

Prognose von Unfallanzahlen und Jahresfahrleistungen — Darstellung der Methodik —

VON DR.-ING. EKKEHARD BRÜHNING UND
DR. RER. NAT. DIRK HEIDEMANN, KÖLN

1. Ziel der Prognose des Unfallgeschehens

Die Ergebnisse der amtlichen Straßenverkehrsunfallstatistik erlauben erst einige Monate nach dem Jahreswechsel Aussagen auf der Grundlage tiefer gegliederten Materials. In den zurückliegenden Jahren wurden daher von verschiedenen Seiten Vorab-Erhebungen bzw. Abschätzungen zu den Jahresunfall- bzw. Unfallfolgezahlen vorgenommen und publiziert. Die veröffentlichten Daten erwiesen sich zumeist bei der späteren Überprüfung als zutreffend; es bestand in aller Regel jedoch der Nachteil, daß Informationen über Bezugsgrößen zur Relativierung des Unfallgeschehens (wie die Fahrleistungen) nicht hinreichend genau vorlagen und deshalb nicht in die Betrachtungen einbezogen werden konnten. (Amtliche Veröffentlichungen über die Entwicklung der Fahrleistungen eines Jahres, z. B. auf Bundesautobahnen, liegen nach dem gegenwärtigen Stand aber erst im Herbst des Folgejahres vor.)

Aufgrund der Unterstützung durch das Statistische Bundesamt und mit Hilfe der Ergebnisse automatischer Langzeitzählgeräte an Straßen¹⁾ ist es der Bundesanstalt für Straßenwesen nunmehr unter Verwendung speziell entwickelter Modelle möglich, im Dezember eines Jahres eine Prognose (Hochrechnung) zum Unfallgeschehen des laufenden Jahres auf der Grundlage der bis dahin vorliegenden Unfall-, Fahrleistungs- und Bestandsdaten zu erstellen, die zum Jahreswechsel zur Verfügung gestellt werden kann.

Die Mitte Dezember vorliegenden Informationen aus der amtlichen Straßenverkehrsunfallstatistik sind zunächst Grundlage einer Prognose der Unfall- und Unfallfolgezahlen des laufenden Jahres insgesamt und nach Untergliederung (Ort/Verkehrsteilnahme). Die Untergliederung ist dem nachfolgenden Schema im einzelnen zu entnehmen.

Die Prognosen sollen dem Ziel dienen, bereits frühzeitig Aussagen zur jährlichen Unfallentwicklung treffen zu können und Besonderheiten festzustellen. Die Prognosewerte sollen dabei Erkenntnisse zur Veränderung sowohl der Absolutzahlen als auch der bezoge-

Anschrift der Verfasser:

Dr.-Ing. Ekkehard Brühning
Dr. rer. nat. Dirk Heidemann
Bundesanstalt für Straßenwesen
Brühler Straße 1, 5000 Köln 51

1) Bundesanstalt für Straßenwesen (Hrsg.), Jahresauswertungen Langzeitzählstellen bzw. Quartalsauswertungen (= Veröffentlichungsreihe Straßenverkehrszählungen).

Tabelle 1: Überblick über die zu prognostizierenden Kenngrößen

A

Getötete					
Verkehrsteilnehmergruppe bzw. Insassen	Innerorts	Bundesstr.	Außerorts Insgesamt	BAB	Gesamt
	1	2	3	4	5
1 Kfz (ohne mot. Zweiräder)		X		X	
2 Krafträder/Kraftroller		X		X	
3 Moped/Mofa		X		X	
4 Radfahrer		X		X	
5 Fußgänger		X		X	
6 Insgesamt					

B

An Unfällen mit Personenschaden Beteiligte bzw. Personenschadensunfälle insgesamt					
Beteiligte Verkehrsteilnehmer	Innerorts	Bundesstr.	Außerorts Insgesamt	BAB	Gesamt
	1	2	3	4	5
1 Kfz (ohne mot. Zweiräder)		X		X	
2 Krafträder/Kraftroller		X		X	
3 Moped/Mofa		X		X	
4 Radfahrer		X		X	
5 Fußgänger		X		X	
6 Unfälle insgesamt					

C

An Unfällen mit schwerem Sachschaden Beteiligte					
Beteiligte Verkehrsteilnehmer	Innerorts	Bundesstr.	Außerorts Insgesamt	BAB	Gesamt
	1	2	3	4	5
1 Kfz (ohne mot. Zweiräder)		X		X	
2 Krafträder/Kraftroller		X		X	
3 Moped/Mofa		X		X	
4 Radfahrer		X		X	
5 Fußgänger		X		X	

nen Größen erlauben. Soweit möglich (s. Abschnitt 5) sollen durch ebenfalls zu prognostizierende Fahrleistungsdaten Aussagen zur Entwicklung der Unfallraten als Kenngröße des Risikos gemacht werden können; in anderen Fällen (z. B. motorisierte Zweiräder) sind lediglich Bestandsdaten als Bezugsgrößen verwendbar (s. Abschnitt 6).

In den Abschnitten 3 und 4 werden verschiedene Verfahren der Prognose von Unfallzahlen vorgestellt. Es ist abzusehen, daß ein derartiges Vorgehen in parallelen Arbeitsansätzen modellbedingt nicht zu den gleichen Ergebnissen führen wird (vgl. Abschnitt 2). Dies ist nicht als Nachteil, sondern als Vorteil anzusehen, da auf verschiedenen Wegen gewonnene Ergebnisse zu ein- und demselben Sachverhalt zu höherer Aussagekraft führen, als wenn die Ergebnisse auf nur ein Modell beruhen. Bei der Zusammenführung wird jeweils das arithmetische Mittel der Ergebnisse der verschiedenen Prognoseverfahren gebildet. Es wird allerdings zu prüfen sein, ob diese Vorgehensweise auch beim Erkenntnisstand kommender Jahre angezeigt ist.

2. Zur Problematik der Prognose von Unfallzahlen

Verschiedene Autoren²⁾ haben sich eingehend mit den Problemen in Zusammenhang mit der Analyse und Prognose von Zeitreihen befaßt. Diese Fragen sollen hier nicht vertieft angesprochen werden. Mit der Prognose wird hier das Ziel angestrebt, aus den bekannten Werten einer Zeitreihe den nächstfolgenden Wert zu bestimmen. Dies bedingt zunächst ein der Zeitreihe (unter Berücksichtigung des Prognoseziels) adäquates Modell zu bestimmen, welches geeignet sein muß, eine Diagnose der Entwicklungstendenz der Zeitreihe am aktuellen Rand und eine Prädiktion des Folgewertes vorzunehmen.

Die Güte eines Prognoseverfahrens läßt sich nur in Grenzen beurteilen. Insbesondere erlaubt die nachträgliche Gegenüberstellung von prognostizierten und eingetretenen Werten es nicht, allgemein gültige Schlüsse zu ziehen. Dies deshalb, weil das zufällige Eintreten der Zahlen um ihren (unbekannten) Erwartungswert und eine Verschiebung des Erwartungswertes aufgrund der nachfolgend genannten jahresspezifischen Einflüsse nicht von der Prognose erfaßt werden können. Jahresspezifische Einflüsse wirken darüber hinaus auf ganze Teile des Unfallgeschehens und spiegeln sich dementsprechend in vielen Zeitreihen wider. Auch der bei den meisten Prognoseverfahren verfügbare geschätzte Standardfehler spiegelt im wesentlichen die Anpassung der Prognosefunktion im zurückliegenden Zeitbereich wider.

Die Höhe des Anteilswertes der bekannten Unfallzahlen des laufenden Jahres an den jährlichen Gesamtzahlen unterliegt zum Teil erheblichen Schwankungen. Diese kommen einerseits zustande durch Einwirkungen, die jährlich erneut auftreten und für deren Stärke kein direkter Zusammenhang mit den Eintrittswerten des Vorjahres erkennbar ist, andererseits aufgrund längerfristiger Strukturverschiebungen bei den bedingenden Faktoren des Verkehrs, die in der Reihe der Anteilswerte einen Trend erkennen lassen.

2) Vgl. z. B. Kendall, M., Time-Series, London 1976; Chatfield, C., The Analysis of Time Series: Theory and Practice, London 1975.

Neben dem ohnehin zu erwartenden zufälligen Eintreten der Unfallzahlen um ihren Erwartungswert ergeben sich also Veränderungen aufgrund jahresspezifischer Einflüsse und längerfristiger Strukturverschiebungen.

Für jahresspezifische Einflüsse lassen sich als Faktoren z. B. die Witterung, die Lage von Feiertagen, Ferienregelungen nennen. Sofern diese Einflußgrößen bekannt sind, ist der jeweilige Wirkungszusammenhang trotzdem nicht hinreichend genau erfaßt, um eine Quantifizierung zu erlauben, die sonst am Jahresende möglich wäre. Unter die jahresspezifischen Einflüsse können auch die zeitlich begrenzten massiven Eingriffe in das Verkehrsgeschehen im Winter 1973/74 eingerechnet werden (s. Abschnitt 3). Es ist davon auszugehen, daß die Wirkungen der jahresspezifischen Einflüsse auf die Werte der verschiedenen Reihen nicht einheitlich sind.

Als Beispiel für längerfristige Strukturverschiebungen läßt sich auf die Verkehrsteilnehmergruppen der motorisierten Zweiräder verweisen. So lag der Tiefpunkt des Bestandes der für den Verkehr zugelassenen Krafträder und Kraftroller etwa in den Jahren 1970, 1971; in den darauffolgenden Jahren erfolgte eine erhebliche Bestandszunahme. Diese Entwicklung der Bestandszahlen führt als solche, bei der in Abschnitt 3 dargestellten Methode, noch nicht zu einer Veränderung des Anteilswertes als relativierte Kenngröße. Zu gleicher Zeit erfolgte aber auch eine Veränderung des Personenkreises der Motorradhalter bzw. Fahrer und damit eine Verschiebung in den Einsatzzwecken (verbunden damit mit den Fahrtzeiten, Fahrtweiten usw.). Der vermehrte Einsatz zur Freizeitgestaltung zieht witterungsbedingt eine Veränderung der monatlichen Fahrleistungs- bzw. Unfallanteile nach sich. So kommt es, daß die Krafträder/Kraftroller unter allen Verkehrsteilnehmergruppen zu Ende August die größten Anteilswerte erreichen, und daraus erklärt sich auch die relativ geringe Beeinträchtigung durch die im Winter 1973/74 erfolgten Eingriffe in den Straßenverkehr.

Für die beabsichtigte Prognose der Jahresunfallzahlen erwachsen die meisten Schwierigkeiten aus den jahresspezifischen Einflüssen, da sich diese einer hinreichenden Erfassung entziehen.

3. Prognose der Unfallzahlen auf der Grundlage von Anteilswerten

Voraussichtlich liegen Mitte Dezember als Prognosevoraussetzung Unfallangaben bis zu den Monaten Juli und August, eventuell aber auch bis September (Grenzmonate) des Prognosejahres vor. Die Anteilswerte der Ereigniszahlen eines Jahres bis zum Grenzmonat an denen des gesamten Jahres lassen sich für die zurückliegenden Jahre mindestens bis 1964 bzw. 1967 aus den Daten der amtlichen Straßenverkehrsunfallstatistik ermitteln. Aus der Analyse der damit anstehenden Zeitreihen werden die Informationen zur Prognose des Anteilswertes des Prognosejahres gewonnen. Mit dem prognostizierten Anteilswert und den Unfallzahlen bis zum Grenzmonat erfolgt eine Hochrechnung auf die Jahresunfallzahlen des Prognosejahres.

3.1 Charakteristik der Zeitreihen der Anteilswerte

Aus den in den zurückliegenden Jahren aufgetretenen Anteilswerten der Zahlen des entsprechenden Zeitraumes an den Gesamtzahlen ist auf den noch unbekanntem Anteilswert des Prognosejahres zu schließen.

Durch die Verwendung von Anteilswerten tritt eine Normierung der Kenngröße ein, die dadurch relativ unempfindlich gegenüber allgemeinen Niveauperänderungen in der langfristigen Entwicklung der Absolutzahlen wird.

Für jede der zu schätzenden Größen steht als Basis die Reihe der Anteilswerte der zurückliegenden Jahre zur Verfügung. In die Betrachtungen werden die Zeitreihen der Werte der Jahre ab 1968 einbezogen. Wie im Schema dargestellt (s. Abschnitt 1), sind für 55 Kenngrößen die Anteilswerte zu Juli, August und September zu prognostizieren.

Eine erste Analyse der Reihen läßt folgendes erkennen:

- Offenbar haben die Werte der verschiedenen Reihen keinen gemeinsamen Mittelwertparameter. Dies ist aus den in Abschnitt 2 dargestellten Gründen auch nicht zu erwarten gewesen. Die empirischen Mittelwerte z. B. der Reihenwerte „Getötete“ (ab 1968, unter Ausschluß der Jahre 1973, 1974) für den Juli-Anteil schwanken zwischen 50 und 55 %, für den August-Anteil zwischen 57 und 69 %.
- Von einer Stationarität der Reihen kann grundsätzlich nicht ausgegangen werden. Aufgrund der in Abschnitt 2 genannten Einflüsse wird in einem Teil der Fälle mit einem tendenziellen Wachstum (oder einer Abnahme) zu rechnen sein.
- Langfristig ist ein Trend, der mit deutlichen Zuwächsen oder Abnahmen der Reihenwerte verbunden ist, infolge der Konstruktion der Kenngröße nicht denkbar.
- Die Reihenwerte einzelner Jahre zeigen untypische Ausprägungen. Aus den in Abschnitt 2 erläuterten Zusammenhängen heraus haben sich in den Jahren 1973/74 fast durchgängig stark abweichende Anteilswerte eingestellt; bei einem Teil der Reihen ist ähnliches für den Wert von 1970 festzustellen.
- Von solchen Jahren abgesehen, ist ein kontinuierlicher Verlauf der Reihenwerte festzustellen, sofern die zugrunde liegenden Ereigniszahlen hinreichend groß sind. Bei Teilgruppen mit geringen Besetzungszahlen sind zum Teil erhebliche Sprünge in der Zeitreihe zu registrieren.

3.2 Überlegungen zum Prognoseverfahren

Zu den Komponenten von Zeitreihen, die bei der analytischen Betrachtung einzubeziehen sind, führt Schäffer aus: „Die graphische Darstellung von Zeitreihen weist in vielen Fällen auf systematische Bewegungen im Verlauf der Reihe hin, die rein theoretisch den folgenden vier Ursachengruppen zugeordnet werden können:

- Trend,
- konjunkturelle Bewegungen,
- saisonale Schwankungen und
- Kalenderunregelmäßigkeiten.

Diese „systematischen Bewegungen“ werden überlagert durch irreguläre Schwankungen, die . . . nicht gesondert erfaßbar sind und deshalb nur als ein Ursachenkomplex betrach-

tet werden.³⁾ Wegen der Schwierigkeiten, diese Komponenten im einzelnen zu erfassen, erfolgt zunächst eine Beschränkung darauf, die Zeitreihe in die folgenden drei Komponenten aufzugliedern:

- „glatte Komponente
(entspricht dem Trend und den konjunkturellen Bewegungen)
- Saisonkomponente
(entspricht den Saisonschwankungen)
- Restkomponente
(entspricht den irregulären Schwankungen und den Kalenderunregelmäßigkeiten . . .)⁴⁾.

Wie bereits erläutert, werden Zeitreihen bestehend aus je einem Anteilswert pro Jahr betrachtet. Hieraus ergibt sich, daß eine Saisonkomponente üblicher Prägung nicht auftritt. Es ist also ein Prognoseverfahren zu finden, welches den Verlauf der glatten Komponente (einschließlich Auswirkungen infolge Verschiebungen in der saisonalen Verteilung) zu erfassen und fortzuschätzen erlaubt.

Wie in den vorangegangenen Abschnitten verdeutlicht, ist aus sachlichen Gründen das Vorhandensein eines Trends nicht auszuschließen. Dementsprechend sind Verfahren, die von stationären Prozessen ausgehen (wie z. B. Moving-average Prozesse), nicht unmittelbar anwendbar. Dies gilt auch aus dem nachfolgenden Grunde.

In Abschnitt 3.1 wurde aufgezeigt, daß einige Jahreszahlen gänzlich untypische Werte besitzen. Diese Jahreswerte sind daher zweckmäßigerweise im Verfahren nicht zu berücksichtigen. Ein geeignetes Verfahren muß also auch bei fehlenden Werten (dies gilt zumindest für die Jahreswerte 1973/74) im einbezogenen Reihenbereich noch funktionieren.

Da langfristig gleichbleibende Wertzuwächse aufgrund der glatten Komponente (einschließlich Auswirkungen infolge Verschiebungen der saisonalen Verteilung) nicht zu erwarten sind (vgl. Abschnitt 3.1), ist der optimale in das Prädiktionsverfahren einzuführende Reihenbereich sicherlich nicht der längstmögliche.

Zur Modellierung des Trends der Anteilswerte wurde ein polynomialer Ansatz vorgesehen:

$$P_k(t) := \sum_{j=0}^k a_j \cdot t^j$$

Wegen der erörterten Instationarität der Reihen schied ein Polynom 0-ten Grades aus. Aufgrund der Forderung nach der Begrenzung des einzuführenden Reihenbereichs kamen Polynome 3. und höheren Grades von vornherein nicht infrage.

Unter Verwendung der Reihenwerte der Jahre 70, 71, 72, 75, 76 wurden als Regressionsfunktionen Polynome 2. Grades errechnet. Damit ließ sich eine Prädiktion der Anteils-

3) Schäffer, K. A., Univariate statistische Verfahren für die Diagnose und Prognose von Zeitreihen über Straßenverkehrsunfälle (= unveröff. Manuskript), Köln 1977, S. 5.

4) Ebenda, S. 7.

werte im Jahr 1977 vornehmen; in Anlehnung an Kendall und Stuart⁵⁾ wurden Prädiktionsintervalle bestimmt. Die Ergebnisse ließen auch unter Berücksichtigung der geringen Anzahl von Regressoren durchweg eine sehr gute Anpassung der Regressionsfunktion an die Reihenwerte sowie sehr enge Prädiktionsintervalle erkennen, jedoch nahmen die Punktschätzungen selbst häufig implausible Werte an. Da aus den dargestellten sachlichen Gründen eine Änderung der Ausgangssituation nicht empfehlenswert war, mußte der Ansatz eines Polynoms 2. Grades als ungeeignet verworfen werden. Wie im folgenden Abschnitt dargestellt, zeigte sich ein Polynom 1. Grades als geeignete Regressionsfunktion. Zu dem damit angeschnittenen Problem führt Chatfield⁶⁾ aus: „... the use of trend curves is that there is no logical basis for choosing among the different curves except by goodness-of-fit. Unfortunately it is often the case that one can find several curves which fit a given set of data almost equally well, but which when projected forward, give widely different forecasts.“

3.3 Darstellung des Prognoseverfahrens

Zur Anwendung gelangte aus den angeführten Gründen das Verfahren der einfach linearen Regression. Eine Betrachtung der je 55 Reihen der Anteilswerte für Juli, August und September hinsichtlich der Entwicklung der Anteilswerte in den Jahren seit 1968 ließ erkennen (s.o.), daß die Jahre 1973 und 1974 auszuklammern seien und zum Teil in den Jahren vor 1971 Verhältnisse auftraten, die danach nicht wieder zu beobachten waren. Es wurden daraufhin die Werte der Jahre 1971, 72, 75, 76 einbezogen, wobei sie hinsichtlich der zeitlichen Abfolge nicht äquidistant, sondern entsprechend ihrem tatsächlichen Abstand in die Rechnung eingingen.

Bestimmt wurden die Regressionsfunktionen $X(t)$

$$X = a_0 + a_1 t + u$$

Zur Frage der Autokorrelation der Residuen wurde der Durbin-Watson-Test herangezogen. Wenngleich die Anwendbarkeit dieses Tests bei der geringen Zahl von $n = 4$ Einschränkungen unterliegen dürfte, so ergibt sich doch ein gewisser Anhalt daraus, daß die Prüfgröße d fast stets weit in dem Bereich liegt, in dem die Hypothese der unabhängigen Verteilung der Residuen anzunehmen ist⁷⁾.

Der Standardfehler der Schätzung $s_{x,t}$ ⁸⁾ wurde angegeben.

Durch Extrapolation wurde eine Prädiktion des Anteilswertes (Punktschätzung) für 1977 (\hat{x}), d. h. zum Zeitpunkt t^* , vorgenommen. Dazu wurden die Grenzen des Prädiktionsintervalles beim Niveau von 80 % ermittelt (Intervallschätzung) nach der Formel

5) Vgl. Kendall, M. and Stuart, A., The Advanced Theory of Statistics, Vol. 2, Inference and Relationship, London 1973.

6) Chatfield, C., The Analysis of Time Series . . . , a.a.O., S. 84.

7) Vgl. Kendall, M., Time Series, a.a.O., S. 164.

8) Vgl. Sachs, L., Statistische Auswertungsmethoden, Berlin, Heidelberg, New York 1972.

$$x = \hat{x} + t_{1-\alpha/2, n-2} \sqrt{s^2 \left(\frac{n+1}{n} + \frac{(t^* - t_n)^2}{\sum_{i=1}^n (t_i - t_n)^2} \right)}$$

Die Grenzen besagen, daß der wahre Wert mit der Wahrscheinlichkeit von 0,8 im Intervall \hat{x}_o, \hat{x}_u liegt.

Für den Hochrechnungsfaktor h wird keine Prognose auf der Grundlage der Reihe der Werte $h_i = \frac{100}{x_i}$ der vergangenen Jahre durchgeführt. Für einen analog bestimmten Schätzwert \hat{h} würde aufgrund des Zusammenhangs zwischen x und h gelten, daß, sofern $x_i \neq x_{i+1}$, auch $\hat{h} \neq \frac{100}{\hat{x}}$ ist. Durch die Sachzusammenhänge begründet, wird die Prognose auf der Grundlage des besten Schätzwertes für den Anteilswert, \hat{x} , vorgenommen.

Damit gilt $h' = \frac{100}{\hat{x}}$.

Unter Verwendung der Informationen über das Prädiktionsintervall für den Anteilswert x werden Angaben zu einem Intervall h'_o, h'_u gemacht. Die Abweichung der Grenzen dieses Intervalls von h' bezogen auf h' (in %) ergeben sich näherungsweise zu

$$\Delta h'_o = h'_o - h' = \frac{(\hat{x} - \hat{x}_u)}{\hat{x}_u} \cdot 100$$

$$\Delta h'_u = h'_u - h' = \frac{(\hat{x} - \hat{x}_o)}{\hat{x}_o} \cdot 100$$

Die Werte von $\Delta h'_o$ bzw. $\Delta h'_u$ werden als maßgebende Größe zur Beurteilung der Güte einer Einzelprognose herangezogen. Nicht nur die generelle Verwendbarkeit einer Prognose ist bei vergleichsweise großen Werten von $\Delta h'_o, \Delta h'_u$ in Zweifel zu ziehen. Auch die Entscheidung, ob die Prognose der Jahreszahlen auf der Grundlage der Anteilswerte der Zeit bis Juli, bis August bzw. bis September (s. Abschnitt 3) erfolgen soll, ist davon abhängig zu machen.

4. Prognose der Unfallzahlen auf der Grundlage von monatlichen Ereigniszahlen*)

Das in Abschnitt 3 entwickelte Verfahren zur Prognose der Unfallzahlen auf der Grundlage von Anteilswerten faßt die monatlichen Unfallzahlen zu Summen für Jahresteile zusammen. Das Verfahren ist wegen der Konzentration auf wenige Anteilswerte recht einfach in der Handhabung und zudem verhältnismäßig robust gegenüber Zählfehlern in der Reihe der Unfallzahlen, die erfahrungsgemäß in den zuletzt gemeldeten Werten besonders groß sein können.

*) Beitrag von Prof. Dr. K.-A. Schäffer, Universität zu Köln.

Diesem Vorteil des Prognoseverfahrens steht der Nachteil gegenüber, daß es nur einen Teil der Information in den Monatsreihen ausschöpft. Dieser methodische Nachteil wird praktisch relevant, wenn die Annahme einer linearen Entwicklung der Anteilswerte für ausgewählte Jahre nur eine grobe Näherung darstellt. Das ist insbesondere dann zu erwarten, wenn in dem untersuchten Zeitraum die glatte Komponente nicht linear oder/und die Saisonkomponente nicht starr ist. Die von Schäffer dargestellte Untersuchung der Verkehrsunfälle mit Personenschaden hat ergeben, daß für diese Reihe beide Arten von Abweichungen vorkommen⁹⁾.

Diese Schwierigkeiten können umgangen werden, wenn für die Prognose die monatlichen Ereigniszahlen herangezogen werden. Der Verzicht auf eine Zusammenfassung erlaubt einerseits eine bessere Verwertung der verfügbaren Information, erfordert andererseits aber den Einsatz von komplizierten Prognoseverfahren. Solche Verfahren reagieren relativ empfindlich auf Fehler in den letzten Werten.

Sowohl das auf Anteilswerten beruhende Verfahren als auch die Verfahren, die die monatlichen Ereigniszahlen auswerten, besitzen Vorzüge und Schwächen. Aus diesem Grunde ist es nicht möglich, ohne empirische Vergleichsuntersuchungen zu einem fundierten Urteil darüber zu kommen, welches Verfahren die besten Prognosen der Unfallzahlen erwarten läßt.

4.1 Prognose mit konstruktiven Verfahren

Die konstruktiven Verfahren sind darauf abgestellt, die systematischen Komponenten der Reihe (d. h. ihre glatte Komponente und ihre Saisonkomponente) zu schätzen. Verfahren dieser Art werden zwar meist für die Diagnose von Zeitreihen eingesetzt, lassen sich aber auch für kurzfristige Prognosen verwenden. Zu diesem Zwecke müssen die bis zum Grenzmonat ermittelten Werte der beiden systematischen Komponenten bis zum Jahresende fortgeschätzt und dann miteinander zu Schätzungen für die restlichen Monate des Jahres verknüpft werden.

Nach den Resultaten für die Unfälle mit Personenschaden ist zu erwarten, daß die „Census-Methode“¹⁰⁾ verhältnismäßig genaue Prognosen liefern wird. Diese Methode ist auch deshalb gut geeignet, weil sie ohnehin Saisonschwankungen für zwölf Monate im voraus ergibt. Die glatte Komponente kann in der Regel durch eine lineare Extrapolation ausreichend genau prognostiziert werden, sofern die Basis für diese Schätzung nach dem Verlauf der glatten Komponente am aktuellen Rande ausgerichtet wird.

Die Census-Methode II, die von J. Shiskin im U.S. Bureau of the Census entwickelt worden ist, wird in der Praxis in starkem Maße eingesetzt. Das Verfahren, das in seiner Grundform auf dem multiplikativen Grundmodell beruht, wird als Folge von Arbeitsgängen definiert. Im wesentlichen handelt es sich bei der Version X-11 um folgende 14 Schritte:

Schritt 1: Schätzung der glatten Komponente durch einen gleitenden zentrierten Zwölferdurchschnitt.

9) Vgl. Schäffer, K. A., Univariate . . . , a.a.O.

10) Vgl. ebenda, S. 100 f.

- Schritt 2: Schätzung von rohen Saisonindizes als Quotient der Originalwerte und der geschätzten glatten Komponente.
- Schritt 3: Identifizierung und Ausschaltung von Extremwerten.
- Schritt 4: Justieren der von Extremwerten bereinigten rohen Saisonindizes auf die Summe 12 je Jahr.
- Schritt 5: Schätzung von Saisonindizes je Monat durch einen gleitenden Mittelwert der rohen Saisonindizes für diesen Monat.
- Schritt 6: Vorläufige Bereinigung der Originalwerte mit Hilfe der Saisonindizes.
- Schritt 7: Verbesserte Schätzung der glatten Komponente aus den vorläufig saisonbereinigten Werten.
- Schritte 8–11: Wiederholung der Schritte 2 bis 5 mit der verfeinerten Schätzung der glatten Komponente.
- Schritt 12: Schätzung der endgültig saisonbereinigten Reihe als Quotient des Originalwertes und den endgültigen Saisonindizes.
- Schritt 13: Extrapolation der endgültigen Saisonindizes um 12 Monate.
- Schritt 14: Berechnen von Maßzahlen für die Interpolation der Ergebnisse.

Der Rechenaufwand für das Prognoseverfahren ist zwar verhältnismäßig groß, kann aber durch eine Erweiterung des Programms vollständig vom Computer übernommen werden. Bei der Berechnung werden Extremwerte (wie z. B. für den Dezember 1973) automatisch bereinigt.

Ein Nachteil der Methode liegt darin, daß sie aufgrund ihrer Konstruktion keine Aussagen über die Standardfehler der Prognosen zuläßt. Problematisch ist ferner die Tatsache, daß die Methode in sich nicht widerspruchsfrei ist und die Arbeitshypothesen, die der rein empirisch entwickelten Census-Methode II zugrunde liegen, vom Autor nicht angegeben werden und sich auch nicht schlüssig aus den Arbeitsgängen herauskristallisieren lassen.

Andererseits ist die weite Verbreitung dieses Verfahrens darauf zurückzuführen, daß es sehr flexibel ist und verhältnismäßig leicht auf spezielle Eigenheiten von Zeitreihen ausgerichtet werden kann. Auch die routinemäßig ausgegebenen Maßzahlen und Skizzen für die Interpretation der Ergebnisse sind deutliche Vorzüge der Census-Methode II.

Bei einer Untersuchung¹¹⁾, in der einige konstruktive Verfahren auf ihre Diagnosefähigkeit für eine Unfallreihe verglichen worden sind, hat die Census-Methode II am besten abgeschnitten.

4.2 Prognose mit Eliminationsverfahren

Die Eliminationsverfahren versuchen, die systematischen Komponenten durch geeignete Transformationen auszuschalten und analysieren die transformierte Reihe mit dem Ziel, möglichst genaue Prognosen für diese Reihe und durch eine Rücktransformation dann auch für die ursprüngliche Zeitreihe zu ermitteln.

Als Transformation genügt in der Regel die Kombination einer einfachen mit einer saisonalen Differenz. Ihr entspricht die Berechnung der Unterschiede zwischen Jahresdifferenzen (d. h. der Differenz der Werte gegenüber dem jeweils entsprechenden Monat des

11) Vgl. ebenda.

Vorjahres) für benachbarte Monate: Wenn x_t den Wert der Reihe für den Monat mit der Nummer t bezeichnet ($t = 1, 2, \dots, n$), dann ist

$$\nabla x_t := x_t - x_{t-1}$$

die Differenz gegenüber dem Wert im Vormonat und

$$\nabla_{12} x_t := x_t - x_{t-12}$$

die Differenz gegenüber dem Wert des gleichen Monats im Vorjahr. Die Kombination y_t der beiden Differenzen ist also

$$\nabla y_t := \nabla \nabla_{12} x_t = x_t - x_{t-1} - (x_{t-12} - x_{t-13}).$$

Zu diesen linear transformierten Werten kann die Rücktransformation

$$x_t = \nabla y_t + x_{t-1} + (x_{t-12} - x_{t-13})$$

leicht berechnet werden.

Die Eliminationsverfahren, die primär für Prognosezwecke konzipiert sind, beruhen auf Annahmen über den stochastischen Prozeß, der die Zeitreihe generiert hat. Bei dem Verfahren von Wiener¹²⁾ wird z. B. unterstellt, daß der transformierten Zeitreihe ein autoregressiver Prozeß zugrunde liegt. Wenn Y_t die Zufallsvariable ist, dann heißt die Folge $Y_1, Y_2, \dots, Y_{t-2}, Y_{t-1}, Y_t$ ein „autoregressiver Prozeß“, falls für alle t die Beziehung

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + Z_t$$

gilt. Darin bezeichnet Z_t eine Zufallsvariable aus einem reinen Zufallsprozeß. Wenn $\Phi > 0$ ist, wird die ganze Zahl p die „Ordnung“ des autoregressiven Prozesses genannt.

Die Prognosemethode von Wiener beruht darauf, die autoregressiven Parameter Φ_1, \dots, Φ_p möglichst gut im Sinne des Prinzips der kleinsten Fehlerquadrate zu schätzen und mit Hilfe dieser Koeffizienten zukünftige Werte y_{t+1} der Reihe aus den bekannten Werten zu prognostizieren.

Die praktische Anwendung dieses Schätzverfahrens setzt voraus, daß die Zahl p der autoregressiven Parameter entsprechend der Struktur der Zeitreihe $\{u_t\}$ festgelegt wird. Eine Möglichkeit besteht darin, die Standardfehler der Prognosen approximativ zu berechnen und danach die Entscheidung über die Zahl der benötigten Parameter zu treffen. Die Größe der geschätzten Standardfehler kann auch als Hinweis auf die Güte der Einzelprognosen und deren Verwendbarkeit gelten (vgl. Abschnitt 3).

Das Verfahren von Wiener sowie die vorangehende Differenzenbildung und die nachgeschaltete Rücktransformation der Werte kann weitgehend automatisiert werden. Das Verfahren ist deshalb geeignet, eine große Zahl von Reihen zu prognostizieren. Eine Schwäche liegt darin, daß die Güte der Prognose durch Extremwerte stark beeinträchtigt werden kann. Aus diesem Grunde ist es zweckmäßig, Extremwerte in den Reihen durch korrigierte Werte zu ersetzen, die z. B. von der Census-Methode II ausgegeben werden.

12) Vgl. Wiener, N., Extrapolation, Interpolation and Smoothing of Stationary Time Series, New York-London 1950.

5. Prognose der Jahresfahrleistungen von Kraftfahrzeugen (ohne motorisierte Zweiräder)

5.1 Voraussetzungen

Zur Relativierung der Unfallzahlen ist es erforderlich, die auf dem Straßennetz der Bundesrepublik Deutschland erbrachten Jahresfahrleistungen unterteilt nach Teilnetzen bereits vor Ablauf des betreffenden Jahres hochzurechnen; die Aufteilung erfolgt nach den Straßenklassen

- Bundesautobahnen (BAB),
- Bundesstraßen außerorts,
- sonstige außerörtliche Straßen,
- innerörtliche Straßen.

Als Eingangsdaten für das zu erstellende Hochrechnungsmodell stehen insbesondere zur Verfügung

- die vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) ermittelten Werte für die Jahresfahrleistungen auf öffentlichen Straßen im Bundesgebiet¹³); diese Werte liegen getrennt nach Straßenkategorien vor (5 Straßenklassen sowie Straßen innerorts/außerorts), beginnend im Jahre 1970 und endend – am Jahresende des jeweils laufenden Jahres – mit dem Vorjahr;
- die vom Bundesminister für Verkehr herausgegebenen Ergebnisse von Straßenverkehrszählungen in der Bundesrepublik Deutschland („Bundesverkehrszählung“); die letzte dieser Zählungen fand im Jahre 1975 statt¹⁴);
- die von der Bundesanstalt für Straßenwesen herausgegebenen Jahres- und Quartalsauswertungen von Langzeitzählstellen¹⁵); diese Auswertungen liegen zum Zeitpunkt der Hochrechnungen bis einschließlich des 2. Quartals oder des 3. Quartals des laufenden Jahres vor.

Die benötigten Daten über Netzlängen werden aus Angaben des Statistischen Bundesamtes übernommen¹⁶).

Als Beispiel für die Anwendung der unten beschriebenen Verfahren wurde eine Hochrechnung der Jahresfahrleistungen für das Jahr 1976 vorgenommen¹⁷). Es ergab sich eine relativ gute Übereinstimmung mit den veröffentlichten Fahrleistungswerten; der Prognosefehler betrug im Mittel 3,5 %. Wegen der Kürze der verwendbaren Zeitreihen und der

13) Vgl. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Verkehr in Zahlen 1977, hrsg. vom Bundesminister für Verkehr, Berlin 1977.

14) Vgl. Bundesminister für Verkehr (Hrsg.), Ergebnisse der Straßenverkehrszählung 1975 für die Bundesfernstraßen in der Bundesrepublik Deutschland (Schriftenreihe Straßenverkehrszählungen, Heft 5, 1976), Bonn 1976.

15) Vgl. Bundesanstalt für Straßenwesen (Hrsg.), Jahresauswertungen . . . , a.a.O.

16) Vgl. Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Straßenverkehrsunfälle (= Fachserie A Verkehr, Reihe 6, ab 1975 Fachserie 8, Verkehr, Reihe 3.3), Jahres- und Monatsberichte, S. 20.

17) Vgl. Heidemann, D., Vorausschätzungen von Jahresfahrleistungen zum Jahresende (= unveröff. Manuskript), Bundesanstalt für Straßenwesen, Köln 1977.

groben zeitlichen Gliederung der Eingangsdaten waren genauere Resultate nicht zu erwarten.

5.2 Modellbildung

5.2.1 Hochrechnung der Jahresfahrleistungen auf BAB und Bundesstraßen außerorts

An Bundesautobahnen und außerörtlichen Bundesstraßen steht mittlerweile ein umfangreiches Netz von automatischen Langzeitzählgeräten zur Verfügung; deren Daten werden von der Bundesanstalt für Straßenwesen ausgewertet und in der Veröffentlichungsreihe „Straßenverkehrszählungen“¹⁸) veröffentlicht. Aus den diesen Veröffentlichungen zugrunde liegenden Daten werden nun getrennt für die beiden genannten Straßenklassen für möglichst viele Langzeitzählstellen (die bestimmte Voraussetzungen erfüllen) ermittelt:

- die DTV-Werte der Mitte Dezember ausgewerteten Quartale des laufenden Jahres (DTV_n^*),
 - die DTV-Werte der gleichen Quartale des Vorjahres (DTV_{n-1}^*),
 - die DTV-Werte des Vorjahres (DTV_{n-1}).
- (DTV = durchschnittliche tägliche Verkehrsstärke).

Zwischen den DTV-Werten der Zählstellen werden – getrennt nach den beiden Straßenklassen – folgende Regressionsansätze aufgestellt (der Index i bezieht sich auf die o. a. (Langzeit-)Zählstellen, n auf das laufende Jahr und $n-1$ auf das Vorjahr).

$$(a) DTV_{n,i}^* = a + b \cdot DTV_{n-1,i} + u_i$$

$$(\beta) DTV_{n-1,i} = c + d \cdot DTV_{n-1,i}^* + v_i$$

$$(\gamma) DTV_{n,i} = c + d \cdot DTV_{n,i}^* + w_i$$

Dabei wird angenommen, daß zwischen den Regressionsansätzen (β) und (γ) kein Strukturbruch auftritt, d. h. die Regressionskoeffizienten und die Residualstreuung werden jeweils als gleich unterstellt. Dies bedeutet, daß „im Mittel“ das Verhältnis der DTV-Werte des ganzen Jahres zu denen der Quartale sich vom Vorjahr zum laufenden Jahr nicht verändert.

Durch Zusammenfassung von (a) und (γ) erhält man:

$$DTV_{n,i} = e + f \cdot DTV_{n-1,i} + z_i$$

mit $e = c + ad$, $f = bd$ und $z_i = d \cdot u_i + w_i$

Kennzeichnet man nun den mittleren DTV-Wert (mittlerer DTV-Wert = Jahresfahrleistung/(Netzlänge · Anzahl Tage des Jahres)) einer Straßenklasse durch den Index o , so ergibt sich als Punktschätzung für $DTV_{n,o}$:

$$(\delta) DTV_{n,o} = e + f \cdot DTV_{n-1,o}$$

Die Jahresfahrleistung des laufenden Jahres, FL_n , ergibt sich dann zu

$$(\epsilon) FL_n = e \cdot L_n \cdot T_n + f \cdot FL_{n-1} \cdot (L_n \cdot T_n / L_{n-1} \cdot T_{n-1})$$

wobei L_n bzw. L_{n-1} die Netzlängen und T_n bzw. T_{n-1} die Anzahl der Tage des laufenden bzw. des Vorjahres bezeichnet.

18) Vgl. Bundesanstalt für Straßenwesen (Hrsg.), Jahresauswertungen . . . , a.a.O.

Da die Jahresfahrleistung des Vorjahres FL_{n-1} bekannt ist, läßt sich FL_n gemäß (ε) hochrechnen; für Bundesautobahnen wird FL_{n-1} aus den Angaben des DIW übernommen, für Bundesstraßen außerorts – in Ermangelung geeigneter Daten des DIW – aus Berechnungen der Bundesanstalt für Straßenwesen, bei denen ein linearer Regressionsansatz eine Beziehung zwischen den DTV-Werten der letzten „Bundesverkehrszählung“¹⁹⁾ und den entsprechenden Werten von Langzeitzählgeräten des Jahres n-1 herstellt. Durch diese lineare Beziehung wird dann über den mittleren DTV-Wert für Bundesstraßen außerorts, wie er im Rahmen der „Bundesverkehrszählung“ berechnet wurde, der mittlere DTV-Wert des Jahres n-1 und damit schließlich FL_{n-1} bestimmt.

5.2.2 Hochrechnung der Jahresfahrleistungen auf innerörtlichen Straßen, allen Straßen und sonstigen außerörtlichen Straßen

Die Jahresfahrleistungen auf innerörtlichen Straßen (FL_i), allen Straßen (FL_a) und außerörtlichen Straßen können für die Jahre 1970 bis zum jeweiligen Vorjahr, also zur Zeit bis 1976, den Statistiken des DIW²⁰⁾ entnommen werden; ebenso sind dort die auf BAB erbrachten Fahrleistungen (FL_{BAB}) in diesen Zeiträumen aufgeführt. Zunächst läßt sich nun FL_{BAB} für das laufende Jahr nach dem oben beschriebenen Verfahren hochrechnen. Mit diesem Wert läßt sich dann über noch zu ermittelnde Ansätze der Gestalt

$$FL_i = f_o(FL_{BAB}) \text{ bzw.}$$

$$FL_a = g_o(FL_{BAB})$$

FL_i bzw. FL_a bestimmen.

Für die Ermittlung von f_o und g_o erweist es sich als zweckmäßig, zunächst von Jahresfahrleistungen auf mittlere DTV-Werte überzugehen; hierdurch werden systematische Verzerrungen aufgrund von unterschiedlichen Veränderungen von Streckenlängen der einzelnen Straßenklassen eliminiert.

Die resultierenden Ansätze

$$DTV_i = f(DTV_{BAB}) \text{ bzw.}$$

$$DTV_a = g(DTV_{BAB})$$

werden mit verschiedenen Funktionen f und g analysiert. Bei der Auswahl der Funktionen wird wegen der Kürze der zugrunde liegenden Zeitreihen insbesondere darauf geachtet, daß jeweils nur ein Parameter zu schätzen bleibt; ferner soll die plausible Bedingung $f(o) = o$ bzw. $g(o) = o$ erfüllt sein.

Die Schätzung der Parameter erfolgt nach der Kleinst-Quadrat-Methode. Es stellte sich heraus, daß dabei auch die durch die Ölkrise beeinflussten Jahre 1973 und 1974 einbezogen werden können, was angesichts der geringen verfügbaren Datenbasis von Bedeutung ist. Aufgrund von Größe und Aufeinanderfolge der Residuen ergaben sich bei Probe-rechnungen auf der Basis der Jahre 1971 bis 1976 (die Werte des Jahres 1970 erwiesen sich als Ausreißer) als optimale Ausgleichsfunktionen

19) Vgl. Bundesminister für Verkehr (Hrsg.), Ergebnisse . . . , a.a.O.

20) Vgl. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Verkehr in Zahlen, a.a.O.

$$f(x) = a \cdot \ln(x + 1)$$

$$\text{mit } a = 121,455 \text{ und}$$

$$g(x) = b \cdot \sqrt{x}$$

$$\text{mit } b = 10,361.$$

Die Fahrleistungen auf sonstigen außerörtlichen Straßen ergeben sich schließlich durch Differenzbildung, da die beschriebenen Hochrechnungsverfahren die Werte für alle anderen interessierenden Straßenklassen liefern.

6. Bestandsdaten

Hinreichend genaue Prognosen der Jahresfahrleistungen sind beim gegebenen Informationsstand nur für die in Abschnitt 5 behandelte Gruppe der „Kfz ohne motorisierte Zweiräder“ möglich. Daher wird ergänzend, soweit bekannt, die Entwicklung der Fahrzeugbestände einbezogen, mit dem Ziel, diese der Unfallentwicklung gegenüberzustellen.

Während sich Unfalldatenzahlen als Ereigniszahlen auf bestimmte Zeiträume beziehen, sind Bestandszahlen grundsätzlich an Stichtage gebunden. Im folgenden werden Bestandsdaten jeweils vom 1. Juli eines Jahres verwendet.

Bestand an Kraftfahrzeugen

Bestände (in 1000)	1. 7. 1976	1. 7. 1977	Zunahme in %
Kfz ohne mot. Zweiräder*)	21 816	22 966	5,3
Kraftträder/Kraftroller (einschl. Kleinkraftträder*)	504	555	10,1
Moped/Mofa (einschl. Krankenfahrstühle)	1 849	1 911	3,4

*) einschließlich der vorübergehend abgemeldeten Fahrzeuge

Quelle: Kraftfahrt-Bundesamt (Hrsg.), Statistische Mitteilungen des Kraftfahrt-Bundesamtes und der Bundesanstalt für den Güterfernverkehr, Heft 9, 1977.

Kfz-Bestände *ohne* vorübergehend abgemeldete Fahrzeuge wären eine bessere Grundlage, jedoch stehen hier die benötigten Informationen nicht zur Verfügung: Diese Statistik wird im Erhebungsabstand von 1 1/2 Jahren geführt; es liegen Angaben zum 1. 7. 1975 und zum 1. 1. 1977 vor.

7. Ausblick

Mit den dargestellten Methoden konnte auf dem Mitte Dezember gegebenen Informationsstand eine Prognose für das Unfallgeschehen des laufenden Jahres vorgenommen werden. Es ist beabsichtigt, auch in kommenden Jahren diese Arbeiten fortzuführen. Dabei wird einerseits auf eine mögliche Verfeinerung des Verfahrens abzielen sein, andererseits ist zu überprüfen, ob der für das Jahr 1977 in Angriff genommene aufwendige Ansatz mehrerer verschiedener Verfahren zur Prognose der Unfall- und Unfallfolgezahlen weiterhin angezeigt ist. Die zukünftige Gestaltung der Prognosen zum Jahresunfallgeschehen wird in ihrer inhaltlichen Ausrichtung auch von den Anregungen mitbestimmt sein, die aus der Öffentlichkeit wie von Fachkreisen zu erwarten sind.

Aufgrund der z. B. in Abschnitt 2 dargestellten Einschränkungen gilt, daß Prognosen nur dann die tatsächlich eintretenden Werte mit geringfügigen Abweichungen annähern können, wenn das Unfall- und Verkehrsgeschehen in „normalen Bahnen“ verläuft. Bei Trendbrüchen, wie sie z. B. im Winter 1973/74 („Ölkrise“) auftraten, ist eine zutreffende Prognose mit den dargestellten Verfahren nicht zu erstellen. Hier wären weitaus kompliziertere Wege zu beschreiten. Es ist also bei jeder Prognose der dargestellten Art zu prüfen, ob die beschriebenen Voraussetzungen annähernd erfüllt sind, d. h. ob auffällige Änderungen bei den das Verkehrs- und Unfallgeschehen beeinflussenden Faktoren festzustellen sind.

Summary

The final results from official traffic accident statistics for a calendar year do not become available before a few months after the turn of the year; estimates as to the exact mileage become available even later still. Three special methods to predict annual accident figures, grouped according to location and groups of road users, have been developed or, as the case may be, modified to adequately cope with the problem. It has also been possible to work out a suitable method for predicting the mileage of motor vehicles, grouped according to highway categories, but not including motorized two-wheelers. Hence it is within the range of possibility to make a first evaluation of accidents occurring in the course of a year already towards the end of that year.

Résumé

Les résultats définitifs des statistiques officielles des accidents pour une année civile ne sont disponibles que quelques mois après le début de l'année suivante; les valeurs du nombre de kilomètres parcourus ne sont disponibles que beaucoup plus tard. Trois méthodes spéciales permettant de dresser des pronostics des chiffres annuels des accidents répartis d'après le site et les catégories d'usagers, ont été mises au point et adaptées au problème particulier. Il a également été possible d'élaborer une méthode adéquate de prédiction du nombre de kilomètres parcourus par les véhicules automobiles, deux-roues motorisés exclus, répartis d'après les classes de routes. Ainsi, on peut procéder à une première estimation des chiffres des accidents pour l'année en cours, d'ores et déjà vers la fin de cette même année.

Einige Anwendungsprobleme der Nutzwertanalyse

VON DR. JOHANN EEKHOF UND PROFESSOR DR. HORST SCHELLHAASS,
SAARBRÜCKEN

m. oc. s
b. sx. a

1. Im Vorwort zu ihrem Gutachten „Prioritäten für den Ausbau des Hamburger Schnellbahnnetzes“⁽¹⁾ schreiben die Autoren, daß das vorliegende Gutachten Modellcharakter besitzen möge und „... daß es Anregungen geben kann für ähnliche, in naher Zukunft sicherlich vermehrt durchzuführende Untersuchungen auf dem Gebiet der regionalen und städtischen Generalverkehrsplanung“. (Gutachten, S. II). Die gleichen Autoren haben mit einem Aufsatz in dieser Zeitschrift ihr Vorgehen zur Diskussion gestellt.⁽²⁾ Das ist sehr zu begrüßen, weil damit die Möglichkeit der Klärung methodischer Probleme durch eine kritische Auseinandersetzung anhand einer konkreten Untersuchung geboten wird. Eine intensive Methodendiskussion erscheint uns außerordentlich dringlich, weil sowohl in der Bundeshaushaltsordnung als auch in den Haushaltsordnungen der Länder für Projekte mit weitreichenden finanziellen Auswirkungen Nutzen-Kosten-Untersuchungen⁽³⁾ gefordert werden und weil die in letzter Zeit immer häufiger eingesetzte Nutzwertanalyse nach unserer Ansicht zu sehr und meist in unzulässiger Weise „vereinfacht“ wird.

Funck, Retzko, Schaechterle u. a. vergleichen die Nutzen-Kosten-Analyse (NKA), die Nutzwertanalyse (NWA) und die Kosten-Wirksamkeits-Analyse (KWA) und wählen die NWA für ihre Untersuchung aus. Letztlich haben alle drei Methoden den gleichen Zweck: Sie sollen dem Entscheidungsträger die Entscheidung über Handlungsalternativen erleichtern. Das heißt vor allem, die Methoden sollen eine solide Informationsgrundlage in einer übersichtlichen und nachvollziehbaren Form liefern. Die für jede Entscheidung erforderlichen Werturteile sollen dem Politiker vorbehalten bleiben. Im Prinzip sollten alle Entscheidungsmethoden bei gleicher Fragestellung zu einem übereinstimmenden Ergebnis kommen und die nach Ansicht der Entscheidungsträger beste Handlungsalternative identifizieren. Über diese Anforderungen dürfte weitgehend Einigkeit bestehen. Über die

Anschrift der Verfasser:

Dr. Johann Eekhoff
Lehrstuhl für Regionalwirtschaft

Professor Dr. Horst Schellhaas
Lehrstuhl für Wirtschaftspolitik

Fachbereich 2
Universität des Saarlandes, 6600 Saarbrücken

- 1) *Funck, R., Retzko, H.-G., Schaechterle, K., u. a.*, Gutachten im Auftrag der Freien und Hansestadt Hamburg, Februar 1975. Im folgenden als „Gutachten“ zitiert.
- 2) *Dies.*, Anwendung von Nutzen-Kosten-Untersuchungen für die Bestimmung von Prioritäten im öffentlichen Personennahverkehr – dargestellt am Beispiel des U-Bahn-Ausbaus in Hamburg, in: Zeitschrift für Verkehrswissenschaft, 47. Jg. (1976), S. 133–162. Dieser Artikel wird im folgenden nur durch Seitenangaben zitiert.
- 3) In den Haushaltsordnungen wird Nutzen-Kosten-Untersuchung als Oberbegriff für Nutzen-Kosten-Analyse (NKA), Kosten-Wirksamkeits-Analyse (KWA) und Nutzwertanalyse (NWA) benutzt.