

# Gesundheitsberichterstattung Berlin

Spezialbericht 2003 - 1

## **Sozialhilfeempfängerprognoseverfahren in Berlin**

von

Prof. Dr. Gerhard Meinschmidt

Dipl. Informatiker Uwe Imme

Dipl. Volkswirt Michael Seeger

Herausgegeben und bearbeitet von der  
Senatsverwaltung für Gesundheit, Soziales und Verbraucherschutz

Referat Quantitative Methoden, Gesundheitsberichterstattung,  
Epidemiologie, Gesundheits- und Sozialinformationssysteme

Berlin 2003  
ISSN 1617-9250

#### Zeichenerklärung

- nichts vorhanden
  - / Zahlenwert nicht sicher genug
  - ( ) Aussagewert ist eingeschränkt
  - 0 weniger als die Hälfte von 1 in der letzten besetzten Stelle, jedoch mehr als nichts
  - . Zahlenwert unbekannt oder geheimzuhalten
  - p vorläufige Zahl
  - r berichtigte Zahl
  - x Tabellenfach gesperrt, weil Aussage nicht sinnvoll
  - s geschätzte Zahl
  - . . . Angabe fällt später an
- Abweichungen bei der Summenbildung beruhen auf Abrundungen der Zahlen.

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Quellenangabe gestattet.

Verfasser: Prof. Dr. Gerhard Meinlschmidt: Leiter des Referates Quantitative Methoden,  
Gesundheitsberichterstattung, Epidemiologie,  
Gesundheits- und Sozialinformationssysteme  
Dipl. Informatiker Uwe Imme: Leiter der Arbeitsgruppe  
Gesundheitsinformationssysteme  
Dipl. Volkswirt Michael Seeger: Leiter der Arbeitsgruppe Sozialstatistik

Herausgeber: Senatsverwaltung für Gesundheit, Soziales und Verbraucherschutz  
Referat II A: Quantitative Methoden, Gesundheitsberichterstattung,  
Epidemiologie, Gesundheits- und Sozialinformationssysteme  
Schriftleiter Prof. Dr. Gerhard Meinlschmidt  
Oranienstraße 106, 10969 Berlin  
ISSN 1617-9250

#### Fachliche Auskünfte:

Telefon: (030) 9028 2660  
Telefax: (030) 9028 2067  
E-Mail: Gerhard.Meinlschmidt@SenGSV.verwalt-berlin.de  
Homepage: <http://www.berlin.de/sengessozv/statistik/index.html>

Redaktionsschluss: Februar 2003

1. Ausgabe 2003

Schutzgebühr: 10,- Euro (zuzüglich Porto)

Bezug über die Senatsverwaltung für Gesundheit, Soziales und  
Verbraucherschutz

Telefon: (030) 9028 2848  
Telefax: (030) 9028 2056

# Inhaltsverzeichnis

<b>1.</b>	<b>Einleitung</b>	<b>2</b>
<b>2.</b>	<b>Datenlage und -anforderungen</b>	<b>3</b>
<b>3.</b>	<b>Zur Methodik des Prognoseverfahrens</b>	<b>4</b>
3.1	Einordnung des Prognoseverfahrens von Holt und Winters in das Gebiet der Prognose	4
3.1.1	Allgemeines zur Prognose	4
3.1.2	Systematisierung von Prognosemethoden	4
3.1.2.1	Quantitative und qualitative Prognosemethoden	5
3.1.2.2	Entwicklungsprognosen - Wirkungsprognosen	5
3.1.2.3	Kurz-, mittel- und langfristige Prognosen	5
3.1.3	Quantitative Entwicklungsprognosen	5
3.1.3.1	Multivariate (kausale) - Univariate Prognosemethoden	5
3.1.3.2	Einteilung der univariaten Prognosemethoden	6
3.1.4	Bedeutung des Holt-Winters-Verfahrens	6
3.2	Auf exponentieller Glättung beruhende Prognoseverfahren	6
3.2.1	Zeitreihenanalyse, Zeitreihenmodelle	6
3.2.2	Idee des exponentiellen Glättens	8
3.2.3	Exponentielles Glätten mit Berücksichtigung des Trends	9
3.2.3.1	Der Ansatz von Brown	9
3.2.3.2	Der Ansatz von Holt	9
3.2.4	Verfahren von Holt und Winters	10
3.2.4.1	Darstellung des Verfahrens	10
3.2.4.2	Einflussgrößen auf die Güte der Prognose	11
3.2.4.2.1	Startwerte	11
3.2.4.2.2	Glättungsparameter	12
3.2.4.2.3	Additives oder multiplikatives Modell	12
3.2.4.2.4	Varianz der Prognosefehler	13
<b>4.</b>	<b>Ergebnisse der Prognoserechnungen</b>	<b>13</b>
4.1	Methodische Ergebnisse	13
4.2	Zu den Berechnungen	13
<b>5.</b>	<b>Literatur</b>	<b>24</b>
<b>6.</b>	<b>Publikationsverzeichnis</b>	<b>25</b>

## 1. Einleitung

Durch das Berliner Haushaltsstrukturgesetz<sup>97</sup> ist dem Senat von Berlin die Aufgabe der Steuerung und Zumessung der bezirklichen Sozialhilfeleistungen nach dem BSHG explizit gestellt. Der Schwerpunkt liegt zunächst bei den Leistungen für die laufende Hilfe zum Lebensunterhalt außerhalb von Einrichtungen. Dabei sollen die durchschnittlichen Fallausgaben Berlins mit denen der Großstädte bzw. Ballungsgebieten verglichen werden und eine Orientierung an vergleichbaren Versorgungsstandards vorgenommen werden.

Mit der Auswertung der statistischen Schnittstellen des PROSOZ-Verfahrens ist eine für alle Berliner Bezirke neue Datenbasis nach einheitlichen Kriterien für die Berechnung der zielgruppenspezifischen Fallausgaben und Empfängerzahlen geschaffen worden.

Aufbauend auf dieser Datenbasis können bezirkspezifische Budgets entwickelt werden, in die im wesentlichen die zwei Komponenten Fallausgaben und Empfängerzahlen eingehen. Die Anwendbarkeit von Budgetierungsmodellen muß jedoch anhand von Zeitreihen mit Eckdaten in der Praxis erprobt werden. Von der Treffsicherheit der Modellergebnisse, d. h. vom Grad der Rekonstruierbarkeit des Vorjahresbudgets mit Hilfe der statistischen Datenbasis, sollte abhängig gemacht werden, wann sie in die Praxis der Haushaltsplanung Eingang finden können.<sup>1</sup>

Als weitere Schritte auf dem Wege zu hinreichend genau geschätzten Planbudgets sind die Ergebnisse der Ist-Zumessung mit den Erwartungen zur Fallzahl- und Strukturentwicklung zu dynamisieren. Es bedarf daher Einschätzung der Fall-/Empfängerzahlen mit Hilfe eines Prognosemodells für die nähere Zukunft. Dabei ist zu berücksichtigen, dass das Budget der Berliner Sozialhilfe in regionaler Gliederung nach Bezirken zu erfolgen hat. Entsprechend ist auch das Prognosemodell regionalisierbar anzuwenden.

Der hier vorliegende Beitrag widmet sich ausschließlich der Methode zur Empfängerprognose.<sup>2</sup>

Das Interesse an der Zukunft ist zwar so alt wie die Menschheit, formale Prognosemethoden aber, de-

nen eine Analyse der Vergangenheit vorangeht, haben erst mit der Entwicklung mathematisch-statistischer Prognoseverfahren auf der Basis leistungsstarker statistischer Software in die Planung Eingang gefunden. Für die Prognose von Sozialhilfeempfängern benötigt man ein Verfahren, das auf der Basis von ausreichend langen Zeitreihen beruht, ihre wesentlichen Charakteristika berücksichtigt, zu guten Prognoseergebnissen führt (keine Verfahren der reinen Zeitreihenanalyse) und darüber hinaus eine einfache und robuste Modellstruktur aufweist. Im Abschnitt 3 dieses Beitrages wird die Methode von Holt und Winters theoretisch begründet. Es sei in diesem Zusammenhang darauf hingewiesen, dass wir im Rahmen unserer Diskussionen über die Modelladäquanz ebenfalls mit Regressionsmodellen (Einflussgröße Arbeitslosigkeit) und Dummyvariablen (für die einzelnen Bezirke) „herumexperimentiert“ haben. Die Ergebnisse waren unter methodischen aber auch unter inhaltlichen Gesichtspunkten unbefriedigend. Aktuelle Entwicklungen konnten mit diesem Modellansätzen nicht angemessen mit eingefangen werden. Unter dem Gesichtspunkt der Signifikanz konnten einige bezirkliche Ergebnisse nicht überzeugen. Darüber hinaus konnten die zyklischen Komponenten nicht mit berücksichtigt werden. Regressionsmodelle mit inhaltlichen Einflussgrößen (z. B. Arbeitslosigkeit) weisen zwar hohe Korrelationen für die Einflussgrößen auf der Ebene von Berlin insgesamt auf, sind in der bezirklichen Ausdifferenzierung jedoch mit den oben genannten Nachteilen behaftet. Darüber hinaus stehen für eine Prognose keine verlässlichen Daten einer Prognose für die Arbeitslosenzahlen zur Verfügung.

Verfahren von Box und Jenkins wurden aufgrund der zu kurzen Zeitreihen bei der Modelladäquanzdiskussion nicht betrachtet (siehe auch Abschnitt 3). Nicht berücksichtigt wurden ferner mögliche Auswirkungen auf die Zahl der Empfänger durch gesetzliche Änderungen wie z. B. das Grundsicherungsgesetz. Nach vorliegen entsprechender Daten im Jahr 2003 müssten dann entsprechende „Abschläge“ bei der Empfängerprognose vorgenommen werden.

<sup>1</sup> Zu den Budgetierungsmodellen vgl. Meinschmidt, G., Seeger, M.: Methoden der regionalen Budgetierung und Fallausgabensteuerung der Sozialhilfe in Berlin, Arbeit und Sozialpolitik, 5-6, S. 16 – 32, 2002.

<sup>2</sup> Auf die Prognose von Fallausgaben wird hier nicht eingegangen.

## 2. Datenlage und -anforderungen

Der überregionale Vergleich des Leistungsniveaus, sei es zwischen verschiedenen Städten oder auch nur zwischen den Bezirken Berlins speist sich im Wesentlichen aus zwei Datenquellen:

- ◆ Daten zu den Leistungsempfängern und ihren Bedarfsmerkmalen sowie
- ◆ Daten zum Aufwand der einschlägigen Sozialleistungsträger.

Diese Daten müssen hinreichend aktuell, kontinuierlich und differenziert sowie überregional vergleichbar bereitgestellt und methodisch so aufbereitet werden, dass sie zur aufgabengerechten Umsetzung der gesetzlichen Vorgaben geeignet sind.

Eine solche Forderung erscheint selbstverständlich, erweist sich aber in der Praxis unter den Bedingungen einer Metropole wie Berlin als ein Schlüssel zum Erfolg, dessen Realisierung intensiver Arbeit und Zusammenarbeit aller Beteiligten bedarf. Dies betrifft neben anderem vor allem die Bereitstellung der Datenbasis aus dem derzeitigen PROSOZ-Verfahren und in Zukunft die Entwicklung und Ausgestaltung geeigneter IT-Verfahren. Solche Verfahren müssen dem Vollzug der einschlägigen Sozialgesetze für den bedürftigen Bürger in den bezirklichen Leistungsstellen ebenso gerecht werden wie der Bereitstellung der erforderlichen validen Daten des Vollzuges in Datenbanken, auf die das statistische Informationswesen auswertend zugreifen kann, um den Planungsbereichen die nötigen Entscheidungsgrundlagen zuzuarbeiten. Mit der Qualität solcher Verfahren steht und fällt die problemgerechte Lösung der gestellten Aufgaben des Planungs- und Berichtswesens.

Zwei grundsätzliche Voraussetzungen müssen zur Umsetzung dieser Erwartungen bereits beim Sozialhilfeträger selbst gegeben sein:

- Die Hinterlegung der originären Daten hat vollständig und in einheitlichen Ablagestrukturen bei allen Sozialhilfeträgern zu erfolgen. Jeder Träger muss hierzu dasselbe IT-Verfahren benutzen.
- Ablage und Abfrage der vollständigen regionalen Teildatenbestände, und damit des Gesamtdatenbestandes, müssen in einheitlichem zeitlichen Rhythmus gewährleistet sein.

Diese Kriterien gelten sowohl für den Fall- und den Empfängerdatensatz als auch für die Finanzdaten der Transferhaushalte der Sozialhilfeträger. Auf letztere soll an dieser Stelle jedoch nicht näher eingegangen werden, da sie nicht dem PROSOZ-Verfahren entnommen, sondern aus einem anderen IT-Verfahren bereitgestellt werden.

Im folgenden soll die aus dem derzeit in Berlin angewandten PROSOZ-Verfahren benutzte Empfängerdatenbasis der Statistik über Empfänger laufender Leistungen zum Lebensunterhalt außerhalb von Einrichtungen erläutert werden.

Das PROSOZ-Verfahren stellt mit den beiden Schnittstellendateien *psdbase.dat* und *psdbbuch.dat* grundsätzlich geeignete Datenbestände zur Verfügung, die zu frei wählbaren Stichtagen erzeugt werden können. Damit kann der Berichtsrhythmus nach Bedarf vereinbart werden. Zeitreihen der Empfängerdaten können kontinuierlich fortgeschrieben werden.

Dem Nutzer dieser Schnittstellendateien bleibt es allerdings überlassen, durch eigene Analyse und Entwicklung geeigneter Filter die Abfragen zur Empfängerstatistik selbst herzustellen. Berlin hat dies durchgeführt und besondere Sorgfalt hierauf verwendet, da die neue Datenbasis nicht nur „vorläufige“ Empfängerdaten, sondern auch die empfängerseitige Rechengrundlage für die künftige Ausgabenzumessung, -budgetierung und das Ausgabencontrolling der Sozialhilfeträger zu liefern hat.

Es ist vorgesehen, die o. g. beiden Schnittstellendateien jeweils zum Ende jeden Monats bei den bezirklichen Sozialhilfeträgern zu erstellen. Dies hat sich als notwendig erwiesen, da bestimmte einmalige Leistungen nicht kontinuierlich, sondern zu besonderen zeitlichen Schwerpunkten anfallen. Ferner kann die Auswertung der Leistungsbezugsdauer zu Planungszwecken nur aus vollständigen monatlichen Zeitreihen aufgabengerecht durchgeführt werden.

Als sogenannter „gültiger Fall“ der Sozialhilfe gilt definitionsgemäß in der Bundessozialhilfestatistik jede Bedarfsgemeinschaft, welche in dem zum Erhebungsstichtag gehörenden Berichtsmonat eine Zahlung des Sozialhilfeträgers als laufende Leistung zum Lebensunterhalt erhalten hat und nicht vor dem Ende des Berichtsmonats auf „Ende des Leistungsbezuges“ gesetzt wurde. Zusätzlich wird unterschieden, ob diese Leistungen an Empfänger

außerhalb von Einrichtungen oder an Empfänger in Einrichtungen gezahlt wurden.

Diese Definition erlaubt auch unterjährig eine klare zeitliche Abgrenzung der Fall- und Empfängerbestände des PROSOZ-Systems. Fälle bzw. Personen, welche dieses Kriterium nicht erfüllen, gelten als im Berichtsmonat „nicht gültig“, wenngleich es Gründe des Sozialhilfeträgers geben mag, sie (noch) im System zu halten, z. B. wenn beim Sozialhilfeträger die Erwartung sehr bald wiederkehrender Sozialhilfebedürftigkeit dieses Falles besteht. Auf diese Gründe und damit ggf. verbundene Erfassungsprobleme bestimmter Empfängermerkmale soll hier jedoch nicht näher eingegangen werden. Entscheidend ist, dass die Messung des gültigen Bestandes nicht Fälle mit umfasst, welche dem Kriterium „Zahlungserhalt im Berichtsmonat“ nicht gerecht werden und dass sie in einheitlichen Zeitintervallen auch unterjährig durchgeführt wird.

In der Senatsverwaltung für Gesundheit, Soziales und Verbraucherschutz wurden die entsprechenden Abfragefilter und Auswertungsroutinen zu den genannten Schnittstellen einschließlich eines automatisierten Anonymisierungsverfahrens für Berlin entwickelt und dokumentiert.

Der Anbieter des PROSOZ-Verfahrens, das PROSOZ-Institut Herten (PIH); wurde zur gutachtlichen Stellungnahme hinsichtlich der für Berlin entwickelten Auswertungsroutinen herangezogen und die Testergebnisse wurden z. T. anhand manueller Zahlungen in den Bezirken verglichen.

Mit der jetzt vorliegenden Version steht Berlin ein Erfassungsinstrument zur Verfügung, welches den o. g. Zählkriterien gerecht wird und für alle Bezirke ein einheitliches Erhebungsverfahren gewährleistet. Es schließt ein automatisiertes Plausibilitätsprogramm und die automatisierte Anonymisierung der Originaldatenbestände vor Ort beim bezirklichen Sozialhilfeträger mit ein. Darüber hinaus ist die Vergleichbarkeit rechnerischer Auswertungsergebnisse mittels einheitlicher Auswertungstools gewährleistet.

### **3. Zur Methodik des Prognoseverfahrens**

#### **3.1 Einordnung des Prognoseverfahrens von Holt und Winters in das Gebiet der Prognose**

##### **3.1.1 Allgemeines zur Prognose**

Hier soll nur eine sehr allgemein gehaltene Definition des Prognosebegriffes angegeben werden:

Prognosen sind auf Beobachtungen basierende Aussagen von Entwicklungen, Zuständen oder Ereignissen, die zu einem gegenüber der Äußerung späteren Zeitpunkt eintreten bzw. eintreten können.

Die Abgrenzung der Begriffe Prognose, Projektion und Vorhersage ist in der Literatur nicht einheitlich und wird hier nicht behandelt, da es für die weiteren Ausführungen nicht erforderlich ist (ebenso ist in der angelsächsischen Literatur die Abgrenzung der Begriffe Prediction und Forecasting von Autor zu Autor verschieden).

Wichtig ist, dass sich eine Prognose auf Beobachtungen mit möglichst hohem Informationsgehalt stützt und aus diesen unter gewissen modell-immanenten Randbedingungen Schlussfolgerungen ableitet. Diese Randbedingungen schränken die Aussagekraft der Prognose ein und sollten bei der Interpretation der Prognose nie außer Acht gelassen werden.

##### **3.1.2 Systematisierung von Prognosemethoden**

In der Literatur werden mehrere mögliche Ansätze zur Systematisierung von Prognosemethoden vorgeschlagen, die hier überblicksartig dargestellt werden, um eine Einordnung des Prognoseverfahrens von Holt und Winters in die Vielfalt der Prognosemethoden zu ermöglichen.

### 3.1.2.1 Quantitative und qualitative Prognosemethoden

Quantitative Prognosemethoden beruhen auf mathematisch-statistischen Verfahren und die in das Modell eingehenden Prämissen, Daten und Schlussfolgerungen sind für jeden nachvollziehbar.

Bei den qualitativen Prognosemethoden, die in der Regel verbal formuliert werden, gehen zwar auch Informationen aus Vergangenheit und Gegenwart in das Modell ein; diese und die daraus gezogenen Schlussfolgerungen entziehen sich aber einer intersubjektiven Nachprüfung, da der Modellinput rein subjektiv, teils bewusst, teils unbewusst vom Prognostiker ausgewählt wird. Sehr oft wird daher auch statt der Begriffe „quantitativ“ und „qualitativ“ das Begriffspaar Objekte und Subjekte Prognosemethoden verwendet.

Eine generelle Aussage, welche Art der Prognosemethode besser ist, lässt sich nicht treffen. Die Delphi-Methode, eine qualitative Prognosemethode, bei der es sich um eine mehrstufige, anonyme Befragungsmethode von Experten handelt, ist sicherlich für sehr wichtige und selten durchzuführende Prognosen brauchbar. Sie ist aber dann in der Regel wirtschaftlich nicht zu vertreten, wenn schnelle häufig durchzuführende Prognosen gebraucht werden. Hier empfehlen sich dann sehr oft quantitative Methoden. Häufig findet man in der Praxis auch eine Kombination der beiden Arten, und zwar meist derart, dass die quantitative Prognosemethode die Grundlage für eine qualitative Prognose bildet.

### 3.1.2.2 Entwicklungsprognosen - Wirkungsprognosen

In Entwicklungsprognosen fehlt die explizite Berücksichtigung möglicher Aktivitäten/Interventionen, d. h. es wird implizit bei der Erstellung von Prognosen unterstellt, dass die Charakteristika der Vergangenheit auch in der Zukunft erhalten bleiben.

Wirkungsprognosen behandeln dagegen die Vorhersage von Reaktionen auf bestimmte Maßnahmen; d. h. es wird die Prognosevariable nicht in Abhängigkeit von der Zeit, sondern in Abhängigkeit von verschiedenen Aktivitäten vorhergesagt.

### 3.1.2.3 Kurz-, mittel- und langfristige Prognosen

Eine klare Trennung ist nicht möglich, doch geht man im allgemeinen davon aus, dass sofern es sich um Monatsdaten handelt, bei kurzfristigen Prognosen der Prognosehorizont zwischen 1 Monat und 12 Monaten, bei mittelfristigen Prognosen zwischen 6 Monaten und 3 Jahren liegt und bei langfristigen Prognosen mehr als zwei Jahre beträgt. Ob kurz-, mittel- oder langfristige Prognosemodelle anzuwenden sind, hängt sehr stark auch von der Stabilität der Zeitreihe ab, d. h. inwieweit die Charakteristika der Zeitreihe in der Vergangenheit Veränderungen unterworfen waren. Diese zeitabhängige Einteilung der Prognosemodelle lässt sich natürlich nicht auf die Wirkungsprognosen anwenden.

### 3.1.3 Quantitative Entwicklungsprognosen

#### 3.1.3.1 Multivariate (kausale) und univariate Prognosemethoden

Die kurzfristigen quantitativen Entwicklungsprognosen lassen sich in die univariaten Prognoseverfahren und in die multivariaten Prognoseverfahren einteilen. Für die letzteren findet man in der Literatur auch die Begriffe Kausal-Modelle, Indikator-Modelle, Struktur-Modelle und Ökonometrische Modelle.

In der univariaten Prognoserechnung wird der Prognosewert in Abhängigkeit von Vergangenheitsdaten derselben Variablen erstellt; d. h. der einzige Modellinput ist die Vergangenheit und Gegenwart der Prognosevariablen.

Kausale Prognosemodelle bedürfen dagegen eines größeren Modellinputs. Sie geben das Zusammenwirken mehrerer Variablen bei der Erklärung einer abhängigen Variablen, der zu prognostizierenden Variablen an.

Problematisch bei der Erstellung von Kausal-Modellen sind:

- die ausreichende Verfügbarkeit von Daten der Einflussgrößen,
- die Quantifizierung der Einflüsse,
- die Korrelation zwischen den Einflussgrößen,
- die Prognostizierbarkeit der Einflussgrößen

- und die univariaten Prognoseverfahren, insbesondere bei der Entwicklung des Modells.

### 3.1.3.2 Einteilung der univariaten Prognosemethoden

Bei den univariaten Prognosemethoden wird hier in Anlehnung an Nelson<sup>3</sup> eine Unterteilung in deterministische Modelle, ad-hoc Prognosemodelle und stochastische Modelle vorgenommen.

Bei deterministischen Modellen wird der Zeitreihe eine deterministische Funktion (Polynome n-ter Ordnung, trigonometrische Funktion, Exponentialfunktion usw.) der Zeitreihe angepasst und dann bei der Prognose in die Zukunft extrapoliert. Die Praxis zeigt jedoch<sup>4</sup>, dass sich manchmal derselben Zeitreihe mehrere verschiedene Kurven gleich gut anpassen lassen, die aber sehr verschiedene Prognosen liefern.

Bei den ad-hoc Prognosemodellen wird das Modell ohne gründliche Analyse des Vergangenheitsmaterials vorgegeben und nur die Modellparameter werden aus dem Datenmaterial geschätzt. Im allgemeinen geht man hier davon aus, dass sich die, zu den jeweiligen Zeitpunkten  $t$  beobachteten Zeitreihenwerte  $X_t$  aus dem der Zeitreihe zugrundeliegenden Prozess  $P_t$  und einer zufälligen Störgröße  $e_t$  zusammensetzen, wobei angenommen wird, dass diese Störgröße von der Zeit unabhängig ist (Kovarianz = 0 für zwei verschiedene Zeitpunkte). Von diesen Annahmen ausgehend, sind die Verfahren der einfachen gleitenden Durchschnitte (mit endlichem Stützbereich) und die Verfahren des exponentiellen Glättens entwickelt worden. Einige von ihnen basieren auf dem Prinzip des kleinsten Fehlerquadrat-Kriteriums, andere, wie das Verfahren von Holt und Winters, sind heuristisch entwickelt worden.

Nimmt man Abstand von der Annahme unabhängiger Störgrößen, so müssen erst, der Zeitreihe angemessene, Modelle identifiziert werden, so dass man zu der Klasse der stochastischen Modelle (Box-Jenkins-Modelle) gelangt.

### 3.1.4 Bedeutung des Holt-Winters-Verfahrens

Die Bedeutung des Prognoseverfahrens von Holt und Winters kann einmal hinsichtlich seiner statis-

tisch erfassbaren Genauigkeit beurteilt werden. In diesem Zusammenhang sind eine Reihe von Studien abgefasst worden, die das Holt-Winters-Verfahren mit anderen Verfahren wie dem Prognoseverfahren von Harrison, dem Prognoseverfahren nach Box und Jenkins oder dem Prognoseverfahren von Brown hinsichtlich der jeweiligen Prognosegenauigkeit vergleichen.

Ein Vergleich von statistischen Prognoseverfahren nur unter dem Aspekt der Genauigkeit ist aber aus wirtschaftlicher Sicht nicht vollständig. Das Prognoseverfahren von Holt und Winters berücksichtigt die wichtigsten Gesichtspunkte, die bei einer Prognose notwendig sind, und ist trotzdem einfach und robust.

## 3.2 Auf der exponentieller Glättung beruhende Prognoseverfahren

### 3.2.1 Zeitreihenanalyse, Zeitreihenmodelle

Die Mehrzahl der einem Unternehmen zur Verfügung stehenden Daten fällt zu äquidistanten (oder nahezu äquidistanten) Zeitpunkten an, wie z. B. den täglichen, wöchentlichen oder monatlichen Umsatzzahlen, oder wie z. B. den Bestandszahlen eines Lagers am Ende eines Tages bzw. einer Woche.

Diese Folge von Daten, über die Zeit beobachtet, wird als Zeitreihe bezeichnet. Die Zeitreihe  $X_t$  ist genaugenommen die Realisierung eines Stochastischen Prozesses  $\{X_t\}$  d. h. die Zufallsvariable  $X$  wird nicht nur einmal, sondern für eine Menge von Zeitpunkten  $t \in T$  ( $T \triangleq$  Parameterraum) beobachtet.

Jeder Prognose geht eine Analyse des der Zeitreihe zugrundeliegenden Prozesses voraus mit dem Ziel, diesen so zu beschreiben, dass das daraus resultierende Prognoseverfahren gute Ergebnisse liefert.

Mit Blick auf die kurzfristige Prognose versucht man bei der Analyse der Zeitreihe diese in folgende Komponenten zu zerlegen:

- Den Mittelwert, der definiert werden kann als das Bezugsniveau in jeder Periode.
- Den Trend, der definiert werden kann als die Entwicklung der Zeitreihe, d. h. der Veränderung des Mittelwertes von Periode zu Periode.

<sup>3</sup> Nelson, Charles R.: Applied Time Series Analysis for managerial Forecasting, San Francisco 1973

<sup>4</sup> Chatfield, C.: The Analysis of Time Series: Theory and Practice; Chapman and Hall, London 1975

- c) Die Saisonkomponente, die alle Schwankungen bezeichnet, die direkt oder indirekt mit der Jahreszeit verbunden ist.
- d) Die Zufallskomponente, die sich aus einer Reihe komplexer, nicht quantifizierbarer Phänomene zusammensetzt.

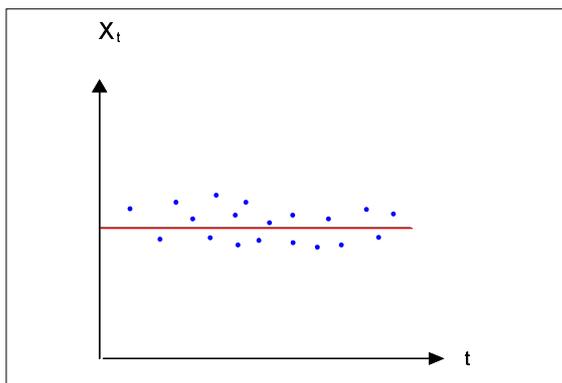
Bei langfristigen Fragestellungen wird der Trend noch differenziert in den langfristigen Trend und eine Konjunkturkomponente.

In den hier behandelten Zeitreihen ist immer eine Zufallskomponente vorhanden. Je nachdem, welche der anderen Komponenten vorhanden sind und wie diese miteinander verknüpft sind, unterscheidet man verschiedene Zeitreihenmodelle.

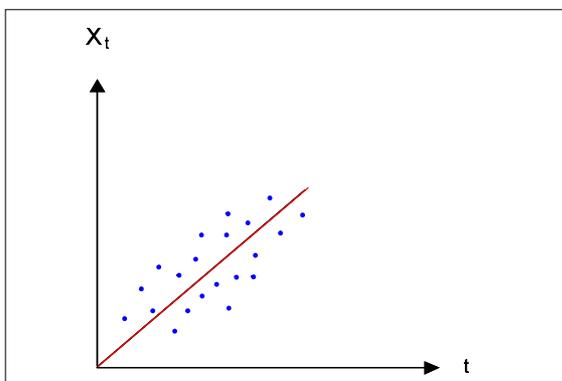
Ist weder ein Trend noch eine Saison vorhanden, spricht man von einem konstanten Modell (Abb. 3.2.1).

Dieses lässt sich mit Hilfe eines einfachen exponentiellen Glättens gut beschreiben und prognostizieren (siehe 3.2.2).

**Abbildung 3.2.1: Konstantes Modell**



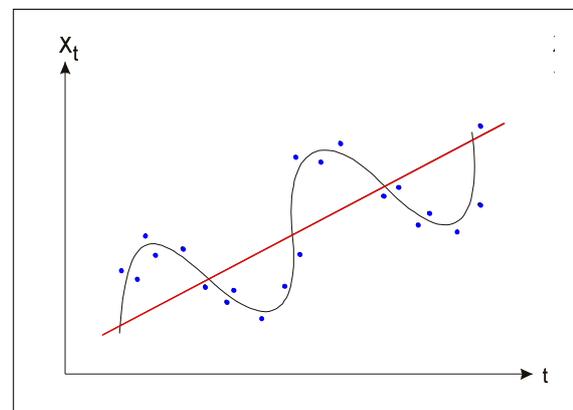
**Abbildung 3.2.2: Trendmodell**



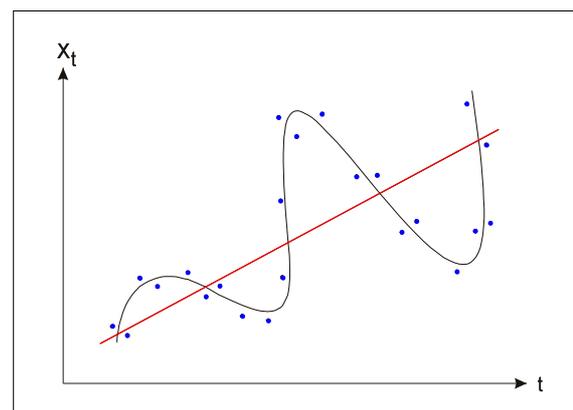
Weist die Zeitreihe einen Trend auf, sei es linear oder quadratisch, so spricht man von linearen Trendmodellen (Abb. 3.2.2) und quadratischen Trendmodellen, die sich mit den unter 3.2.3 erwähnten Verfahren gut fortschreiben lassen.

Häufig lassen sich Zeitreihen nur mit Modellen beschreiben, die Trend und Saison berücksichtigen. Ist die Saison, besser die Amplitude der Saison, unabhängig vom Niveau der Zeitreihe, so handelt es sich um ein additives Trend-Saison-Modell (Abb. 3.2.3a). Beim multiplikativen Trend-Saison-Modell dagegen wächst die Amplitude der Saisonkomponente mit steigendem Niveau der Zeitreihe (Abb. 3.2.3b). Für Trend-Saison-Modelle eignet sich das Verfahren von Holt und Winters besonders gut.

**Abbildung 3.2.3a: Additives Trend-Saison-Modell**



**Abbildung 3.2.3b: Multiplikatives Trend-Saison-Modell**



Da die Zeitreihen die sich ändernden Umweltbedingungen widerspiegeln, sind ihre Komponenten im Verlauf der Zeit nicht konstant. Deshalb sind die Verfahren der exponentiellen Glättung vorteilhaft, da sie eine laufende Neuberechnung der Komponenten in jeder Periode erlauben.

### 3.2.2 Idee des exponentiellen Glättens

Das exponentielle Glätten ist ein ähnlicher Vorgang wie das Anpassen einer Kurve an vorhandenes Datenmaterial (wie z. B. das Bestimmen einer Regressionsgeraden). Ziel ist es auch hier, den Zeitreihenprozess zu schätzen und die Zufallskomponente auf ein vernachlässigbares Niveau zu reduzieren. Allerdings bestehen zwei wesentliche Unterschiede, die aus zwei vernünftigen (hinsichtlich der Aufgabenstellung) Forderungen resultieren:

1. Mit Blick auf die Prognosefähigkeit soll jüngeren Beobachtungen größeres Gewicht als älteren Werten gegeben werden.
2. Die Modellkoeffizienten sollen in jeder Periode Neuberechnet werden, da ein allmähliches Verändern des der Zeitreihe zugrundeliegenden Prozesses berücksichtigt werden soll.

Entsprechend diesen Forderungen lässt sich das einfache exponentielle Glätten auf zwei Wegen herleiten, wobei man annimmt, dass sich die Zeitreihe durch ein konstantes Modell adäquat beschreiben lässt:

$$(3.2.1) \quad X_t = \alpha + \epsilon_t$$

wobei  $\epsilon_t$  "weisses Rauschen" darstellen soll; d. h.:

(3.2.2 a) Erwartungswert:

$$E(\epsilon_t) = 0 \text{ für alle } t$$

(3.2.2 b) Kovarianz:

$$\text{Cov}(\epsilon_t, \epsilon_{t+i}) = \begin{cases} 0 & \text{für } i \neq 0 \\ \delta_\epsilon^2 & \text{für } i = 0 \end{cases}$$

ad 1):

Die Gewichte der Vergangenheit sollen exponentiell abnehmen und die Summe der Gewichte soll 1 betragen, so dass für den geglätteten Wert zum Zeitpunkt  $t$  folgt:

(3.2.3)

$$M_t = \alpha X_t + \alpha(1-\alpha)X_{t-1} + \alpha(1-\alpha)^2 X_{t-2} + \alpha(1-\alpha)^3 X_{t-3} + \dots + (1-\alpha)^\infty X_{t-\infty}; 0 \leq \alpha \leq 1$$

Die Summe der Gewichte beträgt 1, da:

$$(3.2.4) \quad \sum_{i=0}^{\infty} \alpha (1-\alpha)^i = \alpha \sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^i = \alpha \frac{1}{1-(1-\alpha)} = 1$$

Für den Erwartungswert von  $M_t$  gilt:

$$(3.2.5) \quad E(M_t) = E \left[ \sum_{i=0}^{\infty} \alpha (1-\alpha)^i X_{t-i} \right] \\ = \alpha \sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^i E(X_{t-i}) = \alpha$$

d. h.:  $M_t$  ist ein erwartungstreuer Schätzer für  $\alpha$ , oder besser ein asymptotisch erwartungstreuer Schätzer für  $\alpha$ , da nicht unendlich viele Vergangenheitsdaten zur Verfügung stehen.

Es lässt sich auch zeigen, dass  $M_t$  approximativ dem Kriterium der kleinsten Fehlerquadrate entspricht, d. h. die gewichtete Summe der Fehlerquadrate minimiert:

(3.2.6) Fehlerquadratsumme:

$$ss = \sum_{t=1}^T [(1-\beta)^{T-t} (X_t - \alpha)]^2; \alpha = 1 - \beta$$

Der Prognosewert  $h$  Perioden voraus ist definiert als:

$$(3.2.7) \quad \hat{X}_{t+h} = M_t$$

ad 2):

Der neu zu ermittelnde Glättungswert soll sich aus dem alten Glättungswert ergeben, welcher um einen Bruchteil des „Prognosefehlers“ korrigiert wird, der sich aus der Differenz zwischen altem Glättungswert und aktuellem Beobachtungswert ergibt. Damit soll indirekt einem langsamen Verändern des Zeitreihenprozesses Rechnung getragen werden. Die leicht fortzuschreibende Gleichung lautet:

$$(3.2.8) \quad M_t = M_{t+1} + \alpha(X_t - M_{t-1}); 0 \leq \alpha \leq 1$$

Die Gleichung (3.2.8) lässt sich auch umschreiben zu:

$$(3.2.9) \quad M_t = \alpha X_t + (1-\alpha)M_{t-1}; 0 \leq \alpha \leq 1$$

Gleichung (3.2.9) bedeutet inhaltlich, dass sich der neue Glättungswert aus einem  $\alpha$ -Anteil des letzten Istwertes und einem  $(1-\alpha)$ -Anteil des eine Periode früher ermittelten Glättungswert zusammensetzt.

Entwickelt man (3.2.9) rekursiv weiter, indem man für  $M_{t-k}$  jeweils  $\alpha X_{t-k} + (1-\alpha)M_{t-k-1}$  einsetzt, so gelangt man zu (3.2.3), was bedeutet, dass durch das exponentielle Glätten die Forderungen 1) und 2) gleichzeitig berücksichtigt werden können.

Die Gleichung (3.2.9) hat außerdem den Vorteil der leichten Berechnung und des geringen Speicher- aufwandes bei der Fortschreibung der Zeitreihe.

### 3.2.3 Exponentielles Glätten mit Berücksichtigung des Trends

Das Trendmodell sieht wie folgt aus:

$$(3.2.10) \quad X_t = \alpha + b \cdot t + \epsilon_t$$

wobei  $\epsilon_t$  wieder „weisses Rauschen“ ist. Wendet man für einen solchen Prozess das einfache exponentielle Glätten an, so gilt<sup>5</sup>:

$$(3.2.11) \quad E(M_t) = E(X_t) - b \frac{1-\alpha}{\alpha}$$

Das bedeutet, dass das Niveau der Zeitreihe immer bei steigendem (fallenden) Trend unterschätzt (überschätzt) wird.

Es müssen also  $a$  und  $b$  geschätzt werden, wobei  $M_t$  (Mittelwert) und  $T_t$  (Trend) die entsprechenden Schätzer sein sollen.

Für die Prognose  $h$  Perioden voraus gilt dann:

$$(3.2.12) \quad \hat{X}_{t+h} = M_t + h T_t$$

#### 3.2.3.1 Der Ansatz von Brown

Beim hier nur kurz erwähnten Verfahren von Brown werden  $M_t$  und  $T_t$  indirekt mit Hilfe von Glättungsoperatoren erster und zweiter Ordnung

( $G_t^1$  und  $G_t^2$ ) geschätzt, indem die Zeitreihe zweimal wie folgt mit  $\alpha$  geglättet wird:

$$(3.2.13) \quad G_t^1 = \alpha X_t + (1-\alpha)G_{t-1}^1; 0 \leq \alpha \leq 1$$

$$G_t^2 = \alpha G_t^1 + (1-\alpha)G_{t-1}^2$$

Mit Hilfe des Fundamentaltheorems von Brown und Meyer<sup>6</sup> folgt dann:

$$M_t = 2 \cdot G_t^1 - G_t^2$$

$$(3.2.14) \quad T_t = \frac{\alpha}{1-\alpha} (G_t^1 - G_t^2)$$

#### 3.2.3.2 Der Ansatz von Holt<sup>47</sup>

Im Gegensatz zu dem Verfahren von Brown werden Mittelwert und Trend direkt mit zwei verschiedenen Glättungsparametern fortgeschrieben:

$$(3.2.15) \quad M_t = \alpha X_t + (1-\alpha)(M_{t-1} + T_{t-1}); 0 \leq \alpha \leq 1$$

$$(3.2.16) \quad T_t = \beta (M_t - M_{t-1}) + (1-\beta)T_{t-1}; 0 \leq \beta \leq 1$$

Gleichung (3.2.15) umgeschrieben ergibt:

$$(3.2.17) \quad M_t = M_{t-1} + T_{t-1} + \alpha (X_t - (M_{t-1} + T_{t-1}))$$

Da  $M_{t-1} + T_{t-1}$  der Schätzer für den Mittelwert der Periode  $t$  ist, besagt die Gleichung (3.2.17), dass sich der neue Glättungswert aus dem Schätzer für diesen Wert und einer teilweisen Korrektur hinsichtlich des „Prognosefehlers“ ergibt.

<sup>5</sup> Gahse, Sigfrid: Mathematische Vorhersageverfahren und ihre Anwendungen; Verlag Moderne Industrie, 1971

<sup>6</sup> Lewandowski, R.: Prognose- und Informationssysteme, 1974

<sup>7</sup> Gilchrist, Warren: Statistical Forecasting; John Wiley & Sons, Chichester, 1976

Gleichung (3.2.16) umgeschrieben ergibt:

$$(3.2.18) \quad T_t = T_{t-1} + \beta (M_t - M_{t-1}) - T_{t-1}$$

Da  $M_t + T_{t-1}$  den „momentanen Trend“ angibt, ist auch in dieser Gleichung das allgemeine Prinzip des exponentiellen Glättens vorhanden, nämlich, dass sich der neue Glättungswert aus dem alten Glättungswert korrigiert um einen Bruchteil des Prognosefehlers ergibt.

Es lässt sich im Übrigen zeigen, dass das Brown'sche lineare Trendmodell ein Sonderfall des Verfahrens von Holt ist<sup>6,8</sup>.

### 3.2.4 Verfahren von Holt und Winters

#### 3.2.4.1 Darstellung des Verfahrens<sup>9</sup>

Bei Berücksichtigung von Trend und Saison ergeben sich aus den Modellen:

$$(3.2.19) \quad X_t = a + b \cdot t + s_t + \epsilon_t$$

(additives Modell) und

$$(3.2.20) \quad X_t = (a + b \cdot t) s_t + \epsilon_t$$

(multiplikatives Modell)

( $\epsilon_t$  ist wieder „weißes Rauschen“)

die folgenden Prognosegleichungen:

$$(3.2.21) \quad \text{(additives Modell)}$$

$$\hat{X}_{t+h} = M_t + h \cdot T_t + S_{t+h-L}; \quad h \leq L$$

und

$$(3.2.22) \quad \text{(multiplikatives Modell)}$$

$$\hat{X}_{t+h} = (M_t + h \cdot T_t) S_{t+h-L}; \quad h \leq L$$

wobei  $L$  der Länge eines Saisonzyklus entspricht.

Für den bei der kurzfristigen Prognose weniger relevanten Fall  $h > j \cdot L$  ( $j \in \mathbb{N}$ ) muss es statt  $S_{t+h-L}$  heißen:  $S_{t+h} - j \cdot L$ .

$M_t$  und  $T_t$  sind wieder die im Zeitpunkt  $t$  gültigen Schätzer für Mittelwert und Trend.

$S_t, S_{t-1}, S_{t-2}, \dots, S_{t-L+1}$  beinhalten die zum Zeitpunkt  $t$  gültigen Schätzer für die Saisonkomponente, wobei für diese Saisonkoeffizienten gelten muss:

$$(3.2.23) \quad \sum_{i=t-L+1}^t S_i = 0$$

beim additiven Modell und

$$(3.2.24) \quad \sum_{i=t-L+1}^t S_i = L$$

beim multiplikativen Modell.

Die Fortschreibung (Schätzung) der Komponenten im additiven Modell geschieht folgendermaßen:

$$(3.2.25)$$

$$M_t = \alpha (X_t - S_{t-L}) + (1 - \alpha) (M_{t-1} + T_{t-1}); \quad 0 \leq \alpha \leq 1,$$

d. h. der Mittelwert der Periode  $t$  ergibt sich aus der gewichteten Summe von „saisonbereinigtem“ Beobachtungswert der Periode  $t$  und dem Prognosewert für  $M_t$ .

Gleichung (3.2.25) lässt sich auch umschreiben zu:

$$(3.2.26)$$

$$M_t = (M_{t-1} + T_{t-1}) + \alpha (X_t - S_{t-L}) - (M_{t-1} + T_{t-1}),$$

was wiederum inhaltlich besagt, dass der neue Glättungswert sich aus dem Prognosewert (für den Mittelwert) korrigiert um einen Bruchteil des Prognosefehlers ergibt.

Zu beachten ist, dass die „Saisonbereinigung“ des Beobachtungswertes  $X_t$  mit einem Zyklus vorher berechneten Saisonkoeffizienten durchgeführt wird. Diese leichte Verzerrung lässt sich nicht vermeiden, da zur Fortschreibung von  $S_t$  der neue geschätzte Mittelwert erst benötigt wird:

$$(3.2.27)$$

$$S_t = v (X_t - M_t) + (1 - v) S_{t-L} \quad \text{mit } 0 \leq v \leq 1$$

Der neue Saisonkoeffizient ergibt sich also aus der gewichteten Summe von „aktuellem“ Saisonwert und altem geglätteten Saisonkoeffizienten.

<sup>8</sup> Burdelski, Thomas / Dub, Werner / Opitz, Otto: Eine Einführung in die kurzfristige univariable Prognose, 1975

<sup>9</sup> Winters, P. R.: Forecasting Sales by Exponentially Weighted Moving Averages; Management Science, vol. 6, no. 3, pp. 324-342, 1960

Für die Trendkomponente im additiven als auch im multiplikativen Modell gilt:

(3.2.28)

$$T_t = \beta(M_t - M_{t-1}) + (1 - \beta)T_{t-1} \text{ mit } 0 \leq \beta \leq 1,$$

wobei  $M_t - M_{t-1}$  wieder den aktuellen Trend repräsentiert und  $T_{t-1}$  den alten geglätteten Trendwert.

Analog (3.2.25) und (3.2.27) werden Mittelwert und Trend im multiplikativen Modell wie folgt fortgeschrieben:

(3.2.29)

$$M_t = \alpha(X_t/S_{t-L}) + (1 - \alpha)(M_{t-1} + T_{t-1}), 0 \leq \beta \leq 1$$

(3.2.30)

$$S_t = v(X_t/M_t) + (1 - v)S_{t-L} \quad 0 \leq v \leq 1$$

Die Gleichungen (3.2.27), (3.2.28), (3.2.29) und (3.2.30) lassen sich selbstverständlich auch auf die für das exponentielle Glätten charakteristische Form bringen:

(3.2.31) Neuer Glättungswert = Prognose für den neuen Glättungswert +  $\{\alpha, \beta, v\}$  · „Prognosefehler“

Für die Saisonkomponente empfiehlt es sich im Laufe der Fortschreibung (entweder in jeder Periode oder zumindest nach Ablauf eines Saisonzyklus) die Saisonkoeffizienten zu standardisieren, um eine Verletzung der Bedingungen (3.2.23) und (3.2.24) zu verhindern.

Die Standardisierung geschieht wie folgt:

Sei  $r$  die Summe der letzten  $L$  Saisonkoeffizienten nach der letzten Fortschreibung, dann gelten die Standardisierungsformeln:

$$(3.2.32) S_i \leftarrow S_i \cdot \frac{L}{r} \quad (\text{additives Modell})$$

und

$$(3.2.33) S_i \leftarrow S_i \cdot \frac{r}{L} \quad (\text{multiplikatives Modell})$$

mit jeweils  $i = t, t-1, t-2, \dots, t-L+1$

Ohne Standardisierung würden in die Saisonkomponente Teile des Mittelwertes und der Trendkomponente mit eingehen.

Bei der Fortschreibung des Holt-Winters-Verfahren müssen also  $L+2$  Werte gespeichert werden.

### 3.2.4.2 Einflussgrößen auf die Güte der Prognose

Um das Verfahren von Holt und Winters anwenden zu können, werden außer den Glättungsparametern und der Entscheidung ob additives oder multiplikatives Modell noch wie bei allen Verfahren der exponentiellen Glättung die Startwerte (hier  $M_0$ ,  $T_0$  und  $S_i$ ,  $i=0, -1, -2, \dots, -L+1$ ) benötigt, so dass letztendlich die Prognosewerte eine Funktion der Startwerte, Glättungsparameter und Modellwahl darstellen.

#### 3.2.4.2.1 Startwerte

Da beim exponentiellen Glätten bei der Berechnung der aktuellen Schätzer indirekt die gesamte Vergangenheit berücksichtigt wird, ist eine genaue Schätzung der notwendigen Startwerte wünschenswert, um Verzerrungen zu vermeiden.

Durch das in jeder Periode erfolgende Updaten von Mittelwert und Trend spielt bei diesen die Vergangenheit keine so große Rolle; denn selbst bei einem niedrigen Glättungsparameter von 0.1, bei dem die aktuellen Werte nur mit 10 % gewichtet werden, wird dem Startwert nach 24 Updatings nur noch ein Gewicht von ca. 8 % beigemessen.

Winters<sup>10</sup> schlägt deshalb vor, für  $M_0$  das arithmetische Mittel des ersten Saisonzyklus zu nehmen, und für  $T_0$  die Differenz zwischen dem arithmetischen Mittel eines  $H$ -ten Saisonzyklus ( $H$  ungefähr bei der Hälfte der Zeitreihe) und  $M_0$  dividiert durch  $L \cdot (H-1)$  zu nehmen.

Anders sieht es bei den einzelnen Saisonkoeffizienten aus, die in jedem Zyklus nur einmal fortgeschrieben werden. Hier haben die Startwerte einen größeren Einfluss auf die Prognose, insbesondere da Glättungsparameter um 0,5 für die Saisonkomponente nicht untypisch sind.

<sup>10</sup> Winters, P. R.: Forecasting Sales by exponential weighted Moving Averages, 1960

### 3.2.4.2.2 Glättungsparameter

Während in der Literatur die Beschreibung der Verfahren und der Startfestlegung einen großen Raum einnimmt, wird die Bestimmung der Glättungsparameter in der Regel mit Hinweisen auf Erfahrungswerte nur kurz erwähnt. Der automatischen Bestimmung von Glättungsparametern soll hier näher nachgegangen werden.

Bei dem Problem der Bestimmung von Glättungsparametern handelt es sich um eine Optimierungsaufgabe hinsichtlich der Funktion:

$$(3.2.34) \quad SS_h = f(\alpha\beta v)$$

wobei  $SS_h$  wie folgt definiert ist:

$$(3.2.35) \quad SS_h = \sum_{i=1}^h \sum_{j=z}^{n-h} (x_{j+i} - \hat{x}_{j+i})^2$$

$h$  = Prognosehorizont,

$z$  = Zeitpunkt, ab dem mit der Analyse der Prognosefehler begonnen wird,

$n$  = Länge der Zeitreihe.

Jede Bestimmung der  $SS_h$ -Werte erfordert das Glätten der Zeitreihe nach dem Verfahren von Holt und Winters, d. h. bei vorgegebenen Startwerten die Fortschreibung zwecks Einpendelns von Zeitpunkt  $t = 1$  bis  $t = z - 1$ , und das Updaten der Zeitreihe, verbunden mit dem Ermitteln der Prognosefehler, vom Zeitpunkt  $t = z$  bis  $T = n - h$ .

Die Ermittlungen des Funktionsminimums mit Hilfe der klassischen Optimierungsverfahren, etwa mit der Differentialrechnung, scheidet hier aus, da eine Spezifikation der Funktion (3.2.34) nur sehr schwer möglich ist. Aus diesem Grunde kann das Minimum nur durch sogenannte Suchverfahren bestimmt werden, die alle durch eine mehr oder weniger begrenzte Enumeration von Lösungsalternativen (Glättungsparameterkombinationen) und deren Auswertung gekennzeichnet sind.

### 3.2.4.2.3 Additives oder multiplikatives Modell

Hinweise auf die Art des Modells erhält man, indem für jeden Saisonzyklus Mittelwert ( $M$ ) und Spannweite ( $S$ ) berechnet und gegeneinander plottet. Ergibt sich ein Bild wie in Abb. 3.2.4, so dürfte

ein additives Modell angemessen sein, während Abb. 3.2.5 mehr für ein multiplikatives Modell spricht.

Abbildung 3.2.4: Additives Modell

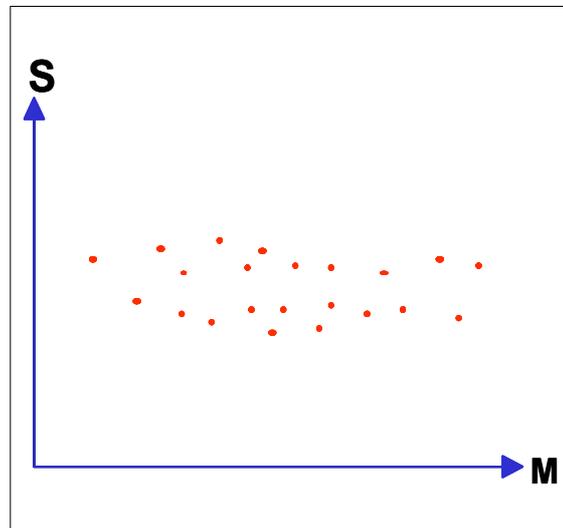
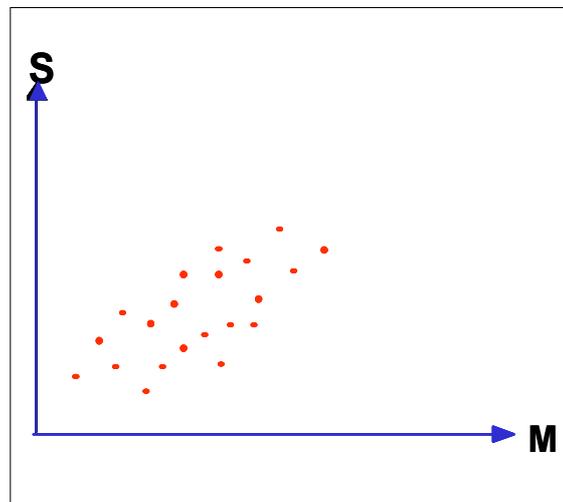


Abbildung 3.2.5: Multiplikatives Modell



Ermittelt man statt der Spannweite die Varianz, so gelangt man in der Regel zu ähnlichen Ergebnissen.

Diese Methode der Modellwahl ist natürlich rein heuristisch und funktioniert nur, wenn die Graphiken eindeutig sind. Falls die Zusammenhänge nicht eindeutig sind, sollte die Modellwahl nach dem klassischen Kriterium der kleinsten Fehlerquadrate (bzw. Varianz) vorgenommen werden.

#### 3.2.4.2.4 Varianz der Prognosefehler

Der Prognosewert, erstellt zum Zeitpunkt  $t$  (basierend auf den Vergangenheitswerten  $X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots$ ) für den Zeitpunkt  $t+h$  wurde mit  $\hat{X}_{t+h}$  bezeichnet. Die Differenz zwischen realem Wert und Prognosewert wird als Prognoseabweichung oder auch als Prognosefehler bezeichnet:

$$(3.2.36) \quad e_{t,h} = X_{t+h} - \hat{X}_{t+h}$$

Ausgehend von der beim exponentiellen Glätten gemachten Annahme, der Unabhängigkeit der Prognosefehler, lässt sich die Varianz der Prognosefehler durch eine sogenannte ex-post-factum Prognose schätzen, d. h. ab einem Zeitpunkt  $z$  werden ex-post-Prognosen  $h$  Perioden voraus erstellt für alle Zeitpunkte, für die gilt:  $z \leq t \leq n-h$ , wobei  $n$  die Länge der Zeitreihe symbolisiert. Die geschätzte Varianz des Prognosefehlers bei einer Prognose  $h$  Perioden voraus wird dann wie folgt berechnet:

$$(3.2.37) \quad \delta_{e,h}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=z}^{n-h} (e_{t,h})^2$$

In der Regel geht man davon aus, dass die Prognosefehler normal verteilt sind, so dass sich die 95 % Konfidenzintervalle wie folgt berechnen lassen:

$$(3.2.38) \quad 95 \% \text{ Konfidenzintervall} \\ = \hat{X}_{t+h} \pm 1,96 \cdot \delta_{e,h}$$

## 4. Ergebnisse der Prognoserechnungen

### 4.1 Methodische Ergebnisse

Für die Berechnung der Prognose wurden Daten für die Hilfe zum Lebensunterhalt außerhalb von Einrichtungen verwendet. Zunächst wurde auf vierteljährliche Daten aus dem PROSOZ-Verfahren aufgesetzt. Diese Daten stehen ab dem vierten Quartal

1998 zur Verfügung. Ab dem vierten Quartal 2001 können auch monatliche Daten analysiert werden. Zum Zwecke der Prognose ist das ein minimales Datensetting. Zu einem späteren Zeitpunkt werden die Analysen und Prognosen auf Monatswerte umgestellt. Mit der Bereitstellung von aktuellen Daten am Zeitreihenende werden die Prognosen neu berechnet - je länger die Zeitreihen werden, umso stabiler die Prognosen. Als Prognoseverfahren wurde der Ansatz nach Holt-Winters ausgewählt. Die Parameter der Modelle wurden über die kleinsten Fehlerquadratsummen festgelegt.<sup>11</sup> Die Prognosewerte wurden ab dem vierten Quartal 2002 bis zum vierten Quartal 2004 berechnet. Neben den Prognosewerten wurde ein 95%iges Konfidenzintervall für die Prognosewerte ermittelt.

### 4.2 Zu den Berechnungen

Als Grundlage für die Prognoseberechnungen werden die Quartalswerte von 4/98 bis 3/02 benutzt, d.h. es liegen insgesamt 16 Werte für jeden Einzelbezirk vor. Bei den Werten handelt es sich jeweils um die Sozialhilfeempfänger (SHE) von laufender Hilfe zum Lebensunterhalt (HzL) außerhalb von Einrichtungen (a.E.) zum jeweiligen Quartalsende (Stichtagszahl) der Trägerbereiche Soziales (Soz) und Jugend (Jug). Die Werte für Berlin insgesamt ergeben sich aus der Summe der einzelnen Bezirkswerte.

Die nachfolgende Methodentabelle (Tabelle 4.2.1) zeigt die Aktualitätsgewichtungen der Zeitreihenkomponenten (Alpha, Beta, Gamma), das für den Bezirk gewählte Modell (LA = linearer Trend, additive Saisonkomponente; LM = linearer Trend, multiplikative Saisonkomponente) und sowie den zugehörigen Gesamtfehler der Prognoseschätzung. Der Gesamtfehler einiger Bezirke wird von Schwankungen bei den frühen Werten der Zeitreihen der bezirklichen Datenmeldungen beeinflusst, die zum Teil auch der Einführung des neuen Datengewinnungsverfahrens geschuldet sind. Dieser Umstand verliert jedoch bei der Fortschreibung der Zeitreihen immer mehr an Gewicht.

<sup>11</sup> Zu den methodischen Einzelheiten vgl. Abschnitt 3.

Tabelle 4.2.1 Methodentabelle

Bezirk	Aktualitätsgewichtungen der Zeitreihenkomponenten			Modell	Gesamtfehler
	Alpha ( $\alpha$ )	Beta ( $\beta$ )	Gamma ( $\gamma$ )		
Mitte	0,6	0,0	0,0	LA	441,70
Friedrichshain-Kreuzberg	0,0	0,0	0,0	LA	191,75
Pankow	1,0	0,0	0,0	LA	675,66
Charlottenburg-Wilmersdorf	0,8	0,0	0,0	LM	506,08
Spandau	0,0	0,0	0,0	LA	505,25
Steglitz-Zehlendorf	1,0	0,0	0,0	LA	166,27
Tempelhof-Schöneberg	0,3	0,0	0,0	LM	371,51
Neukölln	0,0	0,0	0,0	LA	834,01
Treptow-Köpenick	1,0	0,0	0,0	LA	180,50
Marzahn-Hellersdorf	0,0	0,0	0,0	LA	1.209,82
Lichtenberg	1,0	0,0	0,0	LM	160,01
Reinickendorf	0,4	1,0	0,0	LA	405,72

Die Tabelle 4.2.2 zeigt die Prognoseindizes für die einzelnen Bezirke und Berlin, ausgehend vom letzten Istwert (3Q 02) als 100 Prozent.

Tabelle 4.2.2 Prognoseindizes (Istwert 3Q 02 = 100)

Bezirk	Index=100 Istwert 3Q 02	P.-Index 4Q 02	P.-Index 1Q 03	P.-Index 2Q 03	P.-Index 3Q 03	P.-Index 4Q 03	P.-Index 1Q 04	P.-Index 2Q 04	P.-Index 3Q 04	P.-Index 4Q 04
Mitte	40.734	100,5	101,8	101,5	99,9	100,7	102,0	101,7	100,1	101,0
Frh-Krbg	32.151	100,0	101,3	100,6	99,8	100,8	102,1	101,4	100,6	101,6
Pankow	16.331	99,4	108,5	105,6	104,2	103,6	112,8	109,8	108,5	107,9
Chlbg-Wilmfdf	17.224	101,5	101,8	100,0	101,3	102,5	102,8	101,1	102,3	103,6
Spandau	19.840	99,5	102,4	99,4	100,5	101,0	103,9	100,9	102,0	102,5
Stegl-Zehldf	10.440	99,9	101,9	101,4	100,0	100,0	101,9	101,4	100,0	100,0
Temp-Schbg	22.390	99,8	101,4	100,1	98,0	97,4	99,0	97,7	95,6	95,1
Neukölln	39.684	98,2	100,9	99,1	100,5	98,9	101,7	99,8	101,3	99,7
Trept-Köpn	8.777	101,2	104,0	103,1	103,5	104,7	107,5	106,6	107,1	108,2
Marz-Helldf	14.550	92,0	99,3	102,6	99,1	94,9	102,1	105,5	102,0	97,8
Lichtenberg	13.164	99,2	102,6	101,3	100,8	100,0	103,5	102,2	101,7	100,8
Reinickendf	15.247	103,5	104,9	105,8	105,3	111,0	112,4	113,2	112,8	118,4
<b>Berlin</b>	<b>250.532</b>	<b>99,5</b>	<b>102,2</b>	<b>101,2</b>	<b>100,7</b>	<b>100,9</b>	<b>103,5</b>	<b>102,5</b>	<b>102,0</b>	<b>102,2</b>

Die Ergebnisse der einzelnen Bezirksprognosen sind in den auf den nächsten Seiten folgenden Ergebnistabellen 4.2.3 für die Bezirke Mitte bis Tempelhof-Schöneberg und 4.2.4 für die Bezirke Neukölln bis Reinickendorf sowie Berlin zu finden.

Tabelle 4.2.3: Ergebnistabelle Teil 1 (Sozialhilfeempfänger mit HzL a.E.)

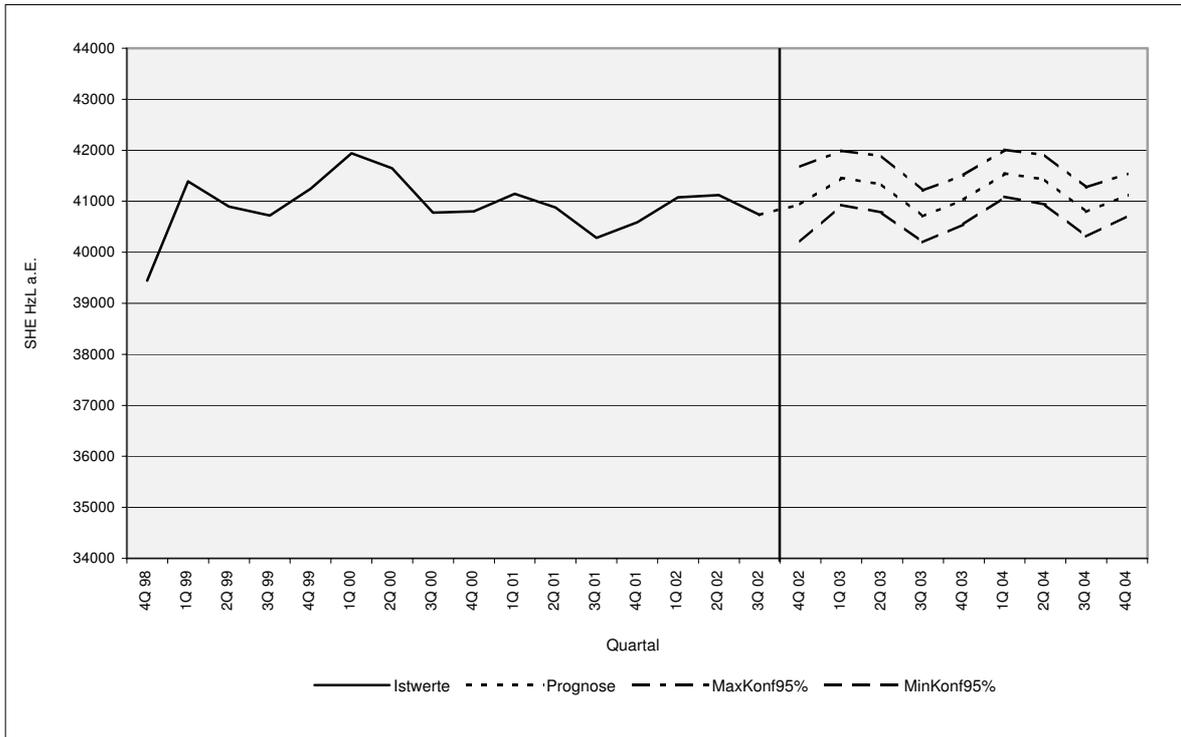
Quartal		Mitte	Frh-Krbg	Pankow	Chlbg-Wilmdf	Spandau	Stegl-Zehldf	Temp-Schbg
4Q 98	Istwert	39.443	31.190	14.168	17.391	17.456	9.954	23.560
1Q 99	Istwert	41.389	31.922	14.411	17.666	19.280	10.408	25.202
2Q 99	Istwert	40.895	31.022	14.262	15.934	19.086	10.645	24.896
3Q 99	Istwert	40.723	30.797	13.392	16.148	18.893	10.699	23.891
4Q 99	Istwert	41.246	31.276	14.319	16.244	18.812	10.694	23.964
1Q 00	Istwert	41.944	31.657	16.612	16.349	19.529	10.875	24.521
2Q 00	Istwert	41.650	31.722	16.436	16.048	17.444	10.618	24.308
3Q 00	Istwert	40.775	31.527	16.214	17.325	19.122	10.376	24.099
4Q 00	Istwert	40.800	31.613	14.923	17.448	18.854	10.258	23.872
1Q 01	Istwert	41.144	32.109	15.478	17.391	19.431	10.384	24.214
2Q 01	Istwert	40.878	31.909	15.112	17.625	19.263	10.255	23.546
3Q 01	Istwert	40.283	31.459	15.115	17.333	18.818	10.109	23.257
4Q 01	Istwert	40.588	31.752	15.266	17.341	19.337	10.238	22.986
1Q 02	Istwert	41.075	32.172	16.847	17.427	19.636	10.501	22.880
2Q 02	Istwert	41.122	31.936	16.111	17.266	19.534	10.539	22.926
3Q 02	Istwert	40.734	32.151	16.331	17.224	19.840	10.440	22.390
4Q 02	Prognose	40.946	32.161	16.230	17.484	19.740	10.435	22.335
	MinK95	40.215	31.774	14.932	16.495	18.873	10.159	21.680
	MaxK95	41.677	32.548	17.529	18.473	20.607	10.710	22.989
	%K95intv.	+/- 1,79	+/- 1,20	+/- 8,00	+/- 5,66	+/- 4,39	+/- 2,64	+/- 2,93
1Q 03	Prognose	41.459	32.581	17.726	17.533	20.309	10.634	22.701
	MinK95	40.926	32.230	16.553	16.525	19.417	10.382	22.140
	MaxK95	41.991	32.933	18.899	18.542	21.201	10.885	23.262
	%K95intv.	+/- 1,28	+/- 1,08	+/- 6,62	+/- 5,75	+/- 4,39	+/- 2,37	+/- 2,47
2Q 03	Prognose	41.330	32.336	17.240	17.232	19.720	10.587	22.407
	MinK95	40.778	32.006	16.037	16.493	18.849	10.376	21.895
	MaxK95	41.883	32.665	18.444	17.972	20.591	10.797	22.919
	%K95intv.	+/- 1,34	+/- 1,02	+/- 6,98	+/- 4,29	+/- 4,42	+/- 1,99	+/- 2,29
3Q 03	Prognose	40.702	32.088	17.025	17.446	19.940	10.441	21.941
	MinK95	40.194	31.779	15.828	16.691	19.038	10.253	21.415
	MaxK95	41.210	32.397	18.221	18.201	20.842	10.629	22.468
	%K95intv.	+/- 1,25	+/- 0,96	+/- 7,03	+/- 4,33	+/- 4,52	+/- 1,80	+/- 2,40
4Q 03	Prognose	41.035	32.418	16.924	17.662	20.043	10.436	21.809
	MinK95	40.554	32.102	15.831	16.879	19.101	10.240	21.262
	MaxK95	41.516	32.733	18.017	18.445	20.984	10.631	22.356
	%K95intv.	+/- 1,17	+/- 0,97	+/- 6,46	+/- 4,43	+/- 4,70	+/- 1,88	+/- 2,51
1Q 04	Prognose	41.548	32.838	18.420	17.711	20.612	10.635	22.163
	MinK95	41.088	32.521	17.385	16.890	19.627	10.429	21.607
	MaxK95	42.007	33.154	19.454	18.532	21.597	10.840	22.719
	%K95intv.	+/- 1,11	+/- 0,96	+/- 5,61	+/- 4,64	+/- 4,78	+/- 1,93	+/- 2,51
2Q 04	Prognose	41.420	32.592	17.934	17.407	20.023	10.588	21.874
	MinK95	40.936	32.275	16.863	16.541	19.495	10.420	21.311
	MaxK95	41.903	32.910	19.005	18.272	20.550	10.755	22.436
	%K95intv.	+/- 1,17	+/- 0,97	+/- 5,97	+/- 4,97	+/- 2,64	+/- 1,58	+/- 2,57
3Q 04	Prognose	40.791	32.345	17.718	17.622	20.243	10.442	21.416
	MinK95	40.310	32.041	16.582	17.082	19.686	10.278	20.910
	MaxK95	41.272	32.649	18.854	18.162	20.799	10.606	21.921
	%K95intv.	+/- 1,18	+/- 0,94	+/- 6,41	+/- 3,07	+/- 2,75	+/- 1,57	+/- 2,36
4Q 04	Prognose	41.124	32.674	17.617	17.840	20.345	10.437	21.283
	MinK95	40.710	32.350	16.782	17.270	19.788	10.282	20.770
	MaxK95	41.538	32.998	18.452	18.410	20.902	10.591	21.797
	%K95intv.	+/- 1,01	+/- 0,99	+/- 4,74	+/- 3,20	+/- 2,74	+/- 1,48	+/- 2,41

Tabelle 4.2.4: Ergebnistabelle Teil 2 (Sozialhilfeempfänger mit HzL a.E.)

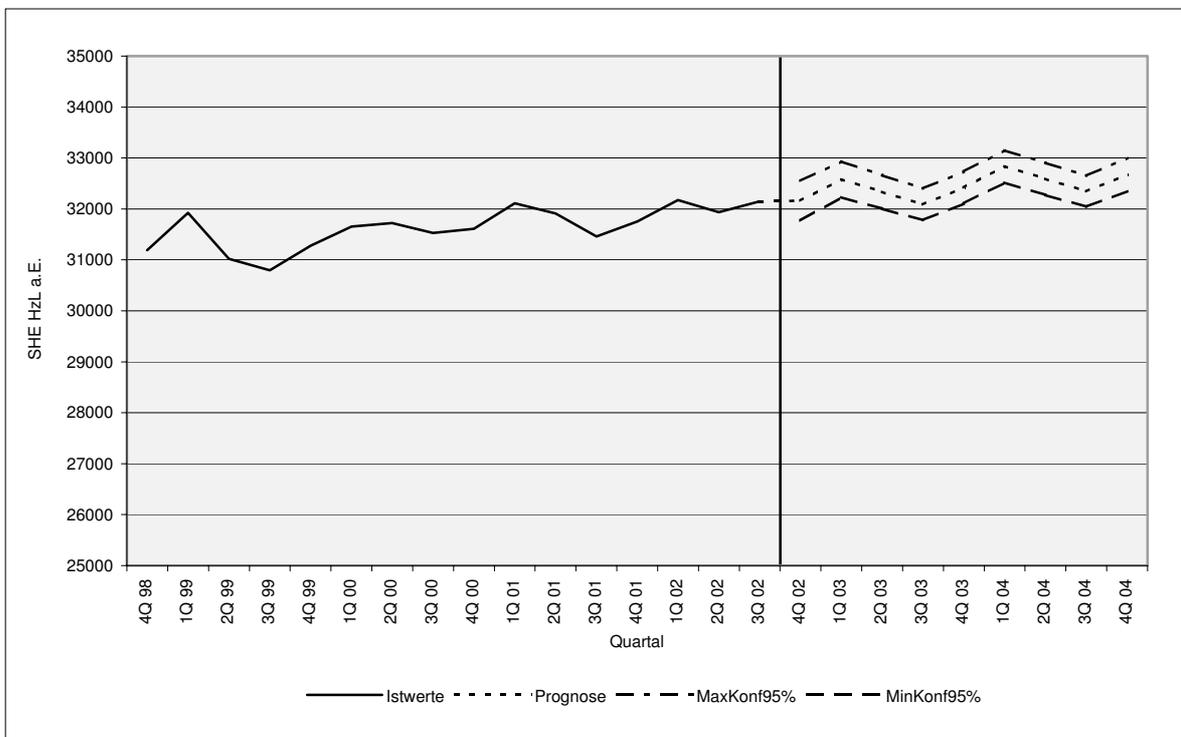
Quartal		Neukölln	Trept-Köpn	Marz-Helldf	Lichtenberg	Reinickendf	Berlin
4Q 98	Istwert	39.051	7.733	8.029	12.360	18.686	239.021
1Q 99	Istwert	39.447	8.084	14.288	12.814	18.849	253.760
2Q 99	Istwert	35.691	7.482	14.158	12.521	17.543	244.135
3Q 99	Istwert	39.031	7.436	13.791	12.576	17.753	245.130
4Q 99	Istwert	37.824	7.455	13.346	12.670	17.855	245.705
1Q 00	Istwert	39.543	7.623	14.108	12.948	17.442	253.151
2Q 00	Istwert	39.583	7.584	14.372	12.848	17.046	249.659
3Q 00	Istwert	38.918	7.574	14.062	12.581	15.758	248.331
4Q 00	Istwert	38.542	7.466	13.571	12.358	16.011	245.716
1Q 01	Istwert	39.612	7.909	14.074	12.769	15.859	250.374
2Q 01	Istwert	39.607	7.982	13.863	12.390	15.521	247.951
3Q 01	Istwert	38.826	8.137	13.667	12.485	14.877	244.366
4Q 01	Istwert	38.257	8.436	12.387	12.341	15.315	244.244
1Q 02	Istwert	39.476	8.610	14.007	12.937	15.076	250.644
2Q 02	Istwert	39.443	8.631	14.358	13.158	15.203	250.227
3Q 02	Istwert	39.684	8.777	14.550	13.164	15.247	250.532
4Q 02	Prognose	38.955	8.881	13.392	13.056	15.788	249.402
	MinK95	37.402	8.525	11.805	12.732	14.966	245.638
	MaxK95	40.508	9.236	14.980	13.379	16.609	253.165
	%K95intv.	+/- 3,99	+/- 4,01	+/- 11,85	+/- 2,48	+/- 5,20	+/- 1,51
1Q 03	Prognose	40.054	9.124	14.442	13.508	15.998	256.069
	MinK95	38.478	8.760	13.006	13.173	15.187	252.922
	MaxK95	41.630	9.488	15.879	13.843	16.809	259.216
	%K95intv.	+/- 3,93	+/- 3,99	+/- 9,94	+/- 2,48	+/- 5,07	+/- 1,23
2Q 03	Prognose	39.314	9.045	14.933	13.340	16.124	253.608
	MinK95	38.335	8.796	13.526	13.000	15.405	250.739
	MaxK95	40.293	9.294	16.340	13.680	16.843	256.477
	%K95intv.	+/- 2,49	+/- 2,75	+/- 9,42	+/- 2,55	+/- 4,46	+/- 1,13
3Q 03	Prognose	39.902	9.087	14.422	13.274	16.058	252.327
	MinK95	38.902	8.833	13.083	12.927	15.355	249.443
	MaxK95	40.902	9.341	15.762	13.622	16.762	255.211
	%K95intv.	+/- 2,51	+/- 2,79	+/- 9,29	+/- 2,62	+/- 4,38	+/- 1,14
4Q 03	Prognose	39.258	9.191	13.812	13.165	16.920	252.671
	MinK95	38.222	8.930	12.611	12.821	16.186	249.984
	MaxK95	40.294	9.451	15.014	13.509	17.655	255.358
	%K95intv.	+/- 2,64	+/- 2,83	+/- 8,70	+/- 2,61	+/- 4,34	+/- 1,06
1Q 04	Prognose	40.357	9.434	14.862	13.620	17.130	259.330
	MinK95	39.299	9.165	13.740	13.274	16.365	256.891
	MaxK95	41.416	9.703	15.984	13.967	17.896	261.770
	%K95intv.	+/- 2,62	+/- 2,85	+/- 7,55	+/- 2,55	+/- 4,47	+/- 0,94
2Q 04	Prognose	39.617	9.355	15.353	13.451	17.257	256.869
	MinK95	38.810	9.072	14.261	13.088	16.451	254.381
	MaxK95	40.424	9.638	16.445	13.814	18.062	259.356
	%K95intv.	+/- 2,04	+/- 3,02	+/- 7,11	+/- 2,70	+/- 4,67	+/- 0,97
3Q 04	Prognose	40.205	9.397	14.842	13.384	17.191	255.596
	MinK95	39.351	9.099	13.866	13.026	16.485	253.127
	MaxK95	41.060	9.694	15.818	13.743	17.897	258.066
	%K95intv.	+/- 2,12	+/- 3,17	+/- 6,58	+/- 2,68	+/- 4,10	+/- 0,97
4Q 04	Prognose	39.562	9.500	14.232	13.274	18.053	255.941
	MinK95	38.660	9.224	13.510	12.901	17.310	253.402
	MaxK95	40.464	9.777	14.954	13.646	18.796	258.480
	%K95intv.	+/- 2,28	+/- 2,91	+/- 5,07	+/- 2,81	+/- 4,11	+/- 0,99

Im folgenden werden die Ist- und Prognosewerte der einzelnen Bezirke sowie Berlin insgesamt anhand von Grafiken dargestellt. Zu den Prognosewerten sind jeweils noch die zugehörigen Konfidenzintervalle (95%) anhand von Minimal- und Maximallinien angegeben.

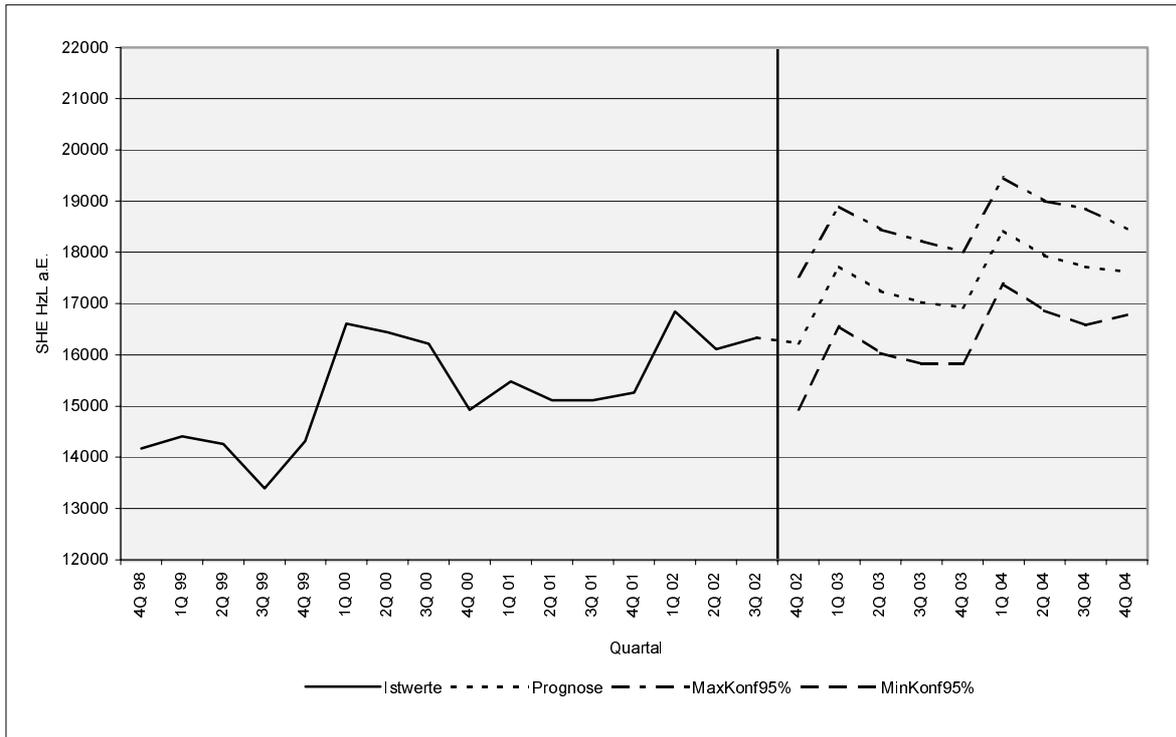
**Grafik 4.2.1: Sozialhilfeempfängerzahlen für den Bezirk Mitte**



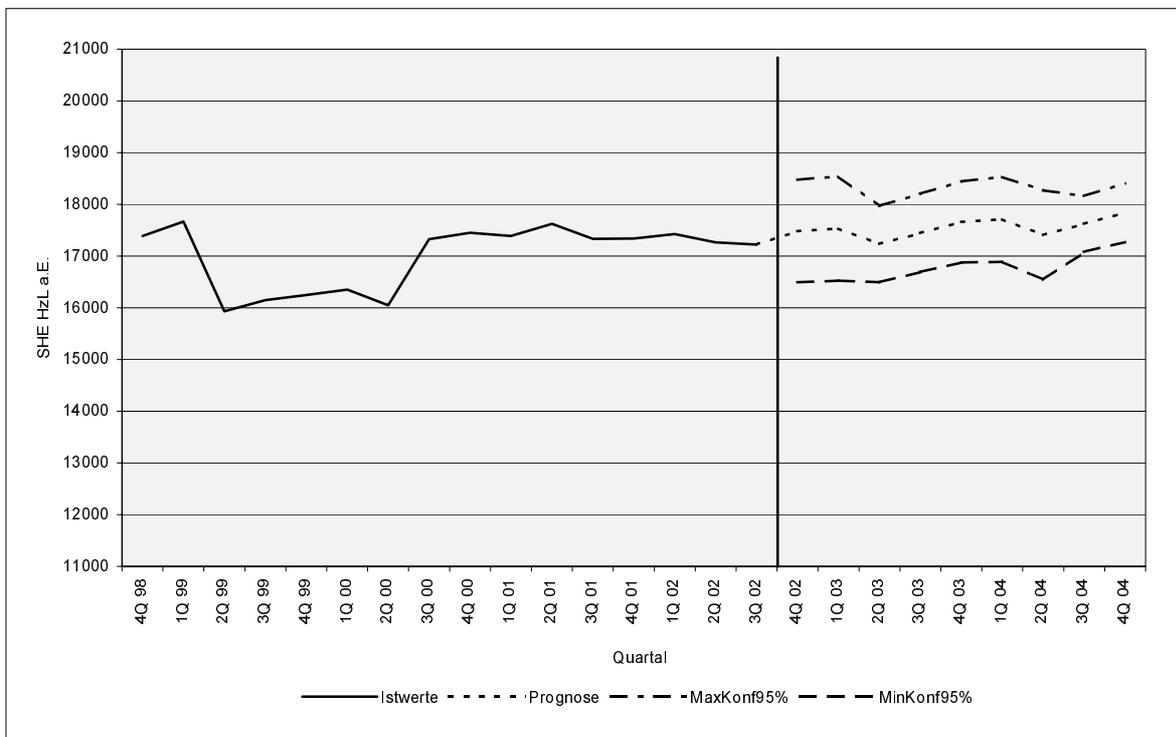
**Grafik 4.2.2: Sozialhilfeempfängerzahlen für den Bezirk Friedrichshain-Kreuzberg**



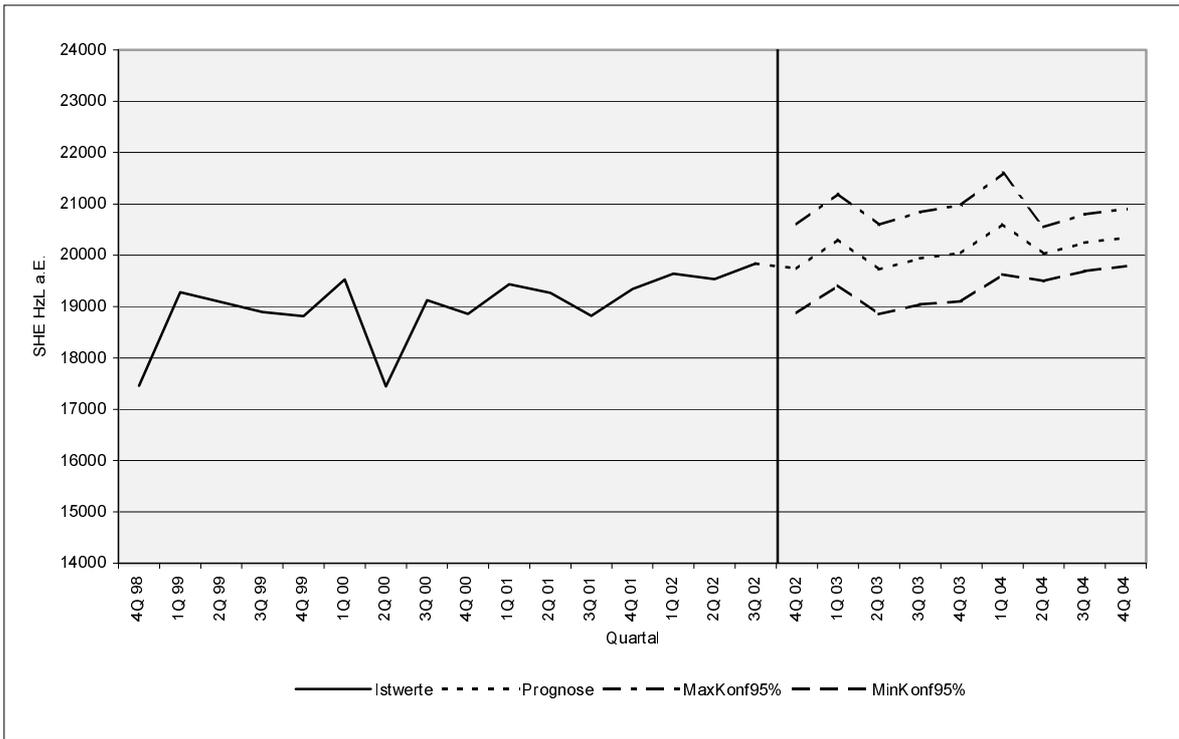
Grafik 4.2.3: Sozialhilfeempfängerzahlen für den Bezirk Pankow



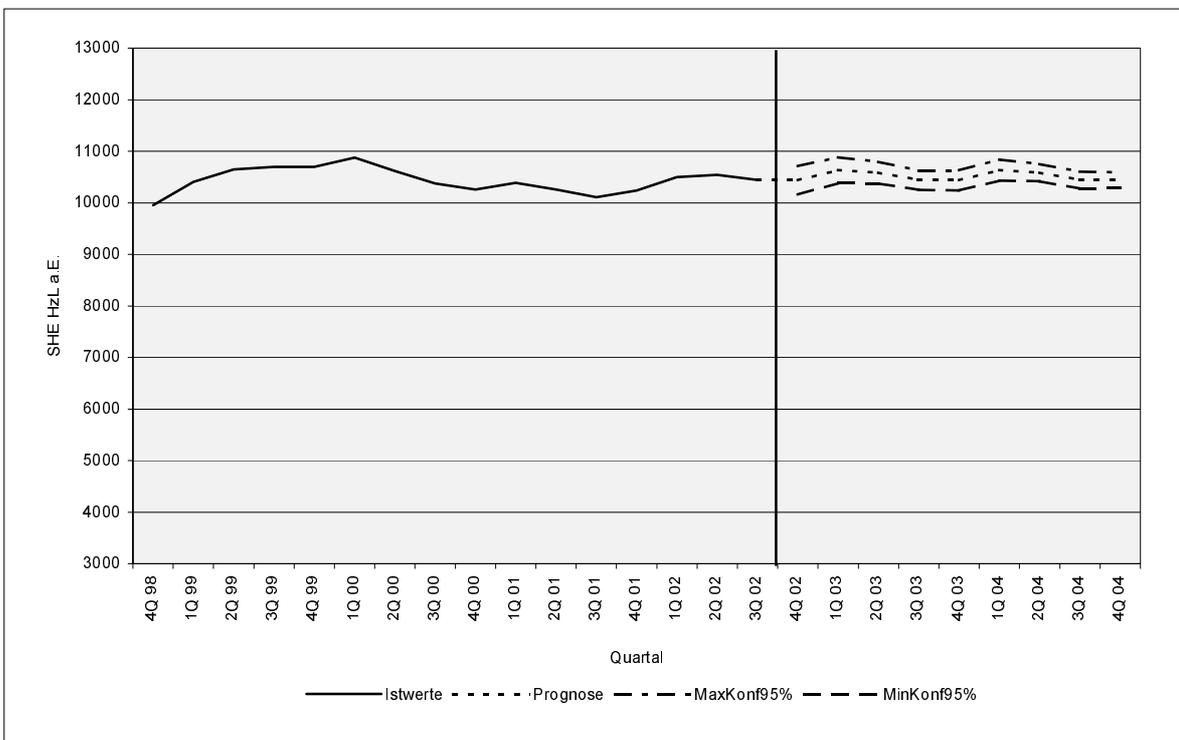
Grafik 4.2.4: Sozialhilfeempfängerzahlen für den Bezirk Charlottenburg-Wilmersdorf



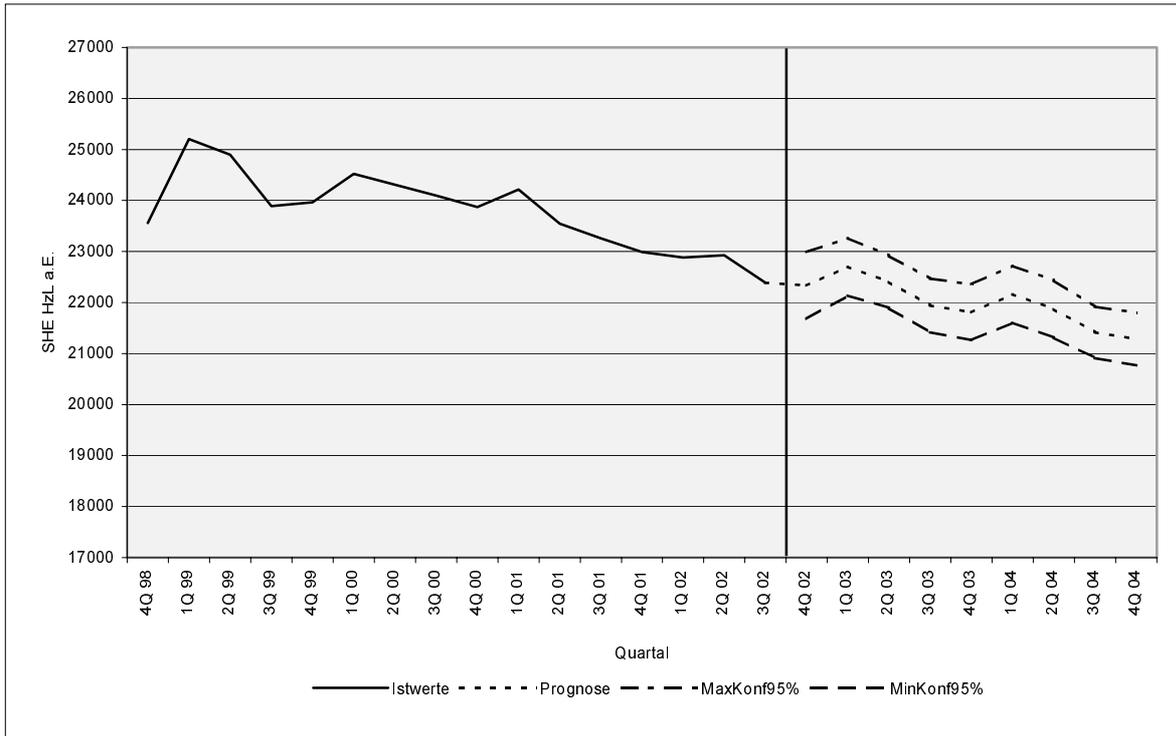
**Grafik 4.2.5: Sozialhilfeempfängerzahlen für den Bezirk Spandau**



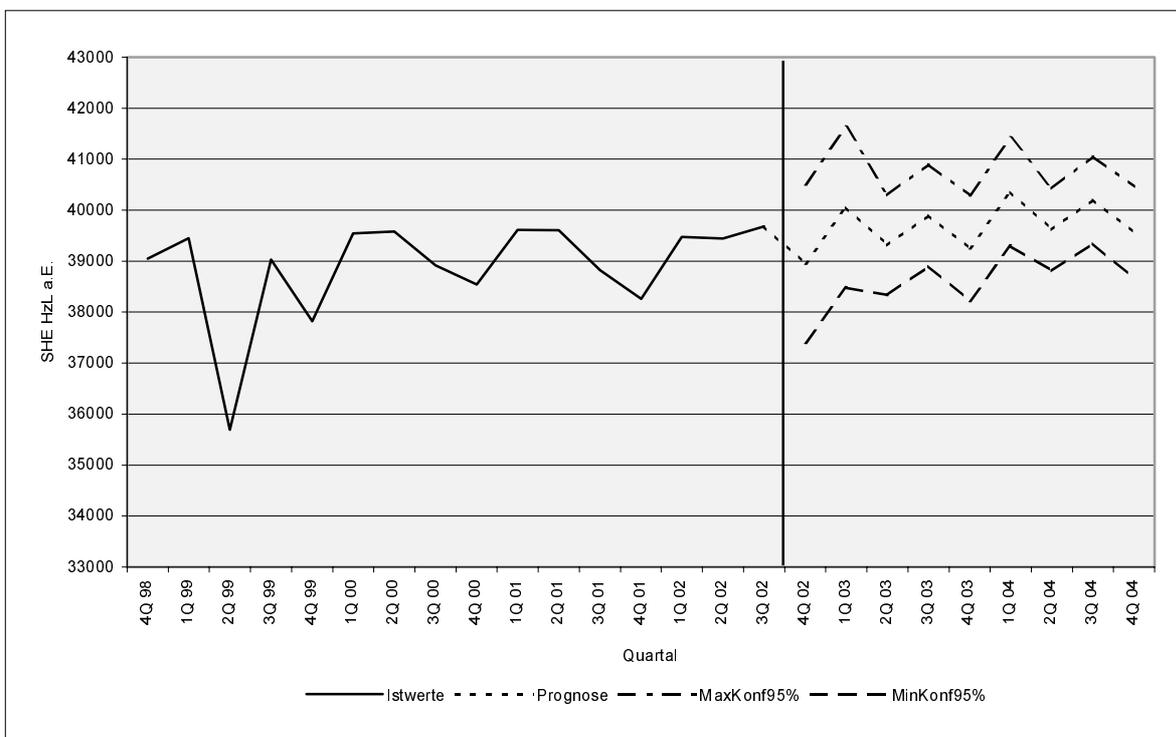
**Grafik 4.2.6: Sozialhilfeempfängerzahlen für den Bezirk Steglitz-Zehlendorf**



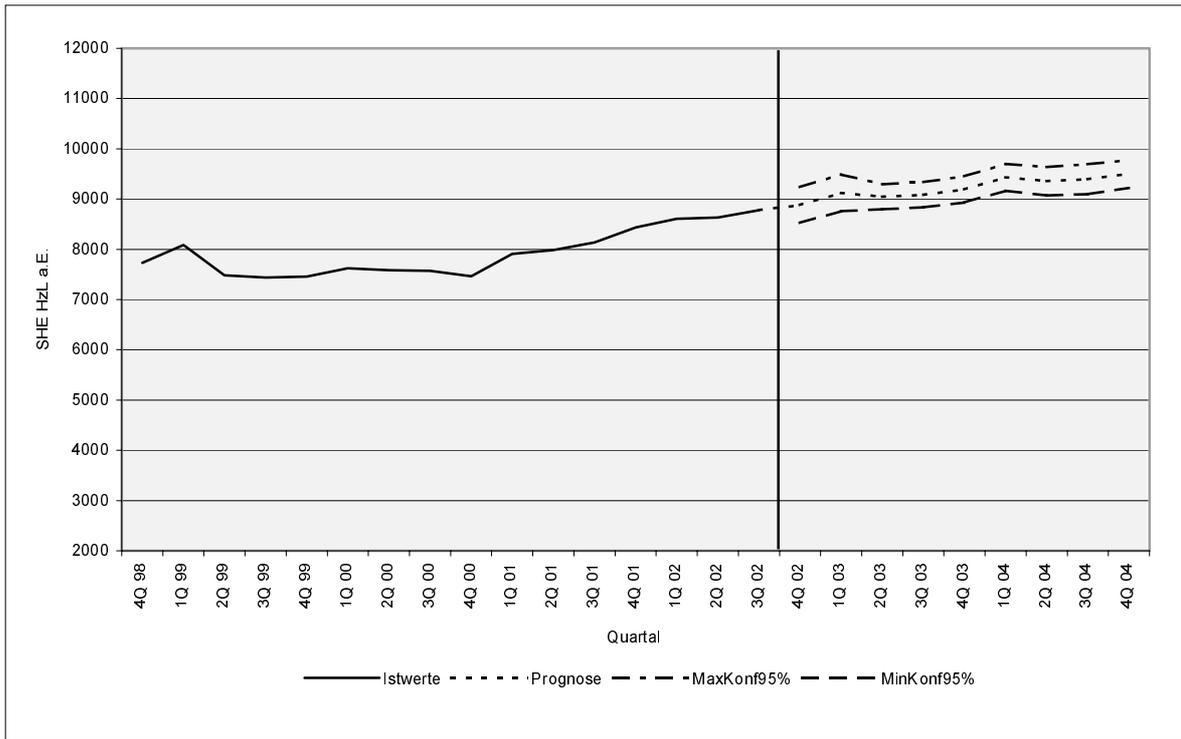
**Grafik 4.2.7: Sozialhilfeempfängerzahlen für den Bezirk Tempelhof-Schöneberg**



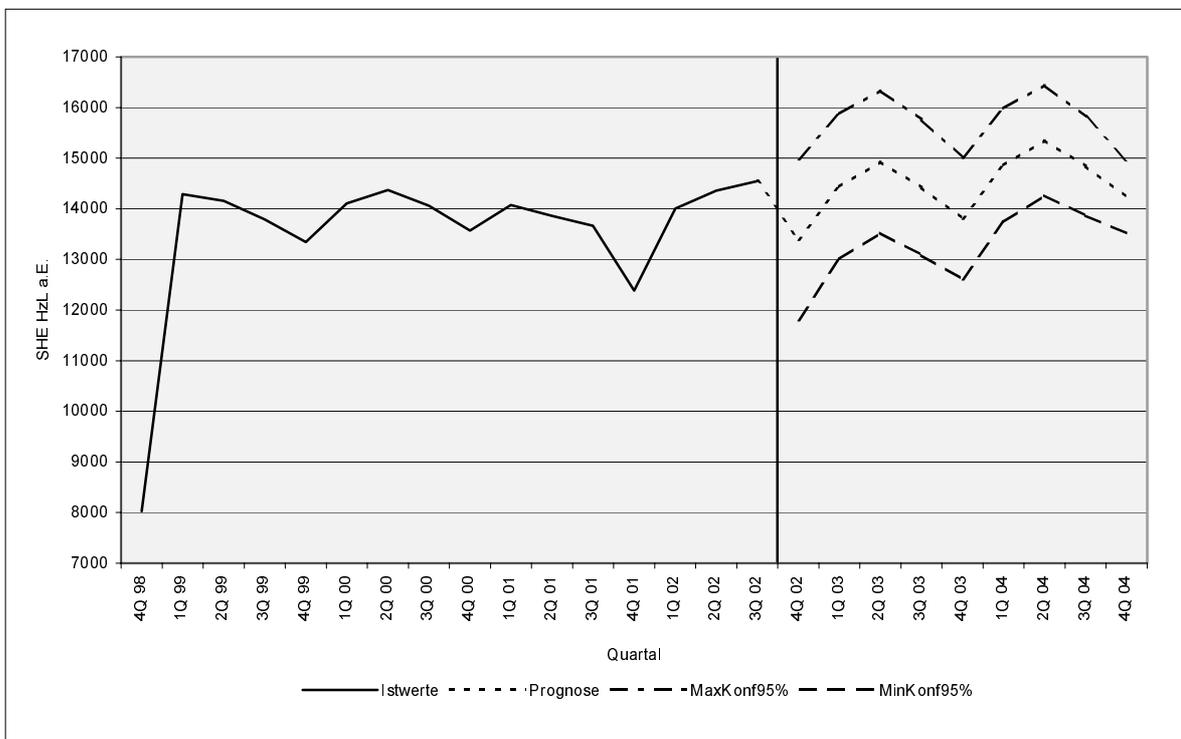
**Grafik 4.2.8: Sozialhilfeempfängerzahlen für den Bezirk Neukölln**



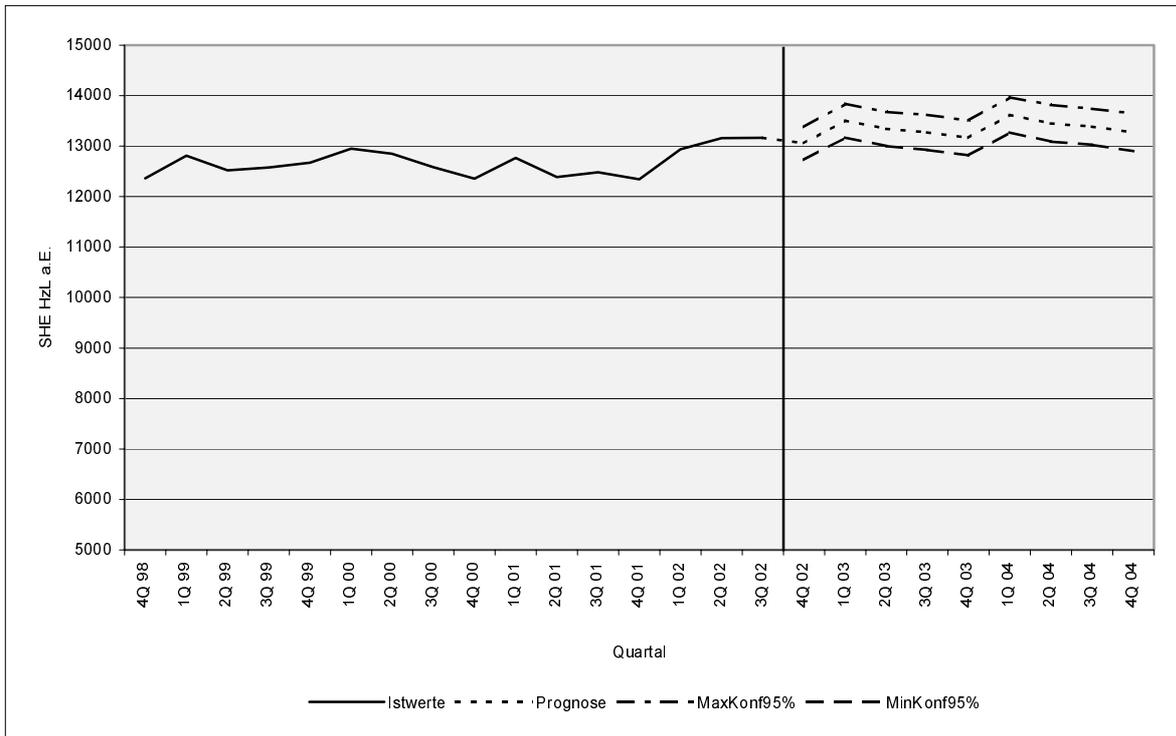
**Grafik 4.2.9: Sozialhilfeempfängerzahlen für den Bezirk Treptow-Köpenick**



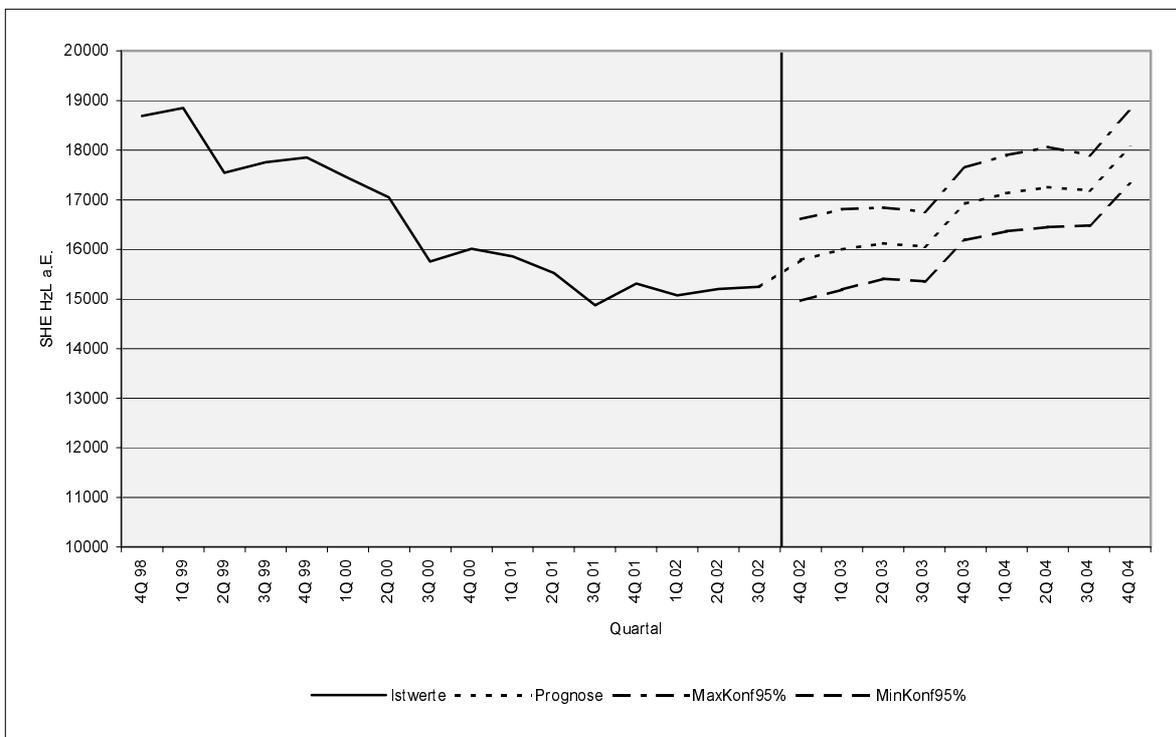
**Grafik 4.2.10: Sozialhilfeempfängerzahlen für den Bezirk Marzahn-Hellersdorf**



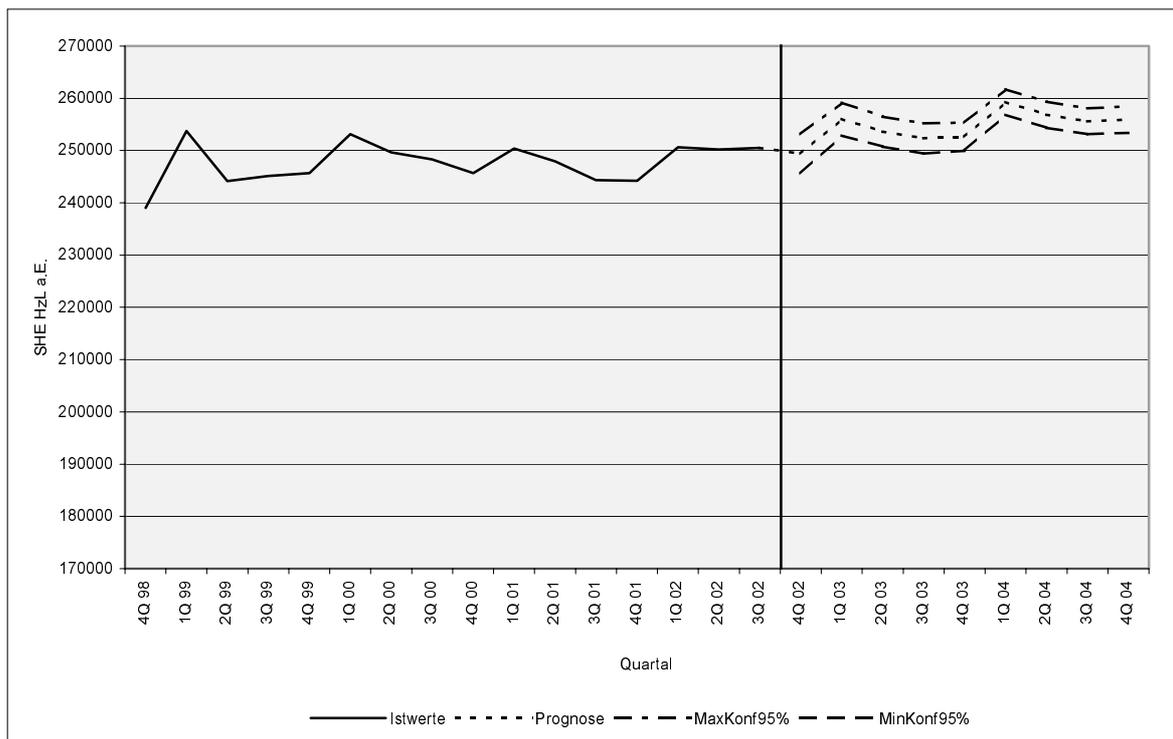
**Grafik 4.2.11: Sozialhilfeempfängerzahlen für den Bezirk Lichtenberg**



**Grafik 4.2.12: Sozialhilfeempfängerzahlen für den Bezirk Reinickendorf**



Grafik 4.2.13: Sozialhilfeempfängerzahlen für Berlin



Zusammenfassend lässt sich als Ergebnis der Prognoserechnung festhalten, dass wir bis zum Jahr 2004 bei Berücksichtigung der Niveau-, Trend- und Saisonkomponenten von einer relativ moderaten Steigerung der Sozialhilfeempfängerzahlen für Berlin insgesamt von 2 % ausgehen (siehe Ergebnistabelle 4.2.2). Dieses Ergebnis differiert nach Bezirken. So gehen wir von fallenden Empfängerzahlen für den Bezirk Tempelhof-Schöneberg aus, während bei allen anderen Bezirken die Empfängerzahlen relativ konstant bleiben bzw. leicht ansteigen. Auch beim Bezirk Reinickendorf fielen die Sozialhilfeempfängerzahlen über viele Quartale, jedoch fand zum 3. Quartal 2001 eine Trendumkehr statt, sodass für diesen Bezirk die Prognoseberechnungen die stärkste Zunahme (bezogen auf den Istwert vom 3. Quartal 2002) an Sozialhilfeempfänger aller Bezirke ermittelt wurde. Ob diese Steigerung aber über den gesamten Prognosezeitraum so stark bleibt, werden erst neuere Istwerte festlegen, da neben der generellen Trendwende auch eine Änderung der Saisonkomponente not-

wendig werden kann, was aber erst im Laufe einer gesamten Saison vom Verfahren berücksichtigt wird. Dies ist auch eine unmittelbare Auswirkung des minimalen Datensetting, das für die Prognose zur Verfügung steht. Im Laufe der Monate wird sich dieser Umstand durch die Hinzufügung neuer Werte abschwächen. Damit einhergehen wird auch eine noch höhere Prognosequalität.

Insgesamt lässt sich aufgrund der Grafiken für die Bezirksergebnisse festhalten, dass sich die Saisonschwankungen etwas abflachen, d.h. die saisonalen Ausschläge gehen in ihren absoluten Zahlen verstärkt in die Niveau- bzw. Trendkomponenten ein – dies ist möglicherweise das Ergebnis einer längeren Verweildauer aufgrund der zunehmenden Arbeitslosigkeit.

Hinweisen möchten wir auch noch einmal darauf, dass mögliche Interventionsmaßnahmen bzw. Auswirkungen von gesetzlichen Änderungen, die auf die Sozialhilfe durchschlagen können, nicht mit in die Prognose eingeflossen sind.

## 5.      Literatur

Brown, R. G.: Smoothing, Forecasting and Prediction of Discrete Times Series, Prentice Hall, Inc., Englewood Cliffs, N. J., 1963.

Burdelski, Thomas / Dub, Werner / Opitz, Otto: Eine Einführung in die kurzfristige univariable Prognose, 1975.

Chatfield, C.: The Analysis of Time Series: Theory and Practice, Chapman and Hall, London, 1975.

Chatfield, C.: The Holt-Winters Forecasting, Procedure Appl. Statist. (1978) 27, No. 3, p. 264 - 279.

Gahse, Sigfrid: Mathematische Vorhersageverfahren und ihre Anwendungen; Verlag moderne Industrie, 1971.

Gilchrist, W.: Statistical Forecasting, John Wiley & Sons, Chichester, 1976.

Hooke, R./Jeeves, T. A.: „Direct search“ solution of numerical and statistical problems, in: Journal of the Association for Computing Machinery, 8. S. 212 - 119, 1961.

Lewandowski, R.: Prognose- und Informationssysteme, 1974.

Meinlschmidt, G./Meyer, H.: Zur Automatisierung des Prognoseverfahrens von Holt und Winters, Allgemeines Statistisches Archiv, 72, S. 253 - 268, 1988.

Meinlschmidt, G., Seeger, M.: Methoden der regionalen Budgetierung und Fallausgabensteuerung der Sozialhilfe in Berlin, Arbeit und Sozialpolitik, 5 - 6, S. 16 - 32, 2002.

Nelson, Ch. R.: Applied Time Series Analysis for Managerial Forecasting, San Francisco 1973.

Schröder, M.: Einführung in die kurzfristige Zeitreihenprognose und Vergleich der einzelnen Verfahren, 1973.

Walsh, G. R.: Methods of Optimization, John Wiley & Sons, London 1975.

Winters, P. R.: Forecasting Sales by Exponentially Weighted Moving Averages, Management Science, vol. 6. no. 3, pp. 324 - 342, 1960.

## 6. Publikationsverzeichnis

Im Rahmen der *Gesundheitsberichterstattung* wurden vom Referat für Quantitative Methoden, Gesundheitsberichterstattung, Epidemiologie, Gesundheits- und Sozialinformationssysteme der Senatsverwaltung für Gesundheit, Soziales und Verbraucherschutz folgende Veröffentlichungen herausgegeben:

### □ Basisberichte

Diese Berichtsform enthält Tabellen, die sich am Indikatoren-satz der Länder orientieren, Erläuterungen sowie kurze Ergebnisbeschreibungen zu verschiedenen Themenfeldern. Der Bericht erscheint jährlich:

- Jahresgesundheitsbericht 1961
  - 
  - 
  -
- Basisbericht 2001. November 2001  
Schutzgebühr 15,- Euro zzgl. Porto

### □ Spezialberichte

Diese Berichtsform wird zu Schwerpunktthemen erarbeitet; sie enthält Analysen, Zusammenhänge und Handlungsempfehlungen.

- Meinschmidt, Gerhard  
Imme, Uwe  
Kramer, Ramona:  
Sozialstrukturatlas Berlin (West). Eine statistisch-methodische Analyse mit Hilfe der Faktorenanalyse. März 1990.
- Hermann, Sabine  
Meinschmidt, Gerhard:  
Sozialstrukturatlas Berlin. Erste gemeinsame Berechnung für alle Bezirke. 1995.
- Hermann, Sabine  
Meinschmidt, Gerhard:  
Sozialstrukturatlas Berlin - Fortschreibung 1997 -. April 1997.
- Hermann, Sabine  
Imme, Uwe  
Meinschmidt, Gerhard:  
Sozialstrukturatlas 1997 - Eine disaggregierte statistische Sozialraumanalyse -. Oktober 1997.  
Schutzgebühr: 15,- Euro zzgl. Porto
- Meinschmidt, Gerhard (Herausgeber) / SenGesSoz  
Brenner, M. H. (Herausgeber) / TU Berlin:  
Sozialstrukturatlas Berlin 1999  
- Eine soziale Diagnose für Berlin -. 1. Ausgabe 1999.  
Schutzgebühr: 15,- Euro zzgl. Porto

- Delekat, Dietrich  
Kis, Anita:  
Zur gesundheitlichen Lage von Kindern in Berlin - Ergebnisse und Handlungsempfehlungen auf Basis der Einschulungsuntersuchungen 1999 -. Spezialbericht 2001-1, ISSN 1617-9250  
10,- Euro zzgl. Porto
- Kis, Anita  
Bömermann, Hartmut  
Hermann, Sabine  
Schieritz, Frank  
Unger, Gisela :  
Diagnosedaten der Berliner Krankenhauspatienten 1994 - 1999 -. Spezialbericht 2002-1, ISSN 1617-9250  
10,- Euro zzgl. Porto

### □ Diskussionspapiere zur Gesundheits- und Sozialforschung

In dieser Reihe werden Themen von besonderer gesundheitspolitischer Bedeutung diskutiert sowie strittige oder widersprüchliche Aspekte des Themas aufgezeigt. Die Diskussionspapiere erscheinen in unregelmäßiger zeitlicher Folge.

1. Meinschmidt, Gerhard:  
Ärzte beurteilen Sozialstationen.  
Eine statistisch empirische Diagnose. 1986.
2. Imme, Uwe  
Meinschmidt, Gerhard  
Wanjura, Marlies:  
Der Krankenpflegenotfalldienst durch Sozialstationen.  
Eine Zwischenbilanz aus empirischer Sicht. 1986.
3. Imme, Uwe  
Meinschmidt, Gerhard:  
Strukturanalyse arbeitsloser Sozialhilfeempfänger. Eine statistische Analyse. 1986.
4. Meinschmidt, Gerhard  
Völker-Oswald, Ingrid:  
Zum Bedarf an Unterstützung in Hilfssituationen älterer Menschen in Berlin. Eine statistische Analyse. 1988.
5. Meinschmidt, Gerhard:  
Strukturanalyse pflegebedürftiger Menschen in Berlin.  
Eine statistische Analyse. 1988.
6. Referat Sozial- und Medizinalstatistik,  
EDV-gestützte Fachinformationssysteme,  
Mader, Sylvia:  
Die Jugendzahnpflege 1986. Eine Untersuchung über den Zahnstatus bei Kindern und Jugendlichen in Berlin (West). 1988.
7. Referat Sozial- und Medizinalstatistik,  
EDV-gestützte Fachinformationssysteme:  
Ergebnisse der Schulentlassungsuntersuchungen 1985/86 in Berlin (West) nach Kriterien des Jugendarbeitsschutzgesetzes. 1988.
8. Referat Sozial- und Medizinalstatistik,  
EDV-gestützte Fachinformationssysteme:  
Sozialhilfeempfänger in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung. Statistischer Erfahrungsbericht zum 500er Programm. 1988.

9.    Meinschmidt, Gerhard:  
Sozialhilfeempfänger auf dem Weg zurück ins Berufsleben. Grundgedanken zum Berliner Modell der Beschäftigung von arbeitslosen Sozialhilfeempfängern. Eine empirische Einstiegsstudie, die zu diesem Problemkomplex bei den Berliner Arbeitgebern durchgeführt wurde. 1988.
10.   Liedtke, Dieter:  
Projekt: Beratungspfleger (Teil 1). Dezember 1988.
11.   Baum, Christiane  
Koch-Malunat, Norbert  
Seeger, Michael:  
Vergleichbare Strukturdaten des Sozial- und Gesundheitswesens ausgewählter Großstädte der Bundesrepublik. Januar 1989.
12.   Becker, Barbara  
Kramer, Ramona  
Meinschmidt, Gerhard:  
Zur subjektiven Morbidität der Berliner Bevölkerung. September 1989.
13.   Liedtke, Dieter  
Wanjura, Marlies:  
Projekt: Beratungspfleger (Teil 2). November 1989.
14.   Haecker, Gero  
Kirschner, Wolf  
Meinschmidt, Gerhard:  
Zur „Lebenssituation von Sozialhilfeempfängern“ in Berlin (West). April 1990.
15.   Koch-Malunat, Norbert  
Klausing, Michael:  
Ergebnisse der Einschulungsuntersuchungen 1987 in Berlin (West). Juni 1990.
16.   Kiss, Anita:  
Ergebnisse der Schulentlassungsuntersuchungen 1988/89 in Berlin (West). Februar 1992.
17.   Kirschner, Wolf  
Radoschewski, Michael:  
Gesundheits- und Sozialsurvey in Berlin. Januar 1993.
18.   Hermann, Sabine  
Imme, Uwe  
Meinschmidt, Gerhard:  
Zur Sozialstruktur in den östlichen und westlichen Bezirken Berlins auf der Basis des Mikrozensus 1991. - Erste methodische Berechnungen mit Hilfe der Faktorenanalyse -. Januar 1993.
19.   Thielke, Henning  
Meusel, Katharina:  
Zur Überlebensdauer von Typ-II-Diabetikern. Ergebnisse einer 20jährigen Follow-up-Studie in Berlin-Ost. März 1994.
20.   Koch-Malunat, Norbert:  
Ergebnisse der Einschulungsuntersuchungen 1990 in Berlin-West - eine statistische Analyse -. März 1994.
21.   Radoschewski, Michael  
Kirschner, Wolf  
Kirschner, Renate  
Heydt, Kerstin:  
Entwicklung eines Präventionskonzeptes für das Land Berlin. Juli 1994.
22.   Kiss, Anita:  
Zur gesundheitlichen Lage von Jugendlichen in Berlin unter besonderer Berücksichtigung der Ergebnisse der Schulentlassungsuntersuchungen 1991/1992 - eine statistische Analyse -. Februar 1995.
23.   Kiss, Anita  
Hermann, Sabine  
Thielke, Henning:  
Vermeidbare Sterbefälle in Berlin 1983-1992. März 1995.
24.   Rothe, Kerstin u.a.:  
Vergleichbare Strukturdaten des Sozial- und Gesundheitswesens ausgewählter Großstädte der Bundesrepublik Deutschland 1992. April 1995.
25.   Beblo, Miriam:  
Zur Dimension der sozialen und gesundheitlichen Lage älterer Menschen in Berlin. Eine statistisch-empirische Diagnose. Juni 1995.
26.   Hermann, Sabine  
Hiestermann, Angelika:  
Zur gesundheitlichen und sozialen Lage von Frauen in Berlin. - Eine erste geschlechtsspezifische empirische Diagnose -. September 1995.
27.   Dohnke-Hohmann, Sylvia  
Reich, Renate:  
Der Mund- und Zahngesundheitszustand von Kindern und Jugendlichen 1992/93 in Berlin. Oktober 1995.
28.   Hiestermann, Angelika  
Hillen, Thomas:  
Zur psychosozialen Befindlichkeit der Berliner Bevölkerung. - Eine statistische Analyse -. Januar 1996.
29.   Scholz, Rembrandt D.  
Thielke, Henning:  
Lebenserwartung in Berlin 1986 - 1994. - Trends und regionale Unterschiede -. April 1997.
30.   Kiss, Anita:  
Gesundheit und Gesundheitsverhalten von Jugendlichen in Berlin unter besonderer Berücksichtigung der Ergebnisse der Schulentlassungsuntersuchungen 1994/95. Juli 1997.
31.   Wiesner-Balcke, Waltraud  
Angerman, Regina:  
Allergische Erkrankungen und Beschwerden bei Berliner Einschülern im Vergleich mit dem Land Brandenburg - Analyse, Bezirksvergleiche, bezirkliches Vorsorgeprogramm -. Juli 1997.
32.   Hauschild, Beate  
Baum, Christiane:  
Dokumentation zur Strukturentwicklung des gemeindeintegrierten psychiatrischen Versorgungssystems. Erster Basisdatenbericht (1997) zur Versorgung im ambulanten/komplementären Bereich (Betreutes Wohnen und Tagesstätten). September 1998.  
Schutzgebühr: 7,50 Euro zzgl. Porto

33. Hauschild, Beate  
Baum, Christiane:  
Dokumentation zur Strukturentwicklung des gemeinde-integrierten psychiatrischen Versorgungssystems. Zweiter Basisdatenbericht (1998) zur Versorgung im ambulant/komplementären Bereich (Betreutes Wohnen und Tagesstätten). September 2000.  
Schutzgebühr: 7,50 Euro zzgl. Porto

### ☐ **Gesundheitsbarometer**

- Hermann, Sabine  
Meinlschmidt, Gerhard:  
Eine repräsentative Erhebung zur Gesundheitspolitik, der Politik im allgemeinen und zur Pflegeproblematik.  
- Gesundheitsbarometer 1 -. November 1991.
- Hermann, Sabine  
Meinlschmidt, Gerhard  
Thoelke, Henning:  
Eine repräsentative Erhebung zu Fragen der Gesundheit, der Prävention und ihrer Gestaltung.  
- Gesundheitsbarometer 2 -. Dezember 1994.
- Hermann, Sabine  
Imme, Uwe:  
Erhebung zu den zusätzlichen Öffnungszeiten anlässlich der „Schaustelle Berlin“ vom 29. Juni bis 25. August 1996.  
- Gesundheitsbarometer 3 -. November 1996.

### ☐ **Statistische Kurzinformationen**

- 2002 - 1 Neueste Lebenserwartungsberechnungen für die Berliner Bezirke - Deutliche Zusammenhänge zwischen Lebenserwartung, vermeidbaren Sterbefällen und sozialer Lage -
- 2002 - 2 Die Diagnosedaten der Berliner Krankenhauspatienten 1994 - 1999
- 2002 - 3 Beschäftigte im Berliner Gesundheitswesen
- 2002 - 4 Stationäre Behandlung von Erkrankungen des rheumatischen Formenkreises in den Berliner Krankenhäusern 2000

Außerhalb der Publikationen zur Gesundheitsberichterstattung wurden vom Referat für Quantitative Methoden, Gesundheitsberichterstattung, Epidemiologie, Gesundheits- und Sozialinformationssysteme der Senatsverwaltung für Gesundheit, Soziales und Verbraucherschutz folgende Veröffentlichungen herausgegeben:

### ☐ **Bericht über Empfänger und Leistungen im Bereich Soziales**

In dieser Berichtsreihe wird u. a. die aktuelle Entwicklung der Leistungen und Empfänger auf den Sozialleistungsgebieten BSHG, AsylbLG und PflegeG in Tabellenform und kurz interpretiert angeboten. Ferner enthält der Bericht jeweils ein Schwerpunktthema.

- I. Quartal 1988  
.  
.  
.
- II. Quartal 2002  
ISSN 1618-033X  
5,- Euro zzgl. Porto

### **Bezug über die**

Senatsverwaltung für Gesundheit, Soziales und Verbraucherschutz  
Oranienstraße 106, 10969 Berlin

Telefon: (030) 9028 2598  
Telefax: (030) 9028 2056

### **Fachliche Auskünfte:**

Referat für Quantitative Methoden, Gesundheitsberichterstattung, Epidemiologie, Gesundheits- und Sozialinformationssysteme  
Oranienstraße 106, 10969 Berlin

Telefon: (030) 9028 2660  
Telefax: (030) 9028 2067

e-mail: Gerhard.Meinlschmidt@SenGSV.verwalt-berlin.de