche und Leistungen bekannt sind, die für diesen Monat realisiert werden. Diesem Wissensdefizit ist die Notwendigkeit geschuldet, die Berichterstattung auf eine gesicherte Datenbasis zu stellen, welche nach einer definierten Wartezeit erhoben wird. Mittels Wartezeit erhöht sich der Wissenstand über den Berichtszeitraum, es lässt sich erst dann ein endgültiges Bild der tatsächlichen Anspruchslage zeichnen.

*Der Begriff **Stichtag** kann allgemein definiert als ein Datum beschrieben werden, mit dem der Eintritt eines bestimmten Ereignisses direkt verknüpft ist. In der Statistik ist der Begriff des Stichtages häufig synonym zum Begriff des „Zähltag“ in Gebrauch, was vor allem darauf zurückzuführen ist, dass am statistischen Stichtag die Quantifizierung von Beständen vorgenommen wird. Darüber hinaus ermöglicht die Terminierung von Stichtagen aber auch ereignisbezogene Betrachtungen zwischen zwei Stichtagen, also definierter Zeitintervalle.*

Die für die Arbeitsmarkt- und Grundsicherungsstatistik relevanten statistischen Stichtage werden von der Statistik der Bundesagentur für Arbeit jeweils für ca. 2 Jahre im Voraus festgelegt und können unter folgendem Link eingesehen werden.

<http://statistik.arbeitsagentur.de/Navigation/Statistik/Service/Veroeffentlichungskalender/Veroeffentlichungskalender-Nav.html>

Die Statistik der Bundesagentur für Arbeit hat bereits am 2. Februar 2005, einen Monat nach Inkrafttreten des SGB II, die Berichterstattung über Personen, Bedarfsgemeinschaften und deren Leistungen im SGB II aufgenommen. Zu diesem Zeitpunkt konnten die Informationen nur aus aktuellen Daten, ohne Wartezeit, gewonnen werden. Mitte 2005 wurde im Bereich der Leistungsstatistik SGB II zusätzlich die Berichterstattung auf Basis vervollständigter Daten nach einer Wartezeit etabliert. Aus den oben genannten Gründen lassen allein Auswertungen nach einer Wartezeit verlässliche und belastbare Aussagen über die Entwicklung der Grundsicherung zu. Die Erfahrung hat gezeigt, dass für die Berichterstattung aus der Grundsicherungsstatistik eine Wartezeit von drei Monaten zur Vervollständigung der Datenbasis ausreicht.

Die Wartezeit hat allerdings den Nachteil, dass gesicherte Aussagen über Lage und Entwicklung in der Grundsicherungsstatistik nur mit einem Zeitverzug von drei Monaten und nicht

monatsaktuell wie in der Arbeitslosenstatistik gemacht werden können. Am aktuellen Rand stehen nur die wenig belastbaren vorläufigen (und unvollständigen) Daten zur Verfügung. In einem ersten Schritt wurde deshalb Anfang 2008 ein Schätzmodell eingeführt, welches auf der Ebene des Bundes sowie der Länder den Zeitverzug der statistischen Berichterstattung durch ein Hochrechnungsverfahren ausgleicht. Basierend auf den Informationen in der Vergangenheit sowie der Bearbeitungszeit bis zum statistischen Stichtag werden für alle Bundesländer Schätzfaktoren ermittelt, die das Wissensdefizit vorläufig ausgleichen.

Für Kreise standen bisher nur vorläufige Daten ohne Wartezeit und keine hochgerechneten Angaben zur Verfügung. Um das bestehende Wissensdefizit über die aktuelle Entwicklung auch auf regionaler Ebene auszugleichen, wurde von der Statistik der BA ein neues Schätzmodell entwickelt, die ausführliche Erläuterung der eingesetzten Modellierung kann in Kapitel 3 nachgelesen werden. Das Modell hat sich im Vergleich mit anderen Varianten als besonders „treffsicher“ erwiesen. Es soll künftig auch für Deutschland und die Länder genutzt werden und das alte Modell ablösen. Die Vergleichsergebnisse der getesteten Alternativmodellierungen werden in Kapitel 4 dargestellt. Bevor das Modell vorgestellt wird, wird in Kapitel 2 die Ausgangssituation bzw. die Problemstellung skizziert.

2 Rahmenbedingungen und Ausgangssituation

Die durchschnittliche Untererfassung von Daten ohne Wartezeit liegt auf Bundesebene bei etwa 4% bis 5% gegenüber den Daten mit dreimonatiger Wartezeit². Regionale Betrachtungen zeigen ein sehr differenziertes Bild der durchschnittlichen Untererfassung von Daten ohne Wartezeit.

*Der Begriff der **Nacherfassungsquote (NQ)** ist ein Maß für die Unterfassung von Daten ohne Wartezeit (WZ0) im Vergleich zu der nach dreimonatiger Wartezeit vervollständigten Datenbasis (WZ3) über einen Berichtsmonat. Die Nacherfassungsquote ist über folgende Formel – exemplarisch anhand des Bestands an Bedarfsgemeinschaften im Berichtsmonat dargestellt – definiert.*

$$NQ_BG_t^{WZ3} = \left(\frac{BG_t^{WZ3} - BG_t^{WZ0}}{BG_t^{WZ3}} \right) \times 100$$

So wurden beispielsweise Kreise mit sehr hohen und stark schwankenden Nacherfassungsquoten identifiziert, wie beispielsweise Oberallgäu mit einer Schwankungsbreite zwischen 10% und 25%. Umgekehrt gibt es aber auch Kreise mit durchschnittlich sehr niedrigen und wenig schwankenden Nacherfassungsquoten, wie zum Beispiel Herne, dessen Untererfassung am aktuellen Rand regelmäßig zwischen 0,5% und 3% liegt (Siehe [Abbildung 2](#)). Starke Lerneffekte können exemplarisch in Potsdam erkannt werden, zu Beginn der Zeitreihe fallen die Nacherfassungsquoten sehr hoch aus, während im Verlauf der Zeitreihe eine Normalisierung des Nacherfassungsverhaltens stattfindet – am aktuellen Rand der Zeitreihe schwanken die Nacherfassungsquoten zwischen 1% und 5%.

Auch im zeitlichen Verlauf unterliegt das Nacherfassungsverhalten Schwankungen. In einzelnen Berichtsmonaten liegen teilweise stark variierende Unterfassungsquoten vor, so dass auch Zeitreihenbetrachtungen auf Basis von Daten ohne Wartezeit zu Fehlinterpretationen verleiten können.

Darüber hinaus unterliegen auch regionale Unterfassungsmuster regelmäßig größeren Schwankungen; so kann es dazu kommen, dass auch bei Kreisen mit in der Mehrzahl der Beobachtungen eher geringen Nacherfassungsquoten einzelne Berichtsmonate mit hohen Nacherfassungen auffallen.

Ein Überblick über die Ausgangssituation kann Tabelle 1 entnommen werden; hierfür wurden über alle Kreise für den Zeitraum von Januar 2007 bis Juli 2010 die Nacherfassungsquoten berechnet. Für den jeweiligen Bestandseckwert kann neben den maximalen und minimalen Nacherfassungsquoten auch prozentual ausgedrückt die Zahl der Beobachtungen abgelesen werden, bei denen die Nacherfassungsquoten am aktuellen Rand größer als 1%, 2%, bzw. 5% waren. Die im Rahmen der minimalen Nacherfassungsquoten in der Tabelle erfassten Negativwerte beschreiben eine Ausnahmesituation beim Nacherfassungsverhalten der Träger der Grundsicherung. Neben dem typischen Fall der nachträglichen Erfassung und Bewilligung von Leistungsfällen kann es auch zu rückwirkenden Aufhebungen von Fällen kommen. In besonderen Fällen kann dies auch negative Nacherfassungsquoten nach sich ziehen, dies ist bislang aber nur in Einzelfällen aufgetreten. Die entsprechenden Histogramme in Anhang [A](#) belegen dies.

² Ergebnis bezieht sich auf Betrachtung der Bestandseckwerte – Anzahl Bedarfsgemeinschaften und Personen (darunter: erwerbsfähige und nicht erwerbsfähige Hilfebedürftige) am Stichtag im Bestand.

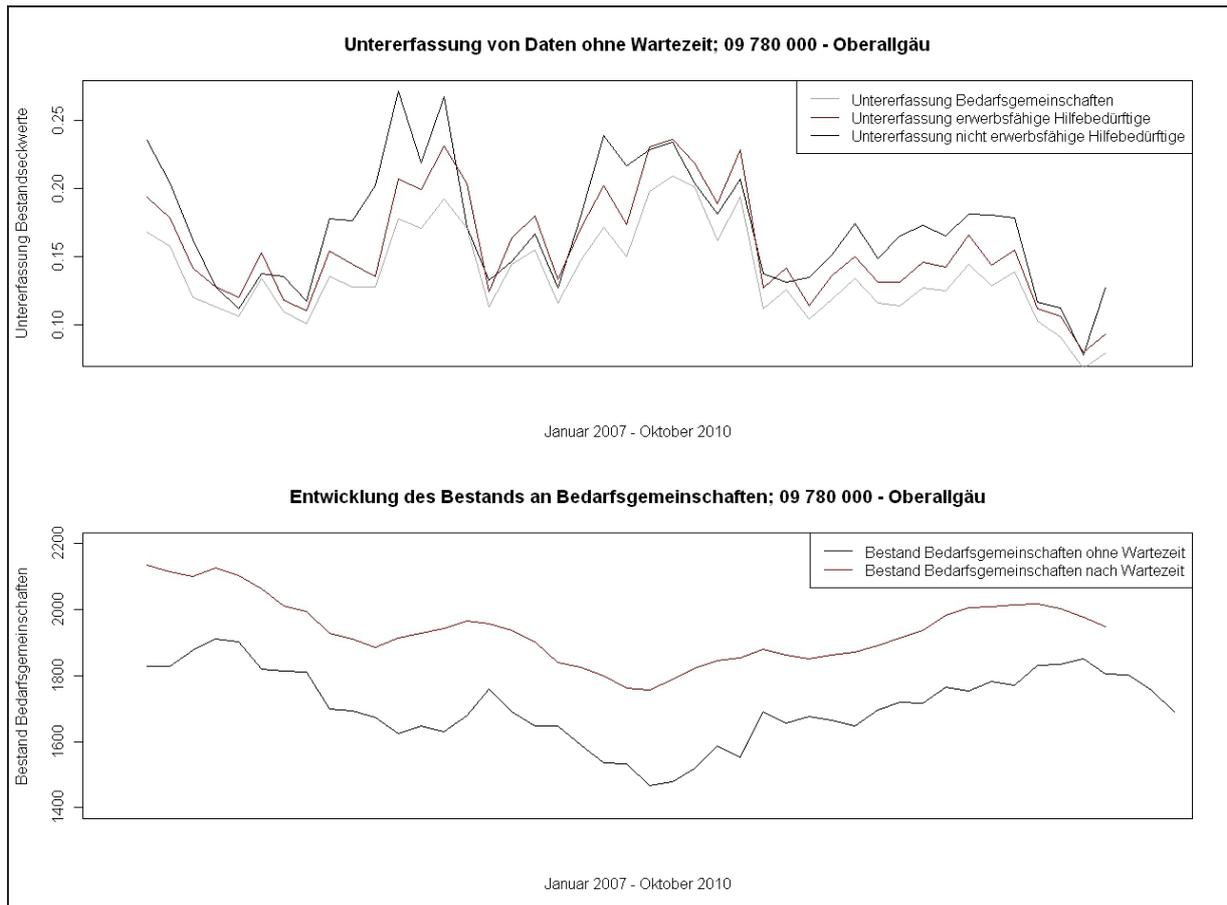


Abbildung 1: Ausgangssituation am Beispiel von Oberallgäu

Nacherfassungsquoten über alle Kreise (Januar 2007-Oktober 2010)	BG	eHb	nEf	Pers
Minimale Nacherfassungsquote in %	-8,60	-8,63	-26,87	-8,56
Maximale Nacherfassungsquote in %	27,39	32,95	37,52	34,39
RMSPE ³	5,63	6,17	6,25	6,14
Anteil Beobachtungen > 1%	97,22	97,41	96,53	97,37
Anteil Beobachtungen > 2%	91,25	91,75	88,85	91,44
Anteil Beobachtungen > 5%	37,71	41,74	39,69	40,65

Tabelle 1: Nacherfassungsquoten über alle Kreise

³ Der Root Mean Squared Percentage Error (RMSPE), berechnet als Quadratwurzel des Mittelwertes aller quadrierten prozentualen Abweichungen zwischen von einem Modell prognostizierten Ergebnissen und real beobachteten (Vergleichs-) Werten, bewertet die „Vorhersagekraft“ des jeweiligen Modells. Das Maß ist skalenunabhängig und größere prozentuale Fehler werden für die Beurteilung stärker gewichtet. Die Größe ist hier als Vergleichsgröße zu verstehen, sie liefert eine Bewertung der datenmäßigen Ausgangssituation gegenüber den per Schätzung erreichten Ergebnissen. Daten ohne Wartezeit werden dahingehend als „fehlerhaft“ deklariert, weil sie einen noch nicht abgeschlossenen Bearbeitungsstand abbilden. Wartezeitinformationen gelten in der Grundsicherungsstatistik allgemein als gesicherte Berichtsgrößen, sie werden hier als „richtig“ bzw. „wahr“ definiert. (Siehe hierzu Kapitel 3.1)

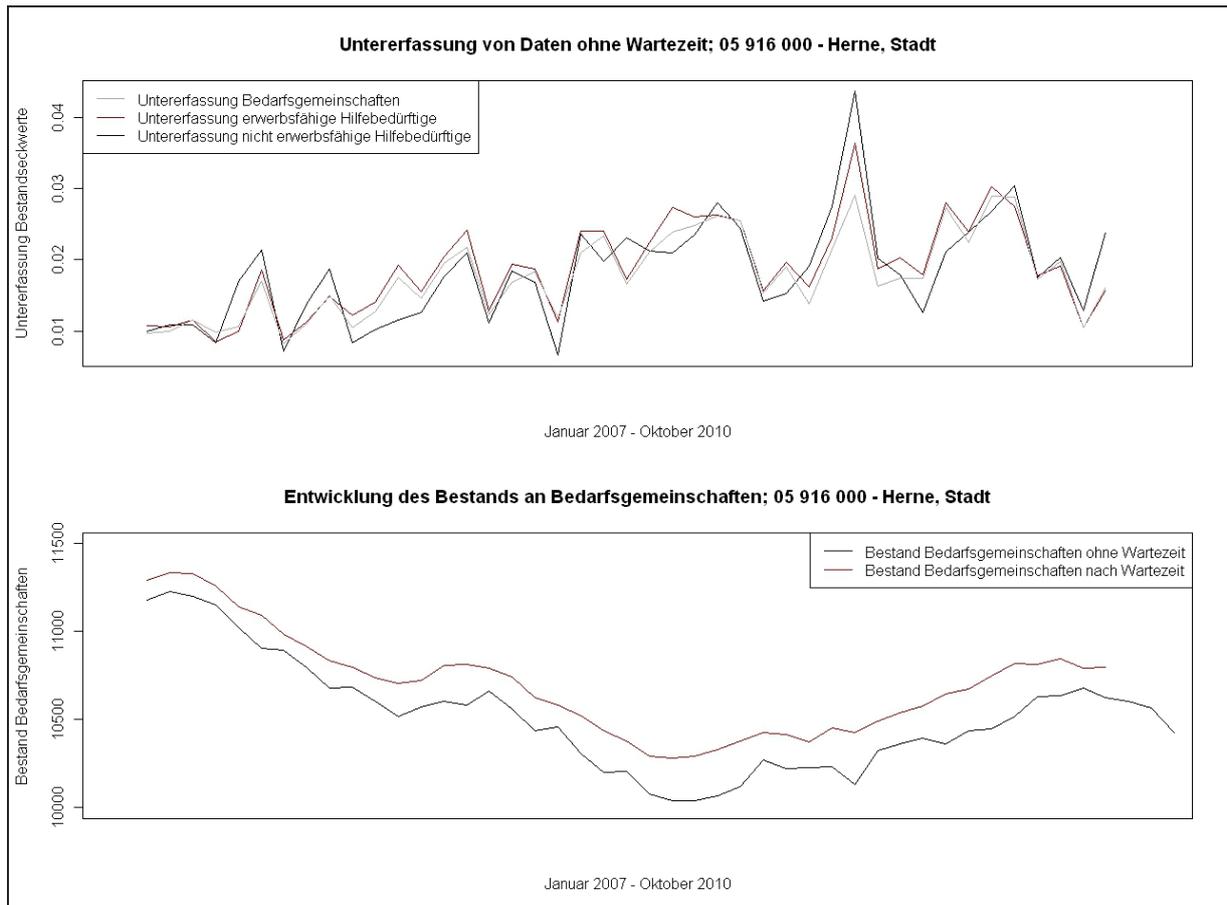


Abbildung 2: Ausgangssituation am Beispiel von Herne, Stadt

Das Nacherfassungsverhalten unterliegt regional starken Schwankungen, die zum Einem auf regionale Spezifika der Grundsicherungsträger zurückzuführen sind. Exemplarisch können regional unterschiedliche Urlaubszeiten oder Feiertagsregelungen, personelle Umstrukturierungen, softwareseitige Neuheiten und/ oder Korrekturen die nur einen Teil der Träger der Grundsicherung betreffen benannt werden.

Zum Anderen haben auch regionale „Rahmenbedingungen“ einen gewichtigen Einfluss auf das Nacherfassungsverhalten. Vor allem die Größe des zu betreuenden Kundenstamms spielt eine große Rolle. Exemplarisch kann man die Problematik an den Grundsicherungsträgern in Bayern deutlich machen, die regelmäßig eine überproportionale Untererfassung aufweisen. Die Analyse zeigt, dass sich hier überwiegend sehr kleine Träger mit kleinem Kundenstamm und vermutlich ebenso kleiner Personaldecke finden. Es ist zu vermuten, dass hier Verschiebungen auf dem regionalen Arbeitsmarkt (z.B. Schließung eines Betriebs) sehr viel stärker zur Geltung kommen als bei großen Trägern mit großem Kundenstamm (z.B. ARGE Hamburg). Das Problem lässt sich allgemein damit umschreiben, dass kleine „Bestände“ variabler reagieren als große.

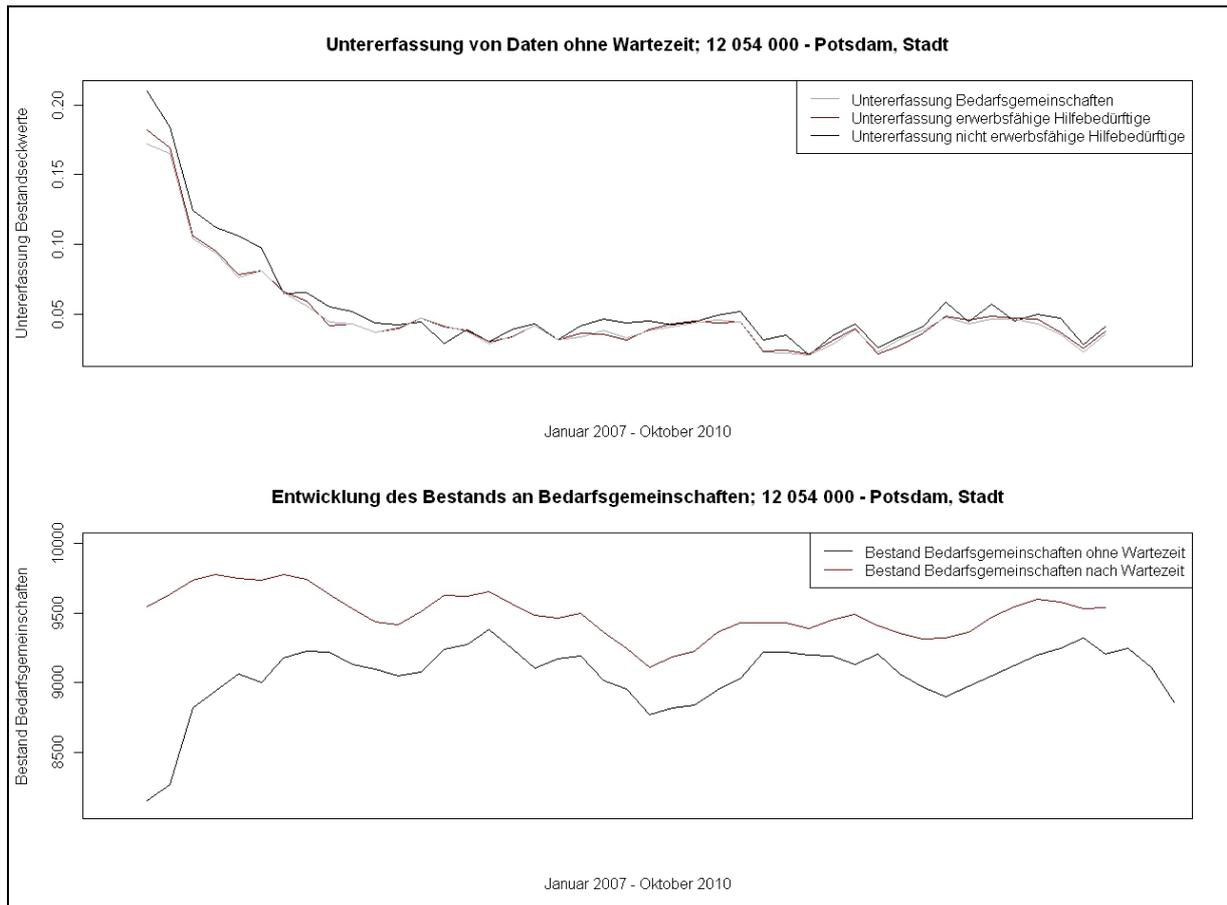


Abbildung 3: Ausgangssituation am Beispiel von Potsdam, Stadt

Darüber hinaus können auch überregionale Neuerungen zu kurzfristig „nicht modellierbaren“ Umbrüchen führen; zu denken ist hier vor allem an Änderungen der gesetzlichen Grundlage und an Veränderungen in den Vorgaben zur Erfassung in den operativen Verfahren.

Die Herausforderung bestand darin, unter Beachtung der regional divergenten Rahmenbedingungen, ein allgemein gültiges Set an erklärenden Größen zu bestimmen, welches für die einzelne Regionaleinheit eine hohe „Vorhersagekraft“ aufweist und zugleich robust auf Umbrüche und Ausreißer reagiert.

3 Konzeption des Schätzverfahrens

Die Entwicklung der Schätzmodellierung zum Ausgleich operativ untererfasster Eckwerte in der Grundsicherungsstatistik ist das Ergebnis eines iterativen Prozesses. Es wurde zunächst festgelegt unter welchen Bedingungen alle Schätzansätze getestet werden sollten. Für die Testung der Schätzmodellierungen wurde einheitlich eine Zeitreihe von Januar 2007 bis September 2009 angesetzt, wobei neben den erklärenden auch die zu erklärende Größe (der jeweilige Bestand nach einer Wartezeit von drei Monaten) über die gesamte Zeitreihe zur Verfügung stand. Die Tests wurden einerseits auf Kreisebene und andererseits auf Trägerebene durchgeführt.

Alle Modellierungen wurden als „out-of-sample“-Prognosen getestet. Das heißt, es wurden durch Ausschluss von in der Praxis zum Prognosezeitpunkt noch nicht vorliegenden Informationen aus der Schätzung quasi-reale Schätzbedingungen generiert. Konkret wurden die letzten drei Informationen zur Entwicklung der Wartezeitdaten eliminiert und damit auch alle darauf aufbauenden Größen (z.B. die Nacherfassungsquoten).

Grundvoraussetzung von Schätzmodellierungen ist eine gewisse Robustheit bezogen auf Ausreißer oder „Trendwenden“ in der Zeitreihe. Den Vorteil rückblickender Modellierungen – die Kenntnis über Zeitpunkt und datenseitige Auswirkungen von „Trendwenden“ im Zeitverlauf – ausnutzend wurden alle Modellierungen zum einen am „aktuellen Rand“ sowie an einem trägerübergreifenden Wendepunkt im Übergang von 2007 auf 2008 getestet.

Die Schätzgüte bzw. Robustheit der Modellierung am Wendepunkt wurde mittels Vergleich der erreichten Schätzergebnisse und den in Realität erreichten Wartezeitdaten bewertet.

3.1 Rahmenbedingungen der Konzeption und Gütekriterien

Im Rahmen der Entwicklung einer Schätzmodellierung zum Ausgleich operativ untererfasster Eckwerte auf Regionalebene in der Leistungsstatistik SGB II standen zunächst Überlegungen im Vordergrund, mit welchen Kriterien die Güte eines Schätzmodells dargestellt werden kann. Dies bildete die Grundlage für qualitative und quantitative Vergleiche verschiedener Schätzmodellierungen, anhand derer die Entscheidungen für oder gegen bestimmte Modellierungen abgeleitet werden konnten. Folgende quantitativen Gütekriterien wurden angesetzt.

- Die maximalen prozentualen Abweichungen zwischen geschätzten (PRED) und real erreichten Wartezeitergebnissen (maximale Über- bzw. Unterschätzung im Berichtsmonat auf Regionalebene).

$$\max_{t=1}^n (AQ_BG_t^{PRED}) \quad AQ_BG_t^{PRED} = \left(\frac{BG_t^{PRED} - BG_t^{WZ3}}{BG_t^{PRED}} \right) \times 100$$
$$\min_{t=1}^n (AQ_BG_t^{PRED})$$

- Der Root Mean Squared Percentage Error (RMSPE), berechnet aus der Quadratwurzel des Mittelwertes aller prozentualen Abweichungen zwischen von einem Modell prognostizierten Ergebnissen und real beobachteten (Vergleichs-) Werten, bewertet die „Vorhersagekraft“ des jeweiligen Modells. Das Maß ist skalenunabhängig und gewichtet größere Fehler stärker. Je kleiner der RMSPE ausfällt, umso besser ist die Schätzgüte im Vergleich.

$$RMSPE = 100 \times \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{BG_t^{PRED} - BG_t^{WZ3}}{BG_t^{PRED}} \right)^2} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (AQ_t - BG_t^{PRED})^2}$$

- Der Anteil an Beobachtungen mit Abweichungen zwischen von einem Modell prognostizierten Ergebnissen und real beobachteten (Vergleichs-) Werten größer 1%, 2% und 5%. Dies dient der Einschätzung bei wie vielen Regionaleinheiten/ Fällen das jeweilige Modell zuverlässig schätzt. Je kleiner der hier ausgewiesene Anteil für die jeweilige Hürde umso treffsicherer ist die Schätzmodellierung auf Regionalebene.

Im Rahmen der Bewertung der Schätzmodelle wurden darüber hinaus auch folgende qualitative Kriterien definiert und diskutiert.

- Transparenz der eingesetzten Methodik auch im Sinne der Erklärbarkeit und Nachvollziehbarkeit der Modellierung und der damit erzeugten Ergebnisse; als grundlegender Kodex für statistisches Arbeiten.
- Verfügbarkeit der grundlegenden Datenbasis zur Umsetzung der Modellierung. Grundsätzlich wichtig ist natürlich die kurzfristige Verfügbarkeit (im Rahmen der Stichtagsverarbeitung) der relevanten Daten, die in das Modell eingehen.
- Umsetzbarkeit der jeweiligen Modellierung unter dem Blickwinkel der einzusetzenden Ressourcen. Statistische Verfahren können unbegrenzt komplex gestaltet werden, notwendig ist aber ein Optimum zwischen Komplexität, Ergebnisverbesserung und Ressourceneinsatz zu finden.
- Automatisierungspotential der Modellierung. Sucht man nach der besten Möglichkeit im Rahmen eines Standardprozesses – wie der Verarbeitung und Aufbereitung der Stichtags-Informationen – ein Schätzmodell zu implementieren, so ist vor allem das Automatisierungspotential nach Einführung der Modellierung grundlegend wichtig. Optimal wäre ein Modell das problemlos in eine automatisierte Bereitstellung überführt werden kann. Manuelle Arbeitsschritte und Anpassungen sind grundsätzlich fehleranfällig und damit zumindest mehrheitlich zu vermeiden.
- Ausbaufähigkeit und damit verbunden auch die Flexibilität des Schätzmodells. Eine optimale Schätzmodellierung sollte unter anderem ohne großen Methodenwechsel (und damit verbundenen Umstellungsaufwand) nachjustiert werden können, sollte sich in Zukunft herausstellen, dass die eine oder andere erklärende Größe keinen Erklärungsgehalt (mehr) liefert.

3.2 Modellierung: Multivariate lineare Regression

Im folgenden Kapitel wird die für die Grundsicherungsstatistik umgesetzte Schätzmodellierung vorgestellt. Vorab kann festgestellt werden, dass die gewählte Modellierung auf Basis der vorher definierten Gütekriterien bessere Ergebnisse als alle anderen Modellierungen erzielt. Tabelle 2 zeigt die Zusammenfassung der quantitativen Gütekriterien für die Schätzung über den Schätzzeitraum Januar 2007 bis November 2010, wobei für die letzten 3 Monate natürlich noch keine Abweichungen zwischen dem real erreichten Wartezeitstand und dem Schätzergebnis eingeflossen sind.

Das für die Prognose der regionalen Wartezeitdaten eingesetzte Modell basiert auf einer linearen Regression, wobei ein umfangreiches Set an Regressoren eingesetzt wird um die Entwicklung der Ausgangsdaten im Rahmen der definierten Wartezeit zu erklären.

Kreise (alle Trägerformen und Monate)	BG	eHb	nEf	Pers
Maximale Überschätzung in %	8,38	8,63	20,51	8,47
Maximale Unterschätzung in %	-7,61	-7,89	-17,77	-7,56
RMSPE	0,64	0,74	1,14	0,83
Anteil Beobachtungen mit Abweichungen >1%	10,32	14,04	24,60	16,02
Anteil Beobachtungen mit Abweichungen >2%	0,92	1,80	6,13	3,24
Anteil Beobachtungen mit Abweichungen >5%	0,03	0,04	0,44	0,07

Tabelle 2: Ergebnisübersicht der multivariaten linearen Regression

Prognosen basieren im Regelfall auf statistischen Modellierungen und sind in diesem Zusammenhang stets von der Struktur der Modellierung, den zugrundeliegenden Parametern sowie der Vergangenheit und Zukunft der einbezogenen Variablen bestimmt.

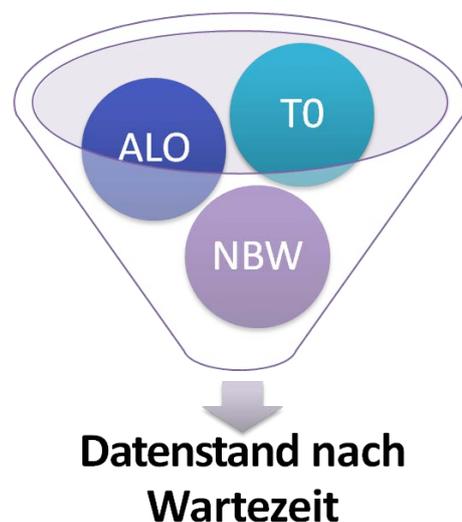
Letztere lassen sich in abhängige-, unabhängige- sowie nicht vom Modell erklärte Störgrößen unterteilen. Abhängige Variablen werden vom Modell erklärt. Unabhängige Variablen sind mit Blick auf die Modellierung Größen, die das Modell „von außen“ beeinflussen. Diese so genannten Regressoren sind, wie der Name sagt, unabhängig von der zu erklärenden Variable und liefern in diesem Kontext Erklärungsgehalt für ihre Entwicklung.

Die abhängige Variable wird auch als zu erklärende Variable oder Regressand, die unabhängigen Variablen als erklärende Variablen oder Regressoren bezeichnet.

Störgrößen können von der Modellierung nicht erfasst und damit auch nicht erklärt werden. Sie bilden einen Teil der Prognoseunsicherheit ab.

Abhängige Variable ist der Datenstand nach dreimonatiger Wartezeit. Diese Größe soll im Rahmen der Modellierung mittels multivariater linearer Regression erklärt werden.

In die Modellierung fließt ein Set von zwölf Regressoren ein, was aber nicht bedeutet, dass alle zwölf erklärenden Größen auch stets für jeden einzelnen Kreis Anwendung für die Schätzung finden. Im Rahmen der Regression wird der „Erklärungsgehalt“ jedes Regressors für die Datenlage des einzelnen Kreises quantifiziert und es fließen tatsächlich nur diejenigen Regressoren ein, die unter Betrachtung der Datenlage des einzelnen Kreises, auch Erklärungsgehalt liefern. „Ausschlussgrund“ ist die Teilkorrelation zwischen dem Regressor und der abhängigen Variablen (Daten mit dreimonatiger Wartezeit). Wenn der Wert der Teilkorrelation zu klein⁴ ist, wird der entsprechende Regressor aus der Schätzung für den Kreis entfernt. In Anhang B kann für den Schätzlauf Dezember 2010 nachgelesen werden, wie oft welcher Regressor Anwendung in der Schätzgleichung gefunden hat.



Datenbasis bildet ein Betrachtungszeitraum, welcher im Januar 2007 beginnt und jeweils bis an den aktuellen Rand heranreicht, im Januar 2011 also 49 Monate umfasst. Kleinste Da-

⁴ Es wurde die Standardeinstellung im SPSS genutzt - hier ist ein Toleranzwert von 0,0001 vorgegeben.

tereinheit ist die Information zu einem bestimmten Kreis. Die Schätzmodellierung setzt auf Kreisebene an und wird entsprechend für jeden Kreis einzeln durchgeführt. Schätzergebnisse für Bundesländer, den Bund gesamt sowie die Unterscheidung in neue und alte Bundesländer basieren auf den entsprechenden Aggregationen.

Ziel einer **Regressionsanalyse** allgemein ist es, Beziehungen zwischen einer abhängigen und einer oder mehrerer unabhängiger Variablen festzustellen. Regressionsanalysen finden vor allem dann Anwendung, wenn Zusammenhänge quantifiziert oder Werte der abhängigen Variablen geschätzt werden sollen. Lineare Regressionen sind in diesem Zusammenhang eine Form der Regressionsanalyse, bei der angenommen wird, dass zwischen der abhängigen und den unabhängigen Variablen ein linearer Zusammenhang besteht. Die abhängige Variable wird als Linearkombination der mit den Regressionskoeffizienten gewichteten Regressoren definiert.

Der Begriff der **Korrelation** beschreibt in der Statistik das Vorliegen einer wechselseitigen Beziehung zwischen zwei oder mehr Variablen. In diesem Kontext muss aber kein Kausalzusammenhang zwischen den Variablen bestehen.

3.2.1 Erklärende Variablen: Regressoren

Die eingesetzte Schätzmodellierung basiert auf der Nutzung eines ausgewählten Sets an erklärenden Variablen, den so genannten „Regressoren“. Das folgende Kapitel erläutert die Regressoren, die berücksichtigt werden und arbeitet die Gründe heraus, die zum Einbezug der jeweiligen Erklärungsgröße geführt haben.

Das Schätzmodell ermittelt den Bestand des jeweiligen Eckwerts (Bedarfsgemeinschaften, Personen und darunter erwerbsfähige und nicht erwerbsfähige Personen), der nach Ablauf der definierten Wartezeit von drei Monaten erwartet werden kann bzw. höchstwahrscheinlich eintritt, und nutzt dazu folgende Informationen.

- aktueller Bestand des Eckwerts ohne Wartezeit (BG_t^{WZ0})
- linearer Trend der Nacherfassungsquoten, im Sinne eines langfristigen Lerneffektes im Nacherfassungsverhalten ($NQ_BG_t^{PRED}$)
- Einfluss des statistischen Stichtags im Rahmen des Einbezugs der Nettoarbeitstage als erklärende Größe (NAT_t)
- Abbildung von nicht-linearen Effekten durch den Einbezug der Quadrate aus den Nettoarbeitstagen sowie dem linearen Trend der Nacherfassungsquoten ($(NAT_t)^2$, $(NQ_BG_t^{PRED})^2$)
- Wechselwirkungen von verschiedenen Einflüssen im Kontext des Einbezugs von Interaktionsvariablen aus dem Datenstand ohne Wartezeit, den im jeweiligen Berichtsmonat maßgeblichen Nettoarbeitstagen sowie dem linearen Trend der Nacherfassungsquoten ($(NAT_t \times NQ_BG_t^{PRED})$, $(BG_t^{WZ0} \times NAT_t)$, $(BG_t^{WZ0} \times NQ_BG_t^{PRED})$, $(BG_t^{WZ0} \times NQ_BG_t^{PRED} \times NAT_t)$)
- Informationen aus der Arbeitslosenstatistik: aktueller Bestand an Arbeitslosen sowie Zugänge in und Abgänge aus Arbeitslosigkeit im Rechtskreis SGB II (ALO_t , Zug_ALO_t , Abg_ALO_t)

Die Berechnung der Regressionskoeffizienten (α , β_i) erfolgt im Rahmen einer einfachen Regressionsanalyse wie rechts zunächst allgemein formuliert. Auf der folgenden Seite wurden die konkreten Formeln für die Schätzung des Wartezeitbestandes an Bedarfsgemeinschaften exemplarisch anhand der Regressionskoeffizienten β_1 und α dargelegt.

$$\beta_i = \frac{\text{cov}(x_i, y)}{\text{var}(x_i)}$$

$$\alpha = y - \sum_{i=1}^n \beta_i x_i$$

Die **Varianz** beschreibt den Charakter der Verteilung einer Variablen. Varianz misst in diesem Zusammenhang die Streuung der Werte relativ zu einem Erwartungswert (in der Regel geht man vom Mittelwert der Variablen aus). Hierbei werden die Quadrate der Abweichungen entsprechend Ihrer Häufigkeit bzw. Wahrscheinlichkeit gewichtet.

Kovarianz ist in diesem Kontext als Maßzahl für den Zusammenhang zweier Variablen zu verstehen. Sie gibt die Richtung des Zusammenhangs an, nicht aber die Stärke. Ist die Kovarianz positiv, so kann von einem gleichläufigen linearen Zusammenhang ausgegangen werden. Negative Ausprägungen der Kovarianz lassen auf gegenläufige lineare Zusammenhänge schließen. Ist die Kovarianz Null, so besteht kein linearer Zusammenhang zwischen beiden Variablen (aber: kein Ausschluss von nichtlinearen Zusammenhängen).

$$\beta_1 = \frac{\text{cov}(BG_t^{WZ0}, BG_t^{WZ3})}{\text{var}(BG_t^{WZ0})}$$

$$\begin{aligned} \alpha = & BG_t^{WZ3} - \beta_1 BG_t^{WZ0} - \beta_2 NQ_BG_t^{PRED} - \beta_3 NAT_t - \beta_4 ALO_t - \beta_5 Zug_ALO_t \\ & - \beta_6 Abg_ALO_t - \beta_7 (NAT_t)^2 - \beta_8 (NQ_BG_t^{PRED})^2 - \beta_9 (NAT_t \times NQ_BG_t^{PRED}) \\ & - \beta_{10} (BG_t^{WZ0} \times NAT_t) - \beta_{11} (BG_t^{WZ0} \times NQ_BG_t^{PRED}) - \beta_{12} (BG_t^{WZ0} \times NQ_BG_t^{PRED} \times NAT_t) \end{aligned}$$

3.2.1.1 Aktueller Bestand ohne Wartezeit

Der aktuelle Bestand des jeweiligen Eckwerts ohne Wartezeit ist als unabhängige Größe im Modell explizit aufgegriffen worden. Hier ist vor allem die Klärung der Frage nach der aktuellen Größenordnung des Bestands essentiell, sie wird für jeden Kreis im Kontext weiterer erklärender Größen gesehen und über Erfahrungswerte im Rahmen der Zeitreihe zur Prognose des Bestands nach Wartezeit heran gezogen.

3.2.1.2 Trend des Nacherfassungsverhaltens

Der lineare Trend der Nacherfassungsfaktoren bildet die Entwicklung des Nacherfassungsverhaltens im jeweiligen Kreis ab. Er wird zunächst auf den Ist-Daten ermittelt, die bis Januar 2007 zurückreichen und dann genutzt um die Entwicklung des Nacherfassungsverhaltens am aktuellen Rand abzuschätzen. Aus diesem berechneten linearen Trend werden für die drei fehlenden Monate die zu erwartenden „Nacherfassungsquoten“ berechnet.

Der Trend der Nachbewilligungsfaktoren kann als langfristiger Lerneffekt im Hinblick auf das Nacherfassungsverhalten des einzelnen Kreises bzw. des zuständigen Trägers der Grundversicherung im Rahmen regionaler Rahmenbedingungen interpretiert werden.

Überlegungen den Trend über einen kürzeren Zeitraum zu schätzen um damit kurzfristig möglicherweise treffsicherere Verläufe der Trendgeraden zu erreichen müssen abgelehnt werden. Kurzfristige, extern bedingte Schwankungen im Nacherfassungsverhalten könnten das Schätzergebnis in die eine oder andere Richtung verzerren. Grundlegend ist die Unsicherheit einer Prognose, bezogen auf die implementierten Einflussgrößen, davon abhängig wie lang die zur Verfügung stehende Zeitreihe ist; eine längere Zeitreihe wirkt stabilisierend, soweit keine Änderungen bei den Einflussgrößen selbst stattfinden.

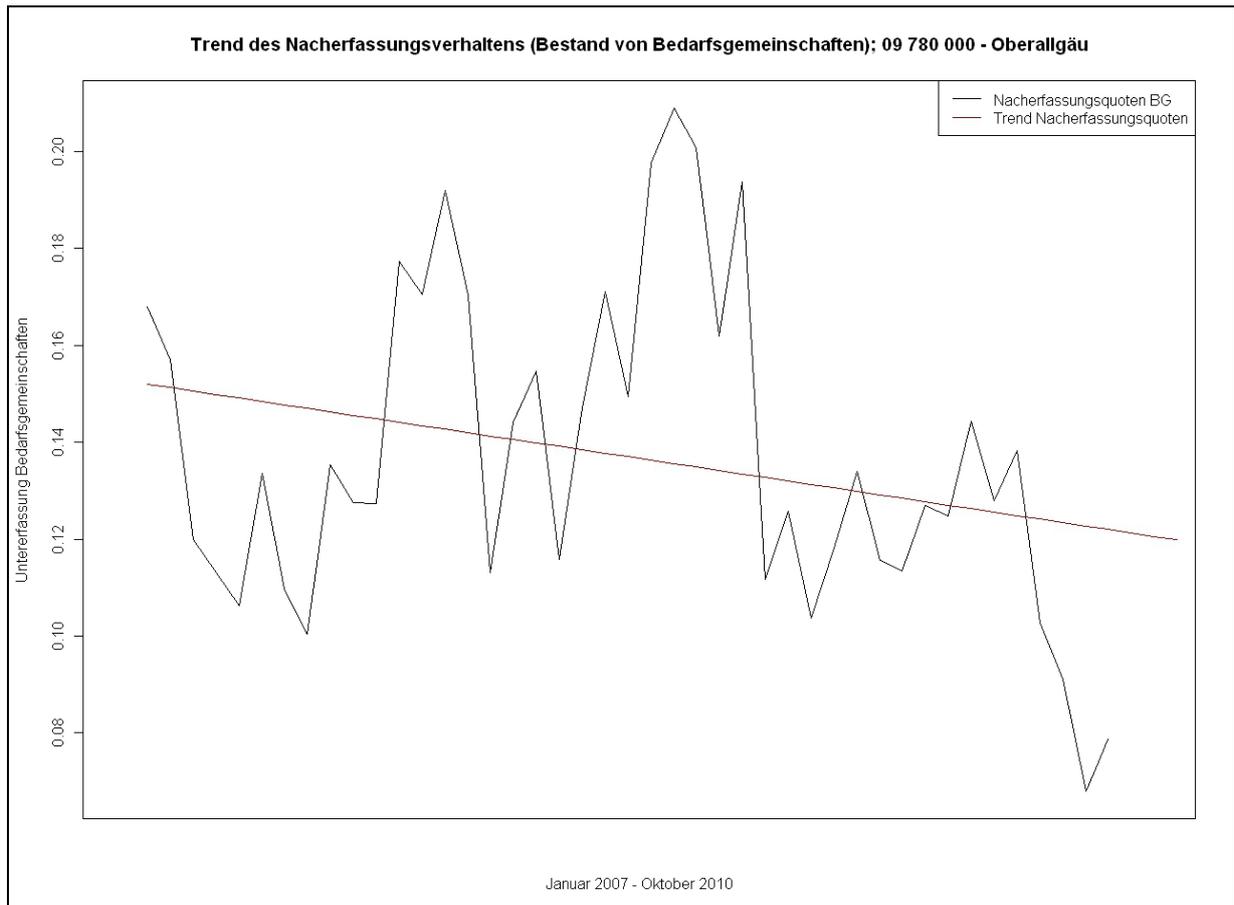


Abbildung 4: Linearer Trend der Nacherfassungsquoten am Beispiel Oberallgäu

3.2.1.3 Nettoarbeitstage- der Einfluss des statistischen Stichtags

Als Nettoarbeitstage (NAT) bezeichnet man die Zahl an Tagen zwischen dem Monatsersten und dem Tag des Datenabzugs abzüglich der Wochenenden und der bundeseinheitlichen Feiertage.

Die Zahl der Nettoarbeitstage quantifiziert die Zeit die den Sachbearbeitern verbleibt um erst- oder wiederbewilligte Leistungsfälle für den (aktuellen) Berichtsmonat zu bearbeiten. Je nach Monat kann diese Zeitspanne kürzer oder länger ausfallen, sie schwankt in der Regel zwischen fünf und zehn Arbeitstagen.

Die Grundannahme ist, dass die Zahl der Nettoarbeitstage ein Maß dafür ist wie stark die Daten ohne Wartezeit untererfasst sind; allgemein sollte gelten je weniger Nettoarbeitstage, desto größer ist die Untererfassung bzw. je mehr Nettoarbeitstage, desto kleiner die Untererfassung. [Abbildung 5](#) visualisiert den beschriebenen Effekt anhand der Nacherfassungsquoten für den Bestand an Bedarfsgemeinschaften exemplarisch anhand der Datenlage für Herne, Stadt. Es kann festgestellt werden, dass die Nacherfassungsquoten in den Monaten relativ höher ausfallen, in denen die Zahl der Nettoarbeitstage geringer ausfällt und umgekehrt.

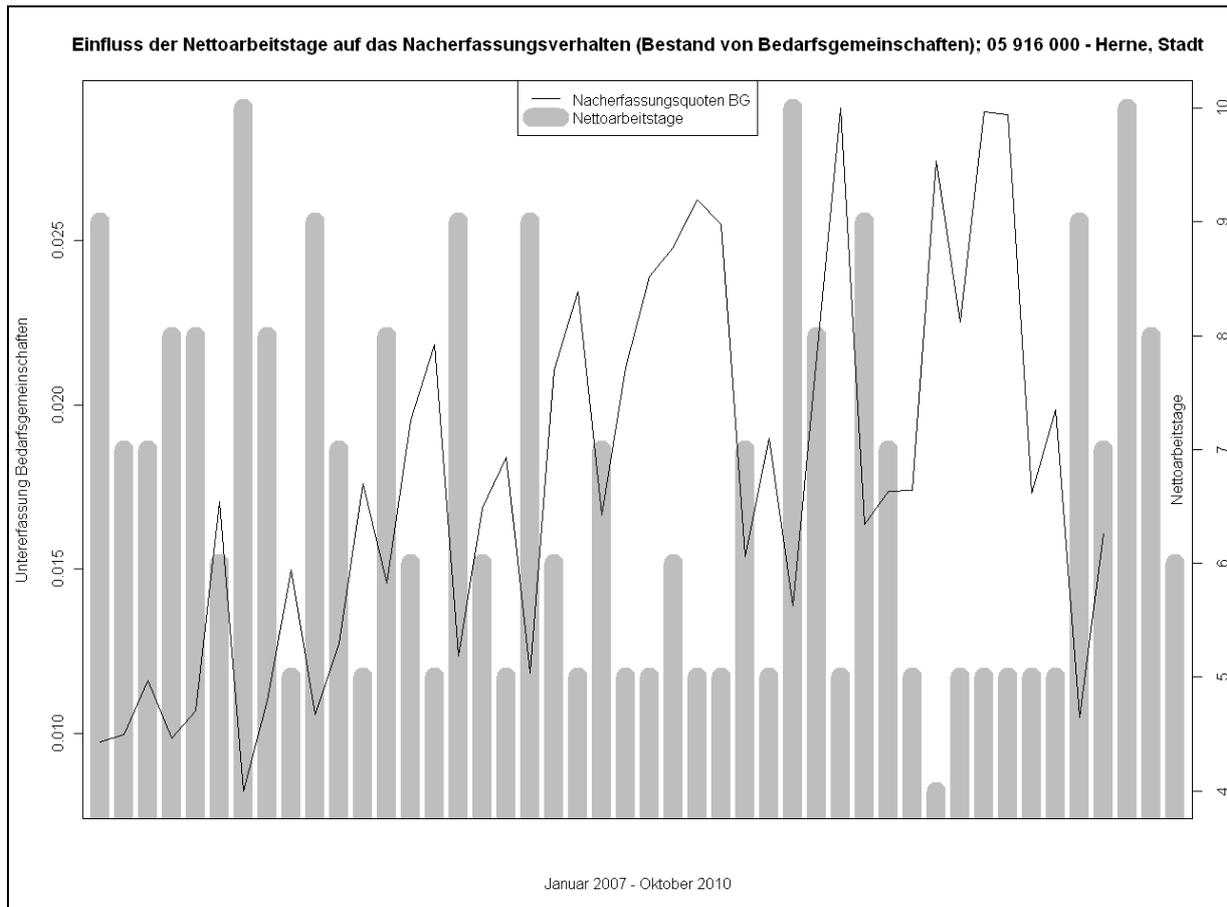


Abbildung 5: Einfluss der NAT auf das Nacherfassungsverhalten am Beispiel Herne, Stadt

Monat	NAT A2LL	NAT XSozial	Differenz
Januar 2009	6	9	3
Februar 2009	5	9	4
März 2009	5	10	5
April 2009	7	8	1
Mai 2009	5	8	3
Juni 2009	10	11	1
Juli 2009	8	11	4
August 2009	5	9	4
September 2009	9	10	1
Oktober 2009	7	10	3
November 2009	5	9	4
Dezember 2009	4	8	4
Januar 2010	5	9	4
Februar 2010	5	9	4
März 2010	5	9	4
April 2010	5	7	3
Mai 2010	5	8	3
Juni 2010	9	11	2
Juli 2010	7	11	4
August 2010	10	11	1
September 2010	8	11	3
Oktober 2010	6	10	4
November 2010	10	11	1
Dezember 2010	8	11	3

Tabelle 3: Liste der Nettoarbeitstage (NAT) von Januar 2009 bis Dezember 2010

Die Zahl der Nettoarbeitstage wird einheitlich für alle Kreise bestimmt. Die in die Modellierung eingeflossene Zahl an NAT orientiert sich am Fachverfahren A2LL. Der Datenabzug aus A2LL findet stets am Wochenende vor dem statistischen Stichtag statt.

Für die zugelassenen kommunalen Träger, deren Daten über den Übermittlungsstandard XSozial-BA-SGB II kommen, werden dagegen die Daten am statistischen Stichtag abgezogen. Dadurch stehen den zugelassenen kommunalen Trägern im Schnitt zwischen einem und vier Tagen mehr zur Verfügung. Diese Differenz ist durchaus kritisch zu betrachten, da teilweise gegenläufige Trends durch die jeweiligen Nettoarbeitstage erwartet werden.

In diesem Zusammenhang gibt es Überlegungen die Nettoarbeitstage für zugelassene kommunale Träger entsprechend der Zeit auszuweisen, die vor Ort tatsächlich zur Bearbeitung von Fällen im aktuellen Berichtsmonat vorliegt. Dies konnte im Rahmen der nun vorliegenden Modellierung noch nicht umgesetzt werden, ist aber, wie in Kapitel 7 beschrieben, Teil des geplanten Reviews der Modellierung zum Berichtsmonat Juli 2011.

3.2.1.4 Arbeitslosigkeit als Frühindikator für Hilfebedürftigkeit

Die Entwicklung der Arbeitslosigkeit im Berichtsmonat wird für die Schätzmodellierung über den aktuellen Bestand, den Zugang in und Abgang aus Arbeitslosigkeit im Rechtskreis SGB II quantifiziert. Grundannahme ist, dass die Entwicklung der Arbeitslosigkeit prädiktiven Erklärungsgehalt für die Entwicklung der Bestandszahlen in der Grundsicherung liefert, also als Frühindikator zu Rate gezogen werden kann.

Grundsätzlich ist zu erwarten, dass von einem konjunkturellen Abschwung in Kombination mit steigender Arbeitslosigkeit zunächst vor allem solche Beschäftigungsverhältnisse betroffen sind, die als instabil im Sinne der Dauer und Kontinuität des Beschäftigungsverhältnisses beschrieben werden können. Ein direkter Effekt auf den Personenbestand im SGB II lässt sich vor allem aus den Annahmen folgern, dass solche Beschäftigungsverhältnisse zum einen häufig die Anwartschaftszeiten für einen Bezug von Arbeitslosengeld nicht erfüllen und zum anderen die Höhe der Bezüge sowie der daraus resultierende Entgeltersatz per Arbeitslosengeld mit Grundsicherungsleistungen aufgestockt werden muss.

Ein Konjunkturabschwung mit negativem Einfluss auf die Zahl der Beschäftigtenverhältnisse würde also zunächst einen Anstieg des Bestands an Personen im SGB II zur Folge haben. Darüber hinaus verschärft sich natürlich die allgemeine Situation am Arbeitsmarkt und Neuabschlüsse von Beschäftigungsverhältnissen werden unwahrscheinlicher was auch die Dauer der Arbeitslosigkeit des Einzelnen betrifft und hier zeitversetzt einen verstärkten Übergang von Personen aus dem Leistungsbezug SGB III in den Leistungsbezug der Grundsicherung bewirkt. Mit Blick auf die Schätzmodellierung kann man feststellen, dass der fluktuierende Teil des Personenbestands im SGB II direkt sowie indirekt von den allgemeinen Entwicklungen am Arbeitsmarkt abhängig ist und somit auch Veränderungen im Bestand an Bedarfsgemeinschaften und Personen in der Grundsicherung durch Veränderungen am Arbeitsmarkt erklärt werden können. [Abbildung 6](#) verdeutlicht die Zusammenhänge an zwei Schaubildern. Im oberen Teil der Graphik ist für den Zeitraum Januar 2007 bis Oktober 2010 die Entwicklung des Bestands an Arbeitslosen im Rechtskreis SGB II gegen die Entwicklung des Bestands an Personen im SGB II nach einer Wartezeit von drei Monaten geplottet. Die Entwicklung beider Graphen kann als im Verlauf recht ähnlich beschrieben werden (unter Berücksichtigung der unterschiedlichen Skalenniveaus). Vorteil des Einsatzes der Arbeitslosenzahlen im Kontext der Schätzmodellierung ist nun der zeitliche Vorlauf dieser Informationen welche stets monatsaktuell ohne Wartezeit vorliegt.

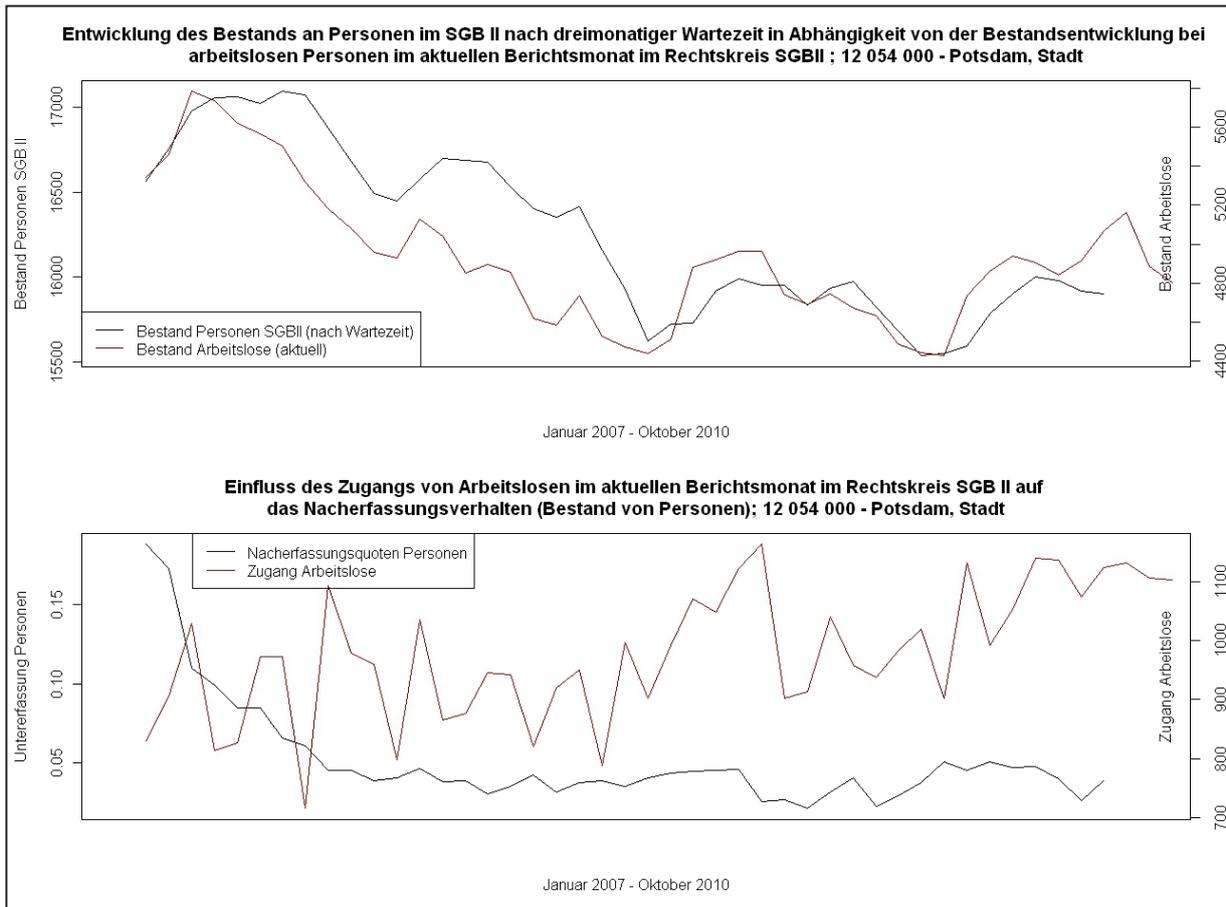


Abbildung 6: Einfluss der Entwicklung des Bestands an Arbeitslosen im Rechtskreis SGBII auf den Bestand an Personen im SGB II sowie Einfluss der Zugänge an Arbeitslosen auf das Nacherfassungsverhalten am Beispiel Potsdam, Stadt (Zeitreihe Januar 2007 bis Oktober 2010)

In Zusammenschau der Informationen zum Bestand sowie der Zugänge in und Abgänge aus Arbeitslosigkeit im Rechtskreis SGB II kann ein Stock-Flow-Zusammenhang beschrieben werden, welcher wiederum Einfluss auf das Nacherfassungsverhalten im jeweiligen Kreis hat. Abbildung 6 zeigt diesen Zusammenhang rudimentär, indem die Zugangszahlen in Arbeitslosigkeit gegen die Entwicklung der Nacherfassungsquoten für den Personenbestand abgebildet sind. Es lässt sich zeigen, dass Zugang von Arbeitslosen und Nacherfassungsquoten miteinander korrespondieren, wobei die Zugänge in Arbeitslosigkeit teilweise einen leichten Vorlauf aufweisen.

Das „**Stock-Flow-Modell**“ beschreibt den Zusammenhang zwischen Stromgrößen und Bestand. Von Bestandseinheiten spricht man, wenn der Zustand, von Ereigniseinheiten, wenn ein Zustands- oder Statuswechsel betrachtet werden soll. Eine Bestandsgröße wird dadurch gewonnen, dass man alle Einheiten, die zu einem bestimmten Zeitpunkt in einem bestimmten Zustand (z.B. Arbeitslosigkeit) existieren, zusammenfasst. Ereigniseinheiten erhält man, wenn man alle Ereignisse (z.B. Zugang in oder Abgang aus Arbeitslosigkeit) in einem bestimmten Zeitraum aufsummiert. Bei Ereignisgesamtheiten werden Zugangsgesamtheiten (Zugänge) und Abgangsgesamtheiten (Abgänge) unterschieden.

Im vorliegenden Beispiel wird der Stock-Flow-Zusammenhang mittels Bestand an Arbeitslosen sowie dem Zugang in und dem Abgang aus Arbeitslosigkeit abgebildet. Der Bestand an Arbeitslosen wird im Berichtsmonat jeweils am Stichtag abgezogen, während die Bewegungen als Ereignisgesamtheit im Zeitraum zwischen zwei Stichtagen gemessen werden. In diesem Kontext gilt, dass sich der Bestand eines Monats aus dem Bestand des Vormonats plus Zugänge im aktuellen Berichtsmonat minus Abgänge im aktuellen Berichtsmonat ergibt.

3.2.1.5 Interaktionsvariablen im Modell

Mit der Implementierung von Interaktionsvariablen in die Schätzmodellierung wird versucht, Wechselwirkungen von verschiedenen erklärenden/ externen Variablen abzubilden. Interaktionseffekte sind nicht additive Effekte zweier oder mehr unabhängiger Variablen in einer Schätzmodellierung. Dabei wird angenommen, dass der Erklärungsgehalt einer Variablen von den Ausprägungen einer anderen Variablen abhängig ist. Interaktionseffekte werden über das Produkt zweier oder mehrerer Variablen im Modell abgebildet.

Im Einzelnen wurden folgende Interaktionsterme in der Schätzmodellierung berücksichtigt.

- Nettoarbeitstage und Trend der Nachbewilligungsfaktoren
- aktueller Bestand und Nettoarbeitstage
- aktueller Bestand und Trend der Nachbewilligungsfaktoren
- aktueller Bestand und Trend der Nachbewilligungsfaktoren und Nettoarbeitstage

Quadrate aus erklärenden Variablen werden vor allem deshalb in die Schätzmodellierung einbezogen, um nicht-lineare Effekte abbilden zu können. Lineare Zusammenhänge können die Realität nicht immer treffsicher abbilden. Grundannahme eines linearen Zusammenhangs ist, dass sich die erklärende Größe stets gleichartig auf die Entwicklung der zu erklärenden Größe auswirkt. Fügt man neben der erklärenden Variable noch das Quadrat dieser in eine Schätzmodellierung ein, so kann man auch variierende Einflüsse der jeweiligen Regressoren auf die abhängige Variable im Modell abbilden und erreicht flexiblere Anpassungen der Schätzgleichung an die abzubildende Realität.

Konkret ist in die Schätzmodellierung neben dem Quadrat der Nettoarbeitstage auch das Quadrat der Entwicklung der Nachbewilligungsfaktoren eingeflossen.

3.2.2 Ermittlung der Schätzwerte

Im Rahmen des Ausgleichs von operativ untererfassten Eckwerten in der Grundsicherungsstatistik wird mittels des dargelegten Schätzverfahrens jeweils ein Zeitraum von drei Monaten prognostiziert. Das ist entsprechend der Wartezeitsystematik der Grundsicherungsstatistik der Dreimonatszeitraum am aktuellen Rand, über den noch keine durch Wartezeit abgesicherten Aussagen über die Bestandsentwicklungen getroffen werden können.

Die Schätzgleichung ist für die Schätzung des Wartezeitbestandes an Bedarfsgemeinschaften wie folgt aufgebaut, die Größe u_t beschreibt dabei die nicht zu modellierende Störgröße.

$$\begin{aligned}
 BG_t^{PRED} = & \alpha + \beta_1 BG_t^{WZ0} + \beta_2 NQ_BG_t^{PRED} + \beta_3 NAT_t + \beta_4 ALO_t + \beta_5 Zug_ALO_t \\
 & + \beta_6 Abg_ALO_t + \beta_7 (NAT_t)^2 + \beta_8 (NQ_BG_t^{PRED})^2 + \beta_9 (NAT_t \times NQ_BG_t^{PRED}) \\
 & + \beta_{10} (BG_t^{WZ0} \times NAT_t) + \beta_{11} (BG_t^{WZ0} \times NQ_BG_t^{PRED}) + \beta_{12} (BG_t^{WZ0} \times NQ_BG_t^{PRED} \times NAT_t) \\
 & + u_t
 \end{aligned}$$

Die Schätzung wird jeden Monat jeweils nach Validierung und Aufbereitung der Stichtagsdaten vorgenommen. Die Schätzung ist so konzipiert, dass sich die der Schätzung zugrunde liegende Datenbasis mit jedem Monat vergrößert, eben um die der aktuellen Stichtagsverarbeitung entstammenden neuen Informationen zur Grundsicherungsstatistik. Mit Einbezug der jeweils aktuellsten Daten ohne und mit dreimonatiger Wartezeit erhöht sich

also der dem Schätzverfahren zugrundeliegende Informationsstand. Hieraus ergibt sich mit jedem Schätzlauf eine Revision der Schätzergebnisse.

3.2.2.1 Ermittlung des Schätzwertes zum Bestand Personen

Der Eckwert Bestand an Personen im SGB II (insgesamt) wird als Summe aus den beiden geschätzten Eckwerten erwerbsfähige Hilfebedürftige (eHb) und nicht erwerbsfähige Hilfebedürftige (nEf) gebildet.

Für die Summenbildung werden die nicht gerundeten Schätzwerte verwendet. Dies kann bei Verwendung von gerundeten veröffentlichten Werten bei dem einzelnen Kreis zu einer Abweichung von maximal einer Person in der Summe führen. Für die Aufsummierung auf Bundesländer bzw. Bundesebene hat das keinen gravierenden Einfluss, weil es bei dieser Fehlertoleranz von einer Person pro Berichtsebene bleibt. Die Wahrscheinlichkeit, dass sich der Rundungsfehler sogar verkleinert steigt mit jeder Aggregationsstufe.

3.2.2.2 Ermittlung der Länderprognosen

Die Ermittlung der Länderergebnisse, der Aggregationsstufen „Ost“ und „West“ sowie der Bundesergebnisse basiert auf additiver Aggregation. Grundsätzlich ist es natürlich auch hier möglich, die Schätzmodellierung auf die jeweilige Aggregationsstufe anzuwenden.

Schätzungen auf Basis der Aggregationsstufen lassen zwar grundsätzlich eine höhere Schätzgüte im Rahmen der angewandten Modellierung erwarten, weil die Schätzung auf einer größeren Fallzahl beruht und der mittlere Schätzfehler damit geringer ins Gewicht fällt. Dies konnte aber anhand der vorliegenden Datenbasis nicht bestätigt werden, weshalb entschieden wurde, die Aggregationsstufen mittels Addition der (nicht gerundeten) Kreisergebnisse zu ermitteln. Neben einer (etwas) höheren Schätzgüte hat dieses Vorgehen den großen Vorteil, dass auf Faktorisierungen – zur Herstellung der Kongruenz der Schätzergebnisse – nach der Schätzung verzichtet werden kann.

3.2.2.3 Rundung

Im Kontext der Schätzung wird auf den Einsatz gerundeter Zwischenergebnisse verzichtet. Für die Bereitstellung der Prognose-Ergebnisse ist allerdings eine Darstellung ohne Dezimalstellen vorgesehen. In diesem Kontext kann es bei der Weiterverarbeitung der Ergebnisse zu rundungsbedingten Abweichungen kommen, dies muss entsprechend beachtet werden.

3.2.3 Standardfehler der Schätzung

Der Standardfehler einer Schätzung kann als die durchschnittliche Abweichung des geschätzten Wertes von dem real erreichten oder allgemein „wahren“ Wert⁵ beschrieben werden. Je kleiner dieser Standardfehler ist, desto genauer kann der unbekannte Wert mit Hilfe der eingesetzten Schätzmodellierung prognostiziert werden. Er liefert damit ein Maß für die Güte der Schätzung.

Die untere Formel zeigt die Berechnung des Standardfehlers der Schätzung für den Schätzlauf Dezember 2010 auf.

⁵ In der Grundsicherungsstatistik wird der Datenstand nach einer Wartezeit von drei Monaten als „wahrer“ Wert angesehen.

$$\text{Standardfehler der Schätzung}_t = \sqrt{\frac{\sum_{t=\text{Januar 2007}}^{\text{September 2010}} (BG_t^{PRED} - BG_t^{WZ3})^2}{\text{Anzahl Monate} - \text{Anzahl Regressoren}}}$$

Zu beachten ist, dass der Standardfehler der Schätzung von zwei Größen abhängt. Das ist zum einen der Umfang des der Regression zugrunde liegenden Datensets: je größer dieses Datenset ist, desto kleiner wird tendenziell der Standardfehler ausfallen. Zum anderen hängt er auch von der Varianz des Datensatzes ab: je kleiner die Varianz umso kleiner wird in der Regel der Standardfehler der Schätzung ausfallen.

Stand: 12/2010	Herne, Stadt (05 916 000)			Oberallgäu (09 780 000)			Potsdam, Stadt (12 054 000)		
	BG_t^{WZ0}	BG_t^{PRED}	BG_t^{WZ3}	BG_t^{WZ0}	BG_t^{PRED}	BG_t^{WZ3}	BG_t^{WZ0}	BG_t^{PRED}	BG_t^{WZ3}
August 2010	10602	10757	10792	1804	1939	1931	9245	9514	9512
September 2010	10566	10738	10755	1756	1909	1911	9108	9410	9375
Oktober 2010	10429	10692		1692	1874		8857	9237	
November 2010	10488	10695		1704	1834		8867	9009	
Dezember 2010	10542	10788		1719	1878		8828	9094	
Standardfehler der Schätzung	28,6			23,5			49,1		
Prozentuale Abweichung	≈ 0,3%			≈ 1,2%			≈ 0,5%		

Tabelle 4: Ergebnisübersicht der Schätzung Dezember 2010 für drei Beispielkreise

4 Getestete Alternativmodellierungen

Tabelle 5 zeigt eine Übersicht der Ergebnisse der getesteten Modellierungen. Stellvertretend für alle quantitativen Gütekriterien wurde hier der „RMSPE“ jeder Modellierung – unterschieden nach Modellierungsansatz, Eckwert, Trägerform sowie der Reaktion bei Schätzung an einem Wendepunkt – aufgelistet. Der Vergleichswert der umgesetzten multivariaten linearen Regression lag über alle Schätzungen und Trägerformen hinweg unter eins. Zu beachten ist, dass dieses Gütekriterium aber nur ein „Maß“ war, das angelegt wurde um zu entscheiden, welche Modellierung letzten Endes tatsächlich umgesetzt wird und als solche bildet es auch nur einen argumentativen Strang für und gegen die einzelnen Modellierungen ab.

Schätzmodellierung	Eckwert	ARGEn/ AAgTaw	zkT
		Juni 2009- Sept. 2009 (Dez. 2008- Feb. 2009)	Juni 2009- Sept. 2009 (Dez. 2008- Feb. 2009)
Fortschreibung per IAB-Cluster	BG	1,22 (2,43)	1,35 (2,22)
	eHb	1,32 (2,56)	1,31 (2,37)
	nEf	2,11 (2,72)	4,40 (5,25)
Zeitreihenanalyse per Expert-Modeler	BG	1,96 (2,22)	2,23 (2,41)
	eHb	2,27 (2,60)	2,15 (2,52)
	nEf	2,89 (3,88)	5,23 (3,49)
ARIMA (3 1 0) (1 0 0)	BG	2,21 (4,36)	1,79 (4,06)
	eHb	2,34 (5,03)	1,80 (3,61)
	nEf	3,66 (6,52)	4,87 (7,39)
Schätzmodell der Leistungsstatistik SGB III	BG	2,23 (1,49)	1,58 (2,29)
	eHb	2,43 (1,72)	1,92 (2,54)
	nEf	2,91 (2,24)	4,23 (3,10)
Schätzmodell der Beschäftigtenstatistik	BG	1,38 (1,39)	1,55 (1,65)
	eHb	1,53 (1,56)	1,89 (2,24)
	nEf	2,15 (2,15)	4,07 (3,33)

Tabelle 5: Übersicht der RMSPE nach Schätzmodellierung, Eckwert, Trägerschaft sowie Reagibilität am Wendepunkt

4.1 Schätzmodell der Grundsicherungsstatistik für Bundesländer

Ausgangspunkt der methodisch-konzeptionellen Überlegungen zu einem neuen Schätzmodell zum Ausgleich operativ untererfasster Eckwerte auf Regionalebene in der Leistungsstatistik SGB II war das Anfang 2008 eingeführte Schätzmodell für Bundesländer. Eine Übertragung der grundlegenden Funktionalitäten dieser Modellierung auf eine regionale Ebene erschien als erster Ansatz vielversprechend und konsequent.

Das Schätzmodell ist zweistufig aufgebaut und basiert neben der Entwicklung der Bestands-eckwerte ohne und mit dreimonatiger Wartezeit auf der Erkenntnis, dass die Nettoarbeitstage vor Datenabzug A2LL einen Erklärungsgehalt für die Größenordnung der im jeweiligen Berichtsmonat nachzuerfassenden berichtsrelevanten Fälle haben. Mit dem ersten Berechnungsschritt wird per lineare Regression der Trend der Nacherfassungsquoten geschätzt, so wird das dreimonatige Wissensdefizit über die Entwicklung der Nacherfassungsquoten geschlossen. Dieser berechnete Trend geht zusammen mit den Nettoarbeitstagen als erklärende Variable in den zweiten Berechnungsschritt der Modellierung ein, in dem ebenfalls per lineare Regression die Nacherfassungsquote je Bundesland geschätzt wird. Mittels dieser

Quoten kann dann anhand der Bestandseckwerte ohne Wartezeit der zu erwartende Bestandseckwert nach der Wartezeit von drei Monaten bestimmt werden.

Diese Modellierung unverändert auf regionale Bestandseckwerte anzuwenden, war nicht erfolgreich. Eine Analyse im Hinblick auf die definierten Gütekriterien lieferte unbefriedigende Ergebnisse; die Schätzgüte war auf Regionalebene gering und die Nettoarbeitstage (für das BA-Fachverfahren) als erklärende Größe lieferten erwartungsgemäß für die meisten XSozial-Kreise bzw. –Träger nur marginalen Erklärungsgehalt.

4.2 Fortschreibung anhand der IAB-Cluster

Die grundlegende Funktionalität des Verfahrens basiert auf der vom IAB vorgenommenen Typisierung von SGB II- Trägern⁶. Das IAB identifiziert 12 Typen, welche vor allem der Problematik Rechnung tragen sollen, dass der Vergleich der Leistungsfähigkeit verschiedener Träger untereinander aufgrund verschiedener regionsspezifischer Ausgangsbedingungen am Arbeitsmarkt nicht möglich ist. Zielsetzung dieser Typisierung auf Basis von Clusteranalysen ist es nicht nur solche SGB II- Träger in Gruppen zusammenzufassen, welche sich im Hinblick auf die regionsspezifischen Rahmenbedingungen möglichst ähnlich sind, sondern die Gruppen untereinander möglichst unähnlich zu gestalten (Trennschärfe der Einteilung). Diese Eigenschaften macht sich das Fortschreibungsmodell zunutze. Geht man davon aus, dass in einem Typ die Ausgangssituation für die inbegriffenen Träger relativ ähnlich ist, so kann man die Einzelentwicklungen der Träger in dieser Gruppe auch relativ gut miteinander vergleichen.

*Als **Fortschreibung** wird in der Statistik allgemein ein Verfahren bezeichnet, bei dem auf Basis eines Ausgangsbestands sowie der fortlaufenden Dokumentation von Veränderungen in der Bestandsgesamtheit (beispielsweise mittels Erfassung von Zu- und Abgängen) ein aktueller Bestand berechnet wird. Exemplarisch kann die Bevölkerungsfortschreibung des statistischen Bundesamtes angeführt werden.*

Hier wird diese Methodik sinngemäß verwendet. Der Ausgangsdatenbestand, die Veränderung in den vergangenen Monaten sowie die Veränderung in einer Vergleichsgruppe werden als theoretische Veränderung zur Ermittlung des aktuellen Bestands heran gezogen.

Die Modellierung setzt die Entwicklung jedes Grundsicherungsträgers in Beziehung zur Entwicklung des Trägertyps, welchem er per IAB-Analyse angehört. Korrektiv fließt die Vorjahresentwicklung des einzelnen Trägers ein. Grundannahme dieser Modellierung ist, dass die Entwicklung der Bestandseckwerte in der Statistik der Grundsicherung zeitreihenanalytisch stabile Verläufe vollzieht. Die Relation zwischen Daten ohne und mit dreimonatiger Wartezeit spielt hier keine Rolle. Das Modell schreibt unter Ausnutzung einfacher Zusammenhänge die Entwicklung der Bestandsdaten nach einer Wartezeit von drei Monaten fort.

Unter Berücksichtigung der Einfachheit der Modellierung waren die erreichten Schätzergebnisse als durchaus „verlässlich“ zu bezeichnen. Als problematisch wurde aber die mangelnde Reagibilität der Modellierung im Fall von Zeitreihenbrüchen eingestuft. Große Umbrüche werden in der Fortschreibung soweit der betreffende Zeitraum in die Berechnung des Fortschreibungswertes eingeht mitgezogen und verzerren das Ergebnis der Schätzung.

4.3 Schätzmodellierungen aus weiteren Fachstatistiken der BA

Im Rahmen der Recherche nach alternativen Modellierungen wurden auch Schätzmodelle aus Nachbarfachstatistiken auf Umsetzbarkeit in der Grundsicherungsstatistik getestet.

⁶ Rüb; Werner (2007): Typisierung von SGB II- Trägern; IAB Forschungsbericht Nr. 1/2007; Nürnberg

Zunächst wurde die Modellierung der Leistungsstatistik SGB III auf Umsetzbarkeit in der Grundsicherungsstatistik untersucht. In dieser Modellierung werden die Veränderungen des Bestandes zwischen unterschiedlichen, durch den Geschäftsprozess bedingten, Erfassungsständen verschiedener aufeinanderfolgender Berichtsmonate in der Vergangenheit, also Veränderungen des Bestandes jeweils desselben Berichtsmonates berücksichtigt.

Grundlegende Annahme der Modellierung ist, dass sich bei Betrachtung der Bestandsentwicklungen im Rahmen von Wartezeiten Regelmäßigkeiten (oder auch nur ähnliche Relationen) feststellen lassen. Diese sind der Annahme folgend auf ähnlich gerichtete saisonale Muster zurückzuführen und lassen Rückschlüsse auf den aktuellen Berichtmonat zu. Grundannahme der Modellierung ist also, dass auch die Hochrechnungsfaktoren selbst saisonalen Schwankungen unterliegen. Der Zuwachs zwischen den Erfassungsständen fällt je nach betrachtetem Berichtsmonat saisontypisch unterschiedlich stark aus.

Der Ausgangswert, der als Grundlage für die Bestimmung des zu erwartenden Bestandes des aktuellen Berichtsmonats dient, ist der Datenstand ohne Wartezeit des aktuellen Berichtsmonats. Die Schätzung basiert auf Faktoren, um die der Bestand des aktuellen Berichtsmonats ohne Wartezeit auf den Stand nach einmonatiger und von einmonatiger auf die dreimonatige Wartezeit wächst.

$$BG_t^{PRED} = BG_t^{WZ0} \times \frac{BG_{t-12}^{WZ3}}{BG_{t-12}^{WZ0}} \times \frac{BG_{t-1}^{WZ1}}{BG_{t-1}^{WZ0}} \times \frac{BG_{t-13}^{WZ1}}{BG_{t-13}^{WZ0}}$$

Die Ergebnisse anhand des Datenmaterials der Leistungsstatistik SGB II waren unter Berücksichtigung der Einfachheit der Schätzmodellierung als durchaus passabel zu bezeichnen. Eine Umsetzung der Modellierung wurde aber aufgrund von quantitativ besseren Schätzmodellierungen letztendlich abgelehnt.

Die Schätzmodellierung der Beschäftigtenstatistik, als zweite getestete Modellierung aus Nachbarfachstatistiken, beruht ebenso wie die Schätzmodellierung der Leistungsstatistik SGB III auf der Annahme, dass sich die Wartezeitrelationen zwischen Datenständen ohne und mit Wartezeit im Zeitverlauf stabil entwickeln und saisontypischen Mustern folgen. Der Schätzfaktor wird im Rahmen dieser Modellierung mittels Saison- und Trendfaktor berechnet. Die Saisonfigur der Nacherfassungsquoten ist als Mittelwert der Vergleichsrelationen des Vor- und Vorvorjahres berechnet. Der Trend ist ein gleitender 3- Monatschnitt der Nachbewilligungsquoten aus den zuletzt verfügbaren Relationen der Datenstände mit und ohne Wartezeit. Ausgangswert der Schätzung ist auch hier der Datenstand ohne Wartezeit des aktuellen Berichtsmonats.

Saisonfaktor:

$$Saisonfaktor_t = \frac{1}{2} \left(\frac{BG_{t-12}^{WZ3}}{BG_{t-12}^{WZ0}} + \frac{BG_{t-24}^{WZ3}}{BG_{t-24}^{WZ0}} \right)$$

*Trendkomponente/
 gleitender Durchschnitt:*

$$Trend_t = \frac{1}{3} \sum_{i=3}^6 \frac{BG_{t-i}^{WZ3}}{BG_{t-i-12}^{WZ0}}$$

Berechnung Schätzfaktor:

$$Schätzfaktor_t = Trend_t \times Saisonfaktor_t$$

Schätzung:

$$BG_t^{PRED} = Schätzfaktor_t \times BG_t^{WZ0}$$

Auch im Fall dieser Modellierung konnten die Schätzergebnisse als positiv bezeichnet werden, aber auch hier erfolgte die Ablehnung der Umsetzung in Anbetracht des Vorliegens einer besseren Modellierung.

4.4 Zeitreihenanalytische Modellierungen (ARIMA)

Bei Zeitreihendaten allgemein lässt sich häufig das Phänomen beobachten, dass die Werte der Zeitreihe zeitversetzt mit sich selbst korrelieren. Konkret bedeutet das, dass ein Zusammenhang zwischen den zu unterschiedlichen Zeitpunkten gewonnenen Beobachtungen besteht. Der heute beobachtete Wert kann einen Erklärungsansatz für die in Zukunft zu beobachteten Werte darstellen. Die Daten werden bei Vorliegen eines solchen Zusammenhangs als autokorreliert bezeichnet. Bei gleichzeitiger Betrachtung von beispielsweise zwei Zeitreihen (Zeitreihe von Daten ohne und mit dreimonatiger Wartezeit) kann auch zwischen den Zeitreihen eine sog. „Kreuzkorrelation“ bestehen. Die jeweils andere Zeitreihe liefert dann einen Erklärungsgehalt für die Daten.

Ausgehend von diesen Überlegungen wurde das Datenmaterial auf verschiedene Formen von Autokorrelation und Kreuzkorrelation auf regionaler Ebene getestet. Ergebnis war, dass bei einer Vielzahl von Kreisen eine starke Autokorrelation verschiedener Ordnungen nachgewiesen werden kann. Gleichzeitig hat ein Einbezug der Daten ohne Wartezeit in die Modellierung eine Steigerung des Erklärungsgehaltes bewirkt, womit auch entsprechende Hypothesen zu Kreuzkorrelationen als belegt gewertet können.

Ausgangspunkt der Berechnungen zu zeitreihenanalytischen Modellierungen war der Einsatz des Expert-Modelers von SPSS. *„Die Prozedur „Zeitreihenmodellierung“ schätzt Modelle für die exponentielle Glättung, die univariate ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) und die multivariate ARIMA (oder Übertragungsfunktionsmodelle) für Zeitreihen und erstellt Prognosen. Die Prozedur enthält den Expert Modeler, der für eine oder mehrere abhängige Variablenreihen automatisch das jeweils am besten angepasste Modell für die ARIMA oder die exponentielle Glättung ermittelt und schätzt, sodass das geeignete Modell nicht mehr nach dem Prinzip von Versuch und Irrtum ermittelt werden muss.“*⁷ Die Entscheidung zum Einsatz dieses „Analysetools“ ergab sich im Zusammenhang mit der Annahme, dass die Definition und Modellierung eines allgemein gültigen Zeitreihenmodells zunächst an den divergierenden Ausgangsbedingungen auf regionaler Ebene scheitern könnte.

Auf Basis der hiermit erzielten Ergebnisse und Erkenntnisse wurde im Rahmen der Erprobung alternativer Schätzansätze versucht diverse ARIMA- Modellierungen zu definieren und auf die vorliegenden Zeitreihen der Grundsicherungsstatistik anzuwenden. Im Ergebnis waren die definierten Modellierungen im Rahmen von stabilen Zeitreihenverläufen durchaus verlässlich in Ihrer Vorhersagekraft. Prognosen, die an regionalen oder überregionalen Trendwenden ansetzten, waren bezogen auf die Prognosequalität erwartungsgemäß ungleich schlechter, was einen Einsatz solcher Modellierungen ausschloss.

⁷ SPSS Inc. (2007): SPSS Trends 16.0; S.4

5 Datenqualität und monatliche Qualitätssicherung

In der Grundsicherungsstatistik werden die Daten aktuell auf Trägerebene mittels eines Fortschreibungsmodells (siehe 4.2) auf Plausibilität geprüft. Das Verfahren stützt sich auf eine Typisierung der Träger der Grundsicherung nach geographischen Merkmalen und Bedingungen regionaler Arbeitsmärkte durch das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung⁸. Auf Basis aller Träger einer Vergleichsgruppe wird für jeden Träger monatlich ein gewichteter Fortschreibungsfaktor ermittelt. Der Fortschreibungswert kann in diesem Zusammenhang als eine Prognose basierend auf der mittleren Entwicklung der Trägertypengruppe bezeichnet werden. Der Vergleich mit dem real beobachteten Monatswert bietet nun die Möglichkeit anhand von Konfidenzintervallen Probleme in Bezug auf die Validität des Datenmaterials zu identifizieren.

Dabei werden jeden Monat obligatorisch die Stichtags-Informationen ohne Wartezeit sowie der Datenstand nach einer Wartezeit von drei Monaten geprüft.

In der Grundsicherungsstatistik auf Basis des BA-Fachverfahrens A2LL wird neben dem Vergleich des per Fortschreibung erreichten Wertes und dem real beobachteten Ergebnis auch die Konsistenz des Stock-Flow-Zusammenhangs geprüft.

Analog wird mit der Datenbasis aus dem Datenübermittlungsstandard XSozial verfahren. Grundlage des Einsatzes des Fortschreibungsmodells ist die validierte Datenbasis der gemeinsamen Einrichtungen (früher: ARGen und Träger mit getrennter Aufgabenwahrnehmung), welche als Referenzgröße im Rahmen der Betrachtung der Trägertypengruppen eingesetzt wird. Werden die Daten eines Trägers als unplausibel eingestuft bzw. führen technische oder organisatorische Probleme vor Ort zu unvollständigen Datenlieferungen oder einem kompletten Ausfall der Datenlieferung⁹, so werden für die Eckwerte (Bestand der Bedarfsgemeinschaften, der erwerbsfähigen Hilfebedürftigen, der nicht erwerbsfähigen Hilfebedürftigen sowie der Hilfebedürftigen insgesamt) Fortschreibungswerte auf Träger- und Kreisebene bestimmt. Mit diesem Verfahren können auch im Fall von Datenausfällen lückenfreie und konsistente Zeitreihen erreicht werden.

Im Zeitraum von Oktober 2009 bis September 2010 waren die Daten aller zugelassenen kommunalen Träger mit dreimonatiger Wartezeit plausibel, sodass alle Eckwerte für die Hochrechnung verwendet werden konnten. Für die Daten ohne Wartezeit wurde im Zeitraum Oktober 2009 bis einschließlich Dezember 2010 (dreimonatiger Vorlauf dieser Daten) insgesamt achtmal der Fortschreibungswert wegen nicht plausibler Daten verwendet, wobei für zwei Kreise jeweils zweimal ein Fortschreibungswert genutzt wurde. Somit konnten im angegebenen Zeitraum etwa 98% der gemeldeten Daten ohne Wartezeit für das Hochrechnungsmodell verwendet werden.

⁸ Rüb; Werner (2007): Typisierung von SGB II- Trägern; IAB Forschungsbericht Nr. 1/2007; Nürnberg

⁹ Es werden zurzeit nur ausgefallene Daten ohne Wartezeit durch Fortschreibungswerte ersetzt. Bei Ausfällen von Daten mit einer dreimonatigen Wartezeit wird auf die Daten mit zweimonatiger Wartezeit zurückgegriffen. Die Daten mit zweimonatiger Wartezeit sind in der Regel nur marginal von Untererfassungen betroffen und können daher als plausibel eingestuft werden.

6 Angebot Datenmaterial

Im Rahmen der Veröffentlichung der Grundsicherungsstatistik werden monatlich kreisbezogen für die Bestandseckwerte zu Bedarfsgemeinschaften, erwerbsfähigen Hilfebedürftigen, nicht erwerbsfähigen Hilfebedürftigen sowie den Personen insgesamt drei vorläufig hochgerechnete Wartezeitergebnisse bereitgestellt. Dies entspricht im Rahmen der Wartezeitsystematik der Grundsicherungsstatistik dem Dreimonatszeitraum am aktuellen Rand, über den vor Ablauf der definierten Wartezeit noch keine gesicherten Aussagen zur Bestandsentwicklung getroffen werden können.

Die Schätzung wird nur für die Bestandseckwerte vorgenommen. Eine Schätzung auf Basis von Strukturwerten (beispielsweise Untergliederungen nach Alter, Staatsangehörigkeit und Familienstand) ist nicht möglich, da Strukturwerte grundsätzlich stärkeren Schwankungen unterliegen als Bestandseckwerte, dadurch fallen die Ergebnisse je nach Gliederung in einen kleinteiligen Wertebereich, indem eine Wartezeitabschätzung nicht mehr verlässlich funktioniert.

Die Schätzergebnisse werden auf Kreisebene berechnet und bereit gestellt. Die entsprechenden Aggregatebenen (Landes- und Bundesergebnisse) basieren auf diesen Ergebnissen. Im Kontext der Schätzung wird aufgrund dessen auf den Einsatz gerundeter Zwischenergebnisse verzichtet. Für die Bereitstellung der Prognoseergebnisse ist allerdings eine Darstellung ohne Dezimalstellen, also ganzzahliger Ergebnisse, vorgesehen. In diesem Kontext kann es bei der Weiterverarbeitung der Ergebnisse zu rundungsbedingten Abweichungen kommen, dies muss entsprechend beachtet werden.

Die Schätzergebnisse unterliegen einer monatlichen Aktualisierung, was darauf zurückzuführen ist, dass der den Regressionsanalysen zugrundeliegende Datensatz monatlich eine Erweiterung um die aktuellsten Stichtagsergebnisse erfährt und damit aktualisierte Ergebnisse zur Folge hat.

In Ergänzung zu den Schätzergebnissen findet eine Veröffentlichung des jeweiligen Schätzfehlers statt. Der Standardfehler einer Schätzung kann als die durchschnittliche Abweichung des geschätzten Wertes von dem real erreichten oder allgemein „wahren“ Wert¹⁰ beschrieben werden. Die Veröffentlichung dieses Ergebnisses soll vor allem der Quantifizierung der mittleren Güte der veröffentlichten Prognoseergebnisse dienen. Je kleiner dieser Standardfehler ausfällt, desto genauer konnte der unbekannte Wert mit Hilfe der eingesetzten Schätzmodellierung im Mittel prognostiziert werden.

Die Prognoseergebnisse werden monatlich zum statistischen Veröffentlichungstermin bereit gestellt.

¹⁰ In der Grundsicherungsstatistik wird der Datenstand nach einer Wartezeit von drei Monaten als „wahrer“ Wert angesehen.

7 Entwicklungsperspektive

Voraussichtlich im dritten Quartal 2011 wird eine überarbeitete Version der Schätzmodellierung eingesetzt. Eckpunkte des Reviews sind vor allem die Einführung von Schätzergebnissen auf Trägerebene, die Überarbeitung der Nettoarbeitstage für zugelassene kommunale Träger sowie der Einbezug der einmonatigen und zweimonatigen Wartezeitinformationen.

Trotz erkannter Verbesserungspotentiale hat die aktuell entwickelte Schätzmodellierung eine sehr treffsichere Prognosefähigkeit, sodass die neuen Werte eine erhebliche Verbesserung der Informationslage bringen.

7.1 Nettoarbeitstage für XSozial-Daten

Wie in Kapitel 3.2.1.3 beschrieben, stehen den zugelassenen kommunalen Trägern jeden Monat bis zur Datenübermittlung aus technischen Gründen mehr Nettoarbeitstage zur Fallbearbeitung und Eingabe der Daten zur Verfügung. Nachdem ermittelt wurde, dass die Anzahl Nettoarbeitstage auf regionaler Ebene ein wichtiger Einflussfaktor ist, werden im nächsten Entwicklungsschritt die tatsächlichen Nettoarbeitstage für zugelassenen kommunalen Träger gesondert berücksichtigt. Der erwartete Zuwachs bei der Genauigkeit der Hochrechnung für die betroffenen Kreise wird damit auch die Länder bzw. Bundesschätzung noch etwas verbessern. Auf diesen Ebenen wird aber die Verbesserung prozentual geringer ausfallen, weil die entsprechenden Kreise nur einen Teil der jeweiligen Aggregationsstufe bilden.

7.2 Einbezug aktuellerer Wartezeitinformationen

Im aktuellen Verfahren werden bisher nur die Daten ohne Wartezeit und die Daten mit dreimonatiger Wartezeit verwendet. Es findet also bislang keine Aktualisierung anhand zumindest teilweise sukzessiv vervollständigter Wartezeitinformationen statt.

Durch Einbezug der Datenstände nach ein- bzw. zweimonatiger Wartezeit wird der verbleibende „zu erklärende“ Anteil der Wartezeitentwicklung geringer, so dass die Verwendung dieser Daten als ein sinnvoller Informationszugewinn für die Hochrechnung angesehen wird.

7.3 Schätzung auf Trägerebene

Die Erweiterung der Veröffentlichung um die Schätzergebnisse auf Trägerebene trägt vor allem den Anspruch Rechnung, dass Schätzergebnisse grundsätzlich für die beiden wichtigsten regionalen Gliederungsebenen der Grundsicherungsstatistik vorhanden sein müssen. Aufgrund der bisherigen Veröffentlichungspraxis wurde der Schätzung auf Kreisebene aber Vorrang gegeben.

Die Einführung der Schätzung auf Trägerebene betrifft darüber hinaus aber nur Ausnahmefälle, in denen Träger- und Kreisgebiet nicht deckungsgleich abgebildet werden können. Für Regionen in denen die Trägergebiete mit den Kreisgebieten übereinstimmen oder genaue Zusammenfassungen mehrerer Kreisgebiete sind können für die Träger die entsprechenden Daten der Kreise übernommen bzw. aggregiert werden.

8 Ansprechpartner

Folgende Ansprechpartner stehen Ihnen mit Rat und Tat zur Seite sollten Sie Fragen zur Schätzmodellierung zum Ausgleich operativ untererfasster Eckwerte auf Regionalebene in der Leistungsstatistik SGB II haben.

Name	Telefon	E-Mail
Hofmann, Dr. Bernd	0911/ 179-1175	Bernd.Hofmann5@arbeitsagentur.de
Lorenz, Sebastian	0911/ 179-8728	Sebastian.Lorenz@arbeitsagentur.de
Tentscher, Christiane	0911/ 179-6476	Christiane.Tentscher@arbeitsagentur.de
Wolff, Matthias	0911/ 179-6519	Matthias.Wolff@arbeitsagentur.de

Anhang

A) Rahmenbedingungen/ Ausgangssituation

Ein Histogramm ist eine graphische Darstellung der Häufigkeitsverteilung metrisch skalierten Merkmale. Ein Histogramm erfordert die Einteilung der Daten in Klassen. Im Histogramm werden über den Klassen direkt aneinander angrenzende Rechtecke errichtet, deren Flächeninhalt die Klassenhäufigkeit darstellt. Anwendung finden Histogramme in der beschreibenden Statistik vor allem dann, wenn man den tatsächlichen Verlauf der Häufigkeitsverteilung visualisieren möchte.

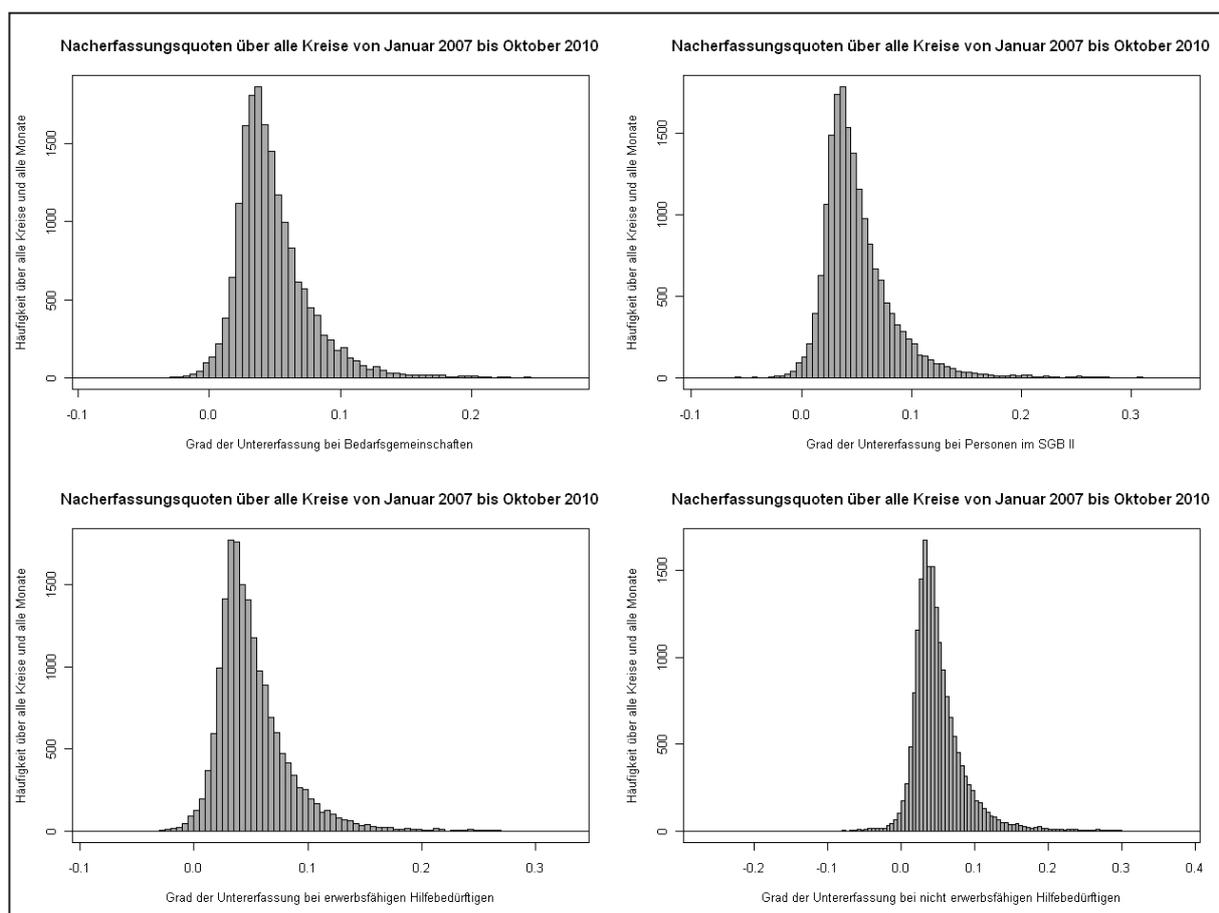


Abbildung 7: Histogramme zu den Nacherfassungsquoten je Eckwert über alle Kreise und einen Zeitraum von Januar 2007 bis Oktober 2010

Nacherfassungsquoten über alle Kreise	BG	eHb	nEf	Pers
Minimale Nacherfassungsquote	-8,60	-8,63	-26,87	-8,56
Erstes Quartil	3,03	3,15	2,90	3,10
Median	4,26	4,48	4,31	4,40
Drittes Quartil	6,04	6,45	6,35	6,38
Maximale Nacherfassungsquote	27,39	32,95	37,52	34,39

Tabelle 6: Interquartilsabstände zu den Nacherfassungsquoten je Eckwert über alle Kreise und einen Zeitraum von Januar 2007 bis Oktober 2010

B) Schätzung- Einfluss der Regressoren

In die Modellierung fließt ein Set von zwölf Regressoren ein, was aber nicht bedeutet, dass alle zwölf erklärenden Größen auch stets für jeden einzelnen Kreis Anwendung finden. Im Rahmen der Regression wird der „Erklärungsgehalt“ jedes Regressors für die Datenlage des einzelnen Kreises quantifiziert und es fließen tatsächlich nur diejenigen Regressoren ein, die unter Betrachtung der Datenlage des einzelnen Kreises, auch Erklärungsgehalt liefern. „Ausschlussgrund“ ist die Teilkorrelation zwischen dem Regressor und der abhängigen Variablen (Daten mit dreimonatiger Wartezeit). Wenn der Wert der Teilkorrelation zu klein¹¹ ist, wird der entsprechende Regressor aus der Schätzung für den Kreis entfernt.

Die folgenden Balkendiagramme zeigen für den Schätzlauf Dezember 2010 auf, welche Regressoren wie oft in die Schätzgleichung eingegangen sind. Die Auszählung bzw. Betrachtung bezieht sich auf alle 412 Kreisschätzungen.

Regressoren	nEf	eHb	BG
Bestand Arbeitslosigkeit	412	412	412
Zugang in Arbeitslosigkeit	412	412	412
Abgang aus Arbeitslosigkeit	412	412	412
Nettoarbeitstage (NAT)	412	412	412
Nettoarbeitstage quadriert (NAT_sq)	412	412	412
Aktueller Bestand ohne Wartezeit (T0)	380	373	379
Trend der Nacherfassungsquoten (Trend)	257	275	269
Trend der Nacherfassungsquoten quadriert (Trend_sq)	346	303	303
Interaktion T0 und Trend (T0_Trend)	408	403	398
Interaktion T0 und NAT (T0_NAT)	239	229	222
Interaktion T0, Trend und NAT (T0_Trend_NAT)	273	237	240
Interaktion Trend und NAT (Trend_NAT)	411	406	407

Tabelle 7: Zusammenfassung Eingang der Regressoren in die Schätzgleichung

¹¹ Es wurde die Standardeinstellung im SPSS genutzt - hier ist ein Toleranzwert von 0,0001 vorgegeben.

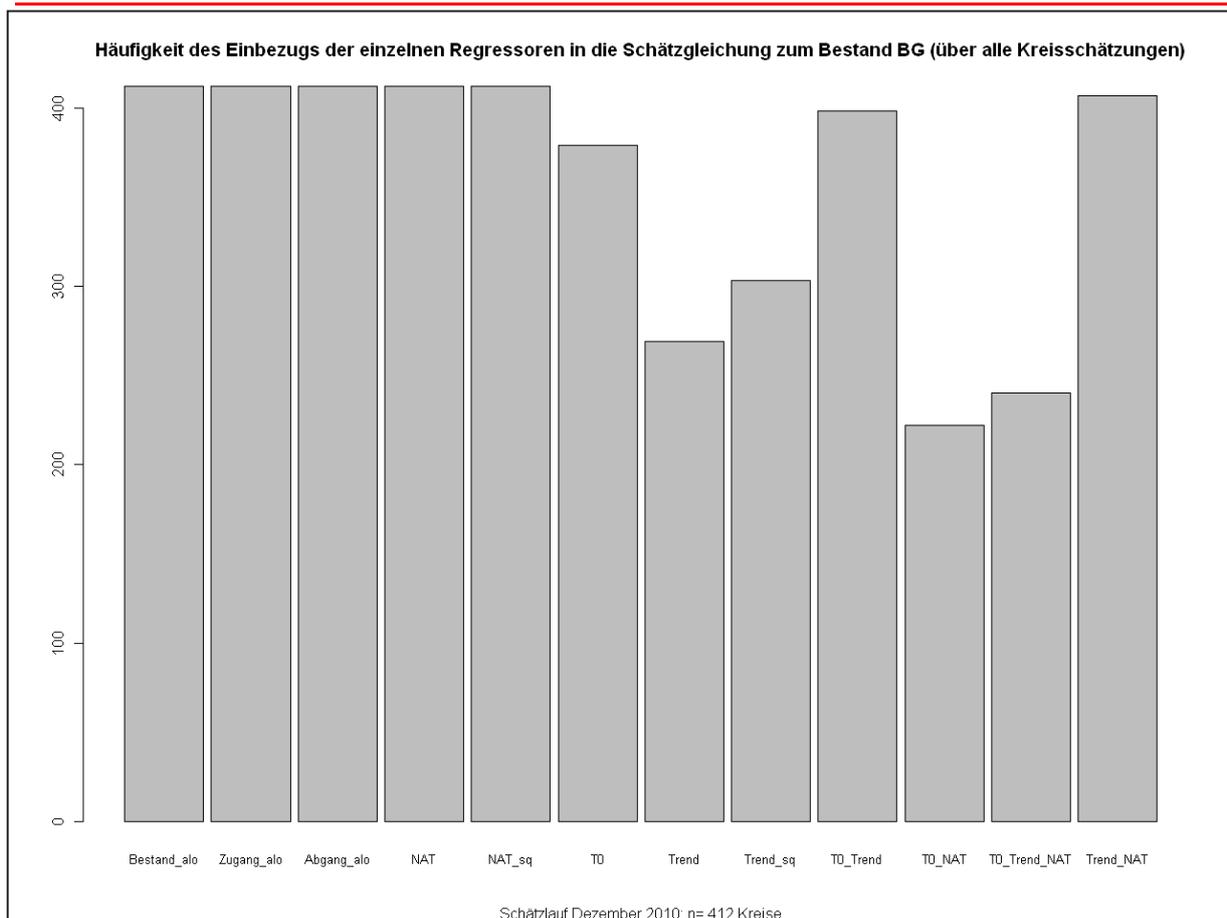


Abbildung 8: Einfluss der Regressoren: BG-Schätzung

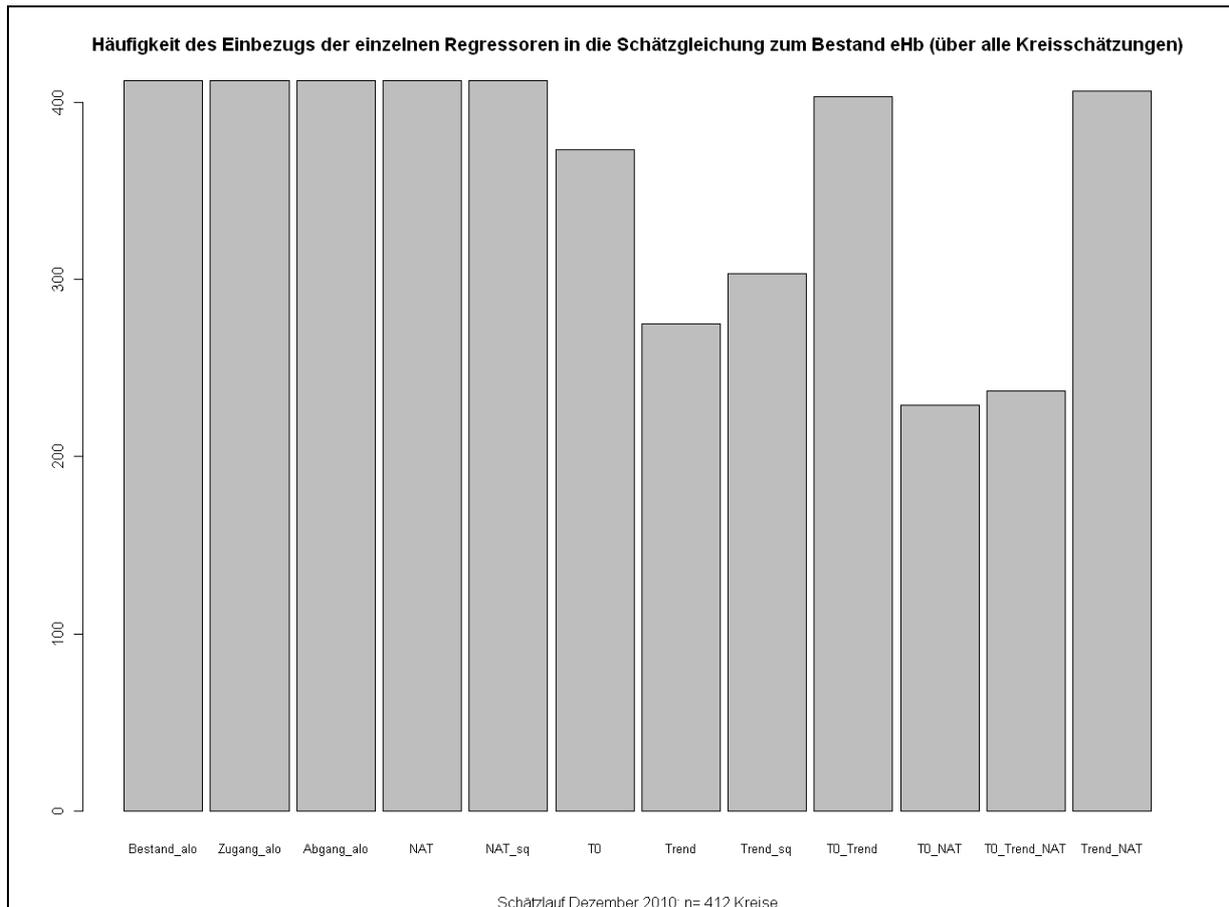


Abbildung 9: Einfluss der Regressoren: eHb-Schätzung

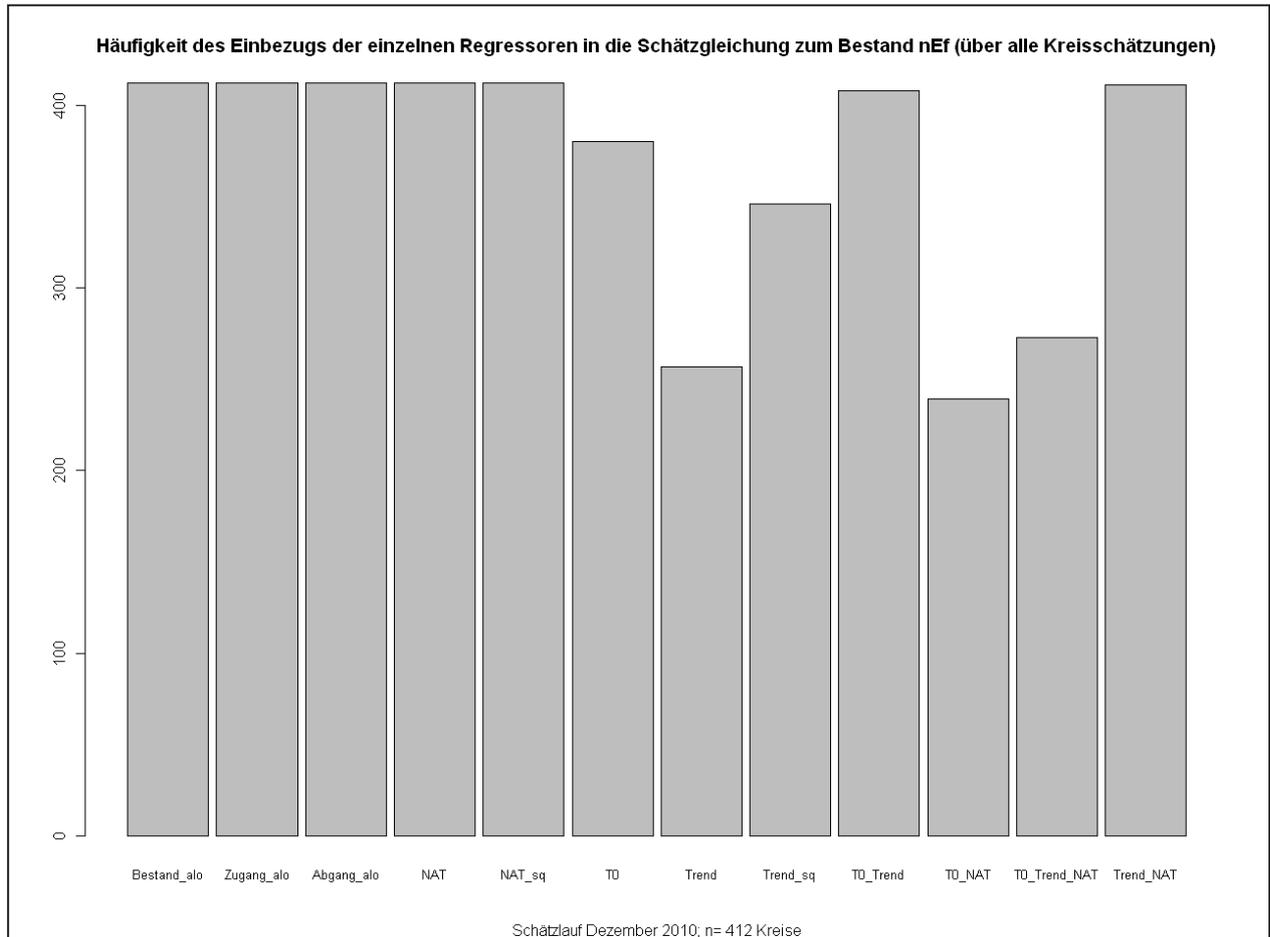


Abbildung 10: Einfluss der Regressoren: nEf-Schätzung

Statistik-Infoseite

Im **Internet** finden Sie weiterführende Informationen der Statistik der Bundesagentur für Arbeit unter:

<http://statistik.arbeitsagentur.de>

Statistische Daten erhalten Sie unter "Statistik nach Themen":

[Statistik nach Themen](#)

Es werden folgende Themenbereiche angeboten:

[Arbeitsmarkt im Überblick](#)
[Arbeitslose und gemeldetes Stellenangebot](#)
[Arbeitsmarktpolitische Maßnahmen](#)
[Ausbildungsstellenmarkt](#)
[Beschäftigung](#)
[Grundsicherung für Arbeitsuchende \(SGB II\)](#)
[Leistungen SGB III](#)
[Statistik nach Berufen](#)
[Statistik nach Wirtschaftszweigen](#)
[Zeitreihen](#)
[Eingliederungsbilanzen](#)
[Einnahmen/Ausgaben der BA](#)

Daten bis 12/2004 finden Sie unter dem Menüpunkt "Archiv bis 2004"

Glossare zu den verschiedenen Fachstatistiken finden Sie hier:

[Glossare](#)

Es werden folgende Themenbereiche angeboten:

[Arbeitsmarkt](#)
[Ausbildungsstellenmarkt](#)
[Beschäftigung](#)
[Förderstatistik/Eingliederungsbilanzen](#)
[Grundsicherung für Arbeitsuchende \(SGB II\)](#)
[Leistungen SGB III](#)

Hintergründe zur Statistik nach dem SGB II und III und zur Datenübermittlung nach § 51b SGB II finden Sie unter dem Auswahlpunkt "Grundlagen":

[Grundlagen der Statistik](#)

Für weitere Datenwünsche, Sonderauswertungen und Auskünfte:

Bundesagentur für Arbeit
Statistik Datenzentrum
Hotline: 01801 / 78 722 10 *)
Fax: 01801 / 78 722 11 *)
E-Mail: statistik-datenzentrum@arbeitsagentur.de
Post: Regensburger Straße 104, 90478 Nürnberg

^{*)} 3,9 Cent je Minute aus dem Festnetz der Deutschen Telekom. Bei Anrufen aus Mobilfunknetzen höchstens 42 ct / min.