Prognosen von Unfallzahlen
— Methoden und Vergleich der Genauigkeit —

VON KARL-AUGUST SCHÄFFER, KÖLN

1. Einleitung

Für die Beurteilung des Unfallgeschehens auf den Straßen der Bundesrepublik Deutschland werden jeweils am Jahresende detaillierte Angaben über die jährliche Zahl der Unfälle und über die im Kalenderjahr erbrachten Fahrleistungen benötigt. Entsprechende Ergebnisse der amtlichen Statistiken können jedoch erst einige Monate nach dem Jahresende vorgelegt werden. Aus diesem Grunde müssen die benötigten Jahresergebnisse aus den Monatswerten bzw. Vierteljahreswerten prognostiziert werden, die bis Anfang Dezember des Jahres vorliegen.

Die Aufgabenstellung und einige Methoden sind bereits von *Brühning* und *Heidemann*[1] in dieser Zeitschrift dargelegt worden. Über die seit 1978 gesammelten Erfahrungen mit der Vorausschätzung von Jahresfahrleistungen berichtet *Heidemann*[2] in diesem Heft. Die vorliegende Arbeit stellt einige weitere Methoden für die Prognose der Unfallzahlen vor und bewertet die Genauigkeit der Prognosen für die Jahre 1977 bis 1979.

2. Verfahren für die Prognose von Unfallzahlen

Die Methoden zur Prognose von Jahressummen können in drei Gruppen unterteilt werden:

Eine Gruppe von Verfahren (vgl. Abschnitt 2.1) verwendet als Rechengrundlage Zusammenfassungen der monatlichen Unfallzahlen zu Summen für Jahresteile. Diese Verfahren sind wegen der Konzentration des Datenmaterials recht einfach in der Handhabung und zudem verhältnismäßig robust gegenüber Zählfehlern, die erfahrungsgemäß in den zuletzt gemeldeten vorlaufigen Monatszahlen besonders groß sein können. Diesen Vorteilen steht jedoch der Nachteil gegenüber, daß nach der Konzentration der Monatszahlen nicht mehr die volle Information über die zeitliche Entwicklung der Unfälle zur Verfügung steht.

Diesen Nachteil vermeidet die zweite Gruppe von Verfahren, die monatliche Unfallzahlen der Prognose zugrunde legt (vgl. Abschnitt 2.2). Der Verzicht auf Zusammenfassungen erlaubt einerseits eine bessere Ausnutzung der Information, erfordert ande-

Anschrift des Verfassers:
Professor Dr. rer. nat. Karl-August Schäffer
Seminar für Wirtschafts- und Sozialstatistik
Universität zu Köln
Albertus-Magnus-Platz
5000 Köln 41

1) *Brühning, E.* und *Heidemann, D.*, Prognose von Unfallanzahlen und Jahresfahrleistungen – Darstellung der Methodik –, in: Zeitschrift für Verkehrswissenschaft, 49. Jg. (1978), S. 67–82.
2) *Heidemann, D.*, Vorausschätzungen von Jahresfahrleistungen – Modellmodifikationen und Ergebnisse –, in: Zeitschrift für Verkehrswissenschaft, 51. Jg. (1980), S. 249 ff.

rerseits aber den Einsatz von komplizierteren Prognoseverfahren. In diese Gruppe von Verfahren gehören die „konstruktiven Verfahren" (vgl. Abschnitt 2.2.1). Sie 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. Im Gegensatz dazu versuchen die „Eliminationsverfahren" (vgl. Abschnitt 2.2.2), die systematischen Komponenten der Reihe durch geeignete Transformationen auszuschalten. Die Verfahren analysieren die transformierte Reihe mit dem Ziel, möglichst genaue Prognosen zu ermitteln und daraus anschließend durch Rücktransformation eine entsprechende Prognose für die ursprüngliche Reihe zu gewinnen.

Die dritte Gruppe von Verfahren (vgl. Abschnitt 2.3) geht von der Erfahrung aus, daß die Kombination von Prognosen, die nach verschiedenen Verfahren gestellt sind, in der Regel genauer ist als die einzelnen Prognosen. Das gilt insbesondere für Prognosen, die aus Verfahren hervorgehen, die sich in ihrem Ansatz grundsätzlich unterscheiden.

Zur Beschreibung der Verfahren für die Prognose von Jahresergebnissen aus Monatsreihen wird die folgende Symbolik verwendet: Für eine nach Verkehrsteilnehmern und nach der Ortslage definierte Gruppe sei x_{ij} die im i-ten Jahr und im j-ten Monat statistisch ermittelte Zahl der Getöteten bzw. die Zahl der Unfälle mit Personenschaden oder die Zahl der Unfälle mit schwerem Sachschaden. Die entsprechende Gesamtzahl im i-ten Jahr wird mit

$$x_i := \sum_{j=1}^{12} x_{ij} \qquad \text{für } i = 1,2,\ldots,n$$

bezeichnet. Ferner soll m die Nummer des Grenzmonats sein, d.h. gleich der Zahl der Monate, für die im Zeitpunkt der Prognose die Monatswerte aus der amtlichen Statistik vorliegen. Die Nummer des Jahres, für das die Prognose zu berechnen ist, wird mit k bezeichnet (im allgemeinen ist $k = n + 1$). Die Aufgabe besteht also darin, den im Zeitpunkt der Rechnung noch unbekannten Wert x_k möglichst genau zu prognostizieren.

2.1 Verfahren auf der Basis von Jahresteilsummen

Das von *Brühning* und *Heidemann*[3] angegebene Verfahren – im folgenden ANTEIL genannt – beruht darauf, die Anteilswerte

$$y_i := \sum_{j=1}^{m} x_{ij} \Big/ x_i$$

der Unfallzahlen in den ersten m Monaten des Jahres an der Gesamtzahl der Unfälle im Jahr zu betrachten. Die Entwicklung dieser Anteilswerte in Abhängigkeit von der Zeit wird durch den linearen Regressionssatz

$$y_i = \alpha + \beta \cdot t_i + e_i \qquad \text{für } i = 1,2,\ldots,n$$

modelliert; darin bezeichnet t_i die Zahl der Jahre, die von einem Basiszeitpunkt bis zum Ende des i-ten Jahres abgelaufen sind. Die Regressionsparameter α und β werden für ausgewählte Jahre nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt. Bezeichnet man mit $\hat{\alpha}$ und $\hat{\beta}$ die entsprechenden Schätzwerte, dann ist

$$\hat{y}_k = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot t_k$$

eine Schätzung des Anteils im k-ten Jahre. Eine Prognose für das k-te Jahr ergibt sich aus der Summe der vorliegenden Monatswerte nach der Formel

$$\hat{x}_k := \sum_{j=1}^{m} x_{kj} \Big/ \hat{y}_k .$$

Die Beurteilung der Prognosen nach dem Verfahren ANTEIL wird dadurch erschwert, daß ihre Standardfehler nur approximativ geschätzt werden können.

Diesen Nachteil vermeidet das Verfahren FAKTOR. Es verwendet statt der Anteilswerte die Hochrechnungsfaktoren

$$z_i := x_i \Big/ \sum_{j=1}^{m} x_{ij}$$

und untersucht ihre zeitliche Entwicklung nach dem Regressionsmodell

$$z_i = \alpha' + \beta' \cdot t_i + e_i' \qquad \text{für } i = 1,2,\ldots,n \ .$$

Die Parameter α' und β' in diesem Modell können nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt werden. Aus den Schätzwerten

$$\hat{\beta}' = \frac{n \sum_{i=1}^{n} z_i t_i - \sum_{i=1}^{n} z_i \sum_{i=1}^{n} t_i}{n \sum_{i=1}^{n} t_i^2 - \left[\sum_{i=1}^{n} t_i\right]^2}$$

$$\hat{\alpha}' = \frac{1}{n}\left[\sum_{i=1}^{n} z_i - \hat{\beta}' \cdot \sum_{i=1}^{n} t_i\right]$$

folgt

$$\hat{z}_k = \hat{\alpha}' + \hat{\beta}' \cdot t_k$$

als Schätzung des Hochrechnungsfaktors im k-ten Jahre. Dementsprechend ist

$$\hat{x}_k' := \hat{z}_k \cdot \sum_{j=1}^{m} x_{kj}$$

3) *Brühning, E.* und *Heidemann, D.*, Prognose von Unfallanzahlen ..., a.a.O.

die Prognose nach dem Verfahren FAKTOR. Der geschätzte Standardfehler der Prognose ist exakt nach der Formel

$$s_{\hat{x}'_k} = s_{\hat{z}_k} \cdot \sum_{j=1}^{m} x_{kj}$$

berechenbar. Darin ist

$$s_{\hat{z}_k} = s_{e'} \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n} + (t_k - \bar{t})^2 \Big/ \sum_{i=1}^{n} (t_i - \bar{t})^2}$$

der Standardfehler der Hochrechnungsfaktoren und $s_{e'}$ die Standardabweichung der Residuen e'_i im Regressionsansatz für das Verfahren FAKTOR:

$$s_{e'} = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} (z_i - \hat{\alpha}' - \hat{\beta}' \cdot t_i)^2 \Big/ (n-2)}\,.$$

Im Gegensatz zum Verfahren ANTEIL sind für die Prognose 1978 nach dem Verfahren FAKTOR zunächst die Werte für alle zehn Jahre, von 1968 bis 1977, in die Rechnung einbezogen worden. Anschließend wurden aber sukzessive die Daten für diejenigen Jahre aus der Regressionsbeziehung ausgeschieden, für die das standardisierte Residuum (d.h. die Größe $e'_i/s_{e'}$) den von *Lund*[4] angegebenen Grenzwert überschreitet. Die Datenbasis für die Regression ist also nicht global, sondern für jede Reihe gesondert nach dem Ausreißerkriterium festgelegt worden.

Bei einigen Reihen muß die Annahme, der Anstiegsfaktor β' im Regressionsmodell sei von Null verschieden, aufgrund der Daten in Zweifel gezogen werden. In solchen Fällen ist das Verfahren KONSTANT vorteilhaft. Es beruht auf dem vereinfachten Modell

$$z_i = \alpha'' + e''_i \qquad \text{für } i = 1,2,\ldots,n.$$

Die Schätzung des Parameters α'' nach der Methode der kleinsten Quadrate führt zu dem Mittelwert

$$\hat{\alpha}'' = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} z_i.$$

Die Prognose für das k-te Jahr

$$\hat{x}''_k := \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{n} z_i \cdot \sum_{j=1}^{m} x_{kj}$$

4) *Lund, R. I.*, Tables for an Approximate Test for Outliers in Linear Models, in: Technometrics 17 (1977), S. 473–476.

hat den Standardfehler

$$s_{\hat{x}''_k} = s_{e''} \cdot \sum_{j=1}^{m} x_{kj}\,;$$

darin bezeichnet

$$s_{e''} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (z_i - \hat{a}'')^2}$$

den Standardfehler der Residuen e''_i im vereinfachten Modell.

2.2 Verfahren auf der Basis von Monatswerten

2.2.1 Konstruktive Verfahren auf der Basis von Monatswerten

Die konstruktiven Verfahren gehen von dem Grundmodell aus, daß sich die Reihe der Monatswerte als Überlagerung von drei Komponenten darstellen läßt: Einer „glatten Komponente", die dem langfristigen Trend und den konjunkturellen Bewegungen der Reihe entspricht, der „Saisonkomponente", in der sich die jährlich wiederkehrenden Einflüsse niederschlagen, und der „Restkomponente", die im wesentlichen aus irregulären Schwankungen besteht.

Unsere Untersuchungen[5] der Unfälle mit Personenschaden lassen erwarten, daß die von *Shiskin*[6] im U.S. Bureau of the Census entwickelte Census-Methode vergleichsweise genaue Resultate liefern wird. Das hier kurz CENSUS genannte Verfahren ist bereits in Abschnitt 4 der Arbeit von *Brühning* und *Heidemann*[7] beschrieben worden.

Für Prognosen mit konstruktiven Methoden werden Schätzungen der glatten Komponente und der Saisonkomponente über den Grenzmonat hinaus bis zum Jahresende benötigt. Die Lösung dieser Aufgabe mit dem Verfahren CENSUS wird dadurch erleichtert, daß es routinemäßig die Werte der Saisonkomponente für ein Jahr im voraus schätzt. 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. Eine methodisch wesentlich bessere Fortschätzung der glatten Komponente erlaubt die vor kurzem von *Dagum*[8] veröffentlichte Modifikation des CENSUS-Verfahrens, die allerdings noch nicht für die Prognose der Unfallanzahlen eingesetzt werden konnte.

5) *Schäffer, K.-A.*, Univariate statistische Methoden für die Diagnose und Prognose von Zeitreihen über Straßenverkehrsunfälle, unveröffentlichtes Manuskript, Köln 1977.

6) *Shiskin, J., Young, A. H., Musgrave, J. C.*, The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program, U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, Technical Paper No. 15, Washington 1965.

7) *Brühning, E.*, und *Heidemann, D.*, Prognose von Unfallanzahlen .... a.a.O.

8) *Dagum, E. B.*, The X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method, Statistics Canada, Minister of Supply and Services Canada, Ottawa 1980.

Ein wesentlicher Nachteil der CENSUS-Methode liegt darin, daß sie aufgrund ihrer Konstruktion keine Aussagen über die Standardfehler der Prognose zuläßt. Dieser Umstand hat schwerwiegende Konsequenzen für den Vergleich der Genauigkeit von Prognosen.

2.2.2 *Eliminationsverfahren auf der Basis von Monatswerten*

Die Elimination der glatten Komponente kann in der Regel bereits durch das Bilden von Differenzen gegenüber dem vorangehenden Monat erreicht werden. Bezeichnet man die durchlaufend numerierten Werte der Reihe mit

$$x_t := x_{ij} \qquad \text{für } t = j + 12(i-1),$$

dann ist

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

die „einfache Differenz" der Reihe. Zur angenäherten Ausschaltung der Saisonkomponente kann die „saisonale Differenz"

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

verwendet werden, d.h. der Unterschied des Wertes im t-ten Monat gegenüber dem Wert im gleichen Monat des Vorjahres. Die Kombination der beiden Differenzen

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

ergibt dann die Reihe

$$y_t := \nabla_{12} \nabla x_t \;,$$

die in den meisten Fällen weitgehend frei von systematischen Einflüssen ist. Aus einer Prognose dieser Reihe kann durch die Rücktransformation

$$x_t = y_t + x_{t-1} + x_{t-12} - x_{t-13}$$

die ursprüngliche Reihe berechnet werden.

Die Eliminationsverfahren beruhen auf Annahmen über den stochastischen Prozeß, der die Zeitreihe generiert hat. Bei dem Verfahren WIENER[9] wird z.B. unterstellt, daß der transformierten Zeitreihe (y_t) ein autoregressiver Prozeß (Y_t) zugrunde liegt. Eine Folge von Zufallsvariablen $Y_1, Y_2, \ldots, Y_t$ heißt ein „autoregressiver Prozeß", falls für alle t die Beziehung

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \ldots + \phi_p Y_{t-p} + Z_t$$

gilt. Darin bezeichnet Z_t eine Zufallsvariable aus einem reinen Zufallsprozeß.

9) *Wiener, N.*, Extrapolation, Interpolation and Smoothing of Stationary Time Series, New York – London 1950.

Wenn $\phi_p \neq 0$ ist, wird die ganze Zahl p die „Ordnung" des autoregressiven Prozesses genannt.

Die Prognosemethode von *Wiener* beruht darauf, die autoregressiven Parameter $\phi_1, \ldots, \phi_p$ 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. Aus dem autoregressiven Modell folgt unmittelbar, daß die autoregressiven Parameter $\phi_1, \ldots, \phi_p$ mit den Lösungen der sogenannten Yule-Walker-Gleichungen übereinstimmen müssen, deren Koeffizienten die Autokorrelationen ρ_υ des Prozesses (Y_t) sind:

$$\begin{aligned}
\rho_1 &= \phi_1 + \rho_1 \phi_2 + \ldots + \rho_{p-1} \phi_p \\
\rho_2 &= \rho_1 \phi_1 + \phi_2 + \ldots + \rho_{p-2} \phi_p \\
&\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\
\rho_p &= \rho_{p-1} \phi_1 + \rho_{p-2} \phi_2 + \ldots + \phi_p
\end{aligned}$$

Danach können die Parameter des stochastischen Prozesses geschätzt werden, indem die unbekannten Autokorrelationen ρ_υ des Prozesses ersetzt werden durch die entsprechenden Autokorrelationen $\hat{\rho}_\upsilon$ der Zeitreihe $\{y_t\}$. Die Lösungen $\hat{\phi}_j$ des modifizierten Gleichungssystems sind brauchbare Schätzungen der autoregressiven Parameter ϕ_j, weil ihre Varianz von kleinerer Ordnung ist als die Varianz der Prognosefehler.

Die praktische Anwendung dieses Verfahrens setzt voraus, daß die Zahl p der autoregressiven Parameter entsprechend der Struktur der Zeitreihe $\{y_t\}$ festgelegt wird. Für diese Aufgabe wird das von *Akaike*[10] vorgeschlagene Kriterium

$$AIC_p := n' \cdot \log(\hat{\sigma}_p^2) + 2p$$

verwendet (in der Formel bezeichnet n' die Zahl der Werte y_t in der Rechnung). Als Ordnung des Prozesses (Y_t) wird danach die Zahl p angenommen, für die

$$AIC_p = \text{Minimum } \{AIC_1, AIC_2, \ldots, AIC_p\}$$

gilt.

Die nach dem Verfahren WIENER konstruierten Prognosen enthalten nach Konstruktion die Schätzwerte von genau p Autoregressionskoeffizienten ϕ_i, und zwar auch dann, wenn tatsächlich einzelne dieser Koeffizienten gleich Null sind. Die entsprechenden Schätzwerte unterscheiden sich nur infolge von Zufallseffekten von Null, können aber mit dem für die Berechnung verwendeten Rekursionsverfahren von *Durbin*[11] nicht ausgesondert werden. Die nachteiligen Wirkungen sind um so stärker, je größer die Lücken in der Folge $\phi_1, \ldots, \phi_p$ der autoregressiven Koeffizienten sind.

10) *Akaike, H.*, Fitting Autoregressive Models for Prediction, in: Annals of the Institute of Statistical Mathematics, Vol. 21 (1969), S. 243–247.

11) *Durbin, J.*, The Fitting of Time Series Models, in: Revue of the International Statistical Institute, Vol. 28 (1960), S. 233–243.

Dieser Effekt kann insbesondere bei Prozessen, die stark variable Saisonteilprozesse einschließen, zu unbefriedigenden Ergebnissen führen. Das läßt sich vermeiden, indem die für allgemeine lineare Modelle entwickelten Verfahren für die Auswahl von Regressoren aus einer vorgegebenen Menge potentieller Regressoren zur Lösung des entsprechenden Problems im autoregressiven Modell eingesetzt werden. Die Selektionsverfahren setzen voraus, daß die maximale Ordnung P des Modells, und damit auch die Menge $\{1,2,\ldots,P\}$ der zulässigen Indizes von Autoregressionskoeffizienten, vorgegeben ist. Die Aufgabe besteht darin, eine Teilmenge von Indizes $\{j_1, j_2, \ldots, j_p\}$ so zu bestimmen, daß der entsprechende Prozeß

$$Y_t = \phi_{j_1} \cdot Y_{t-j_1} + \ldots + \phi_{j_p} \cdot Y_{t-j_p} + Z_t$$

die transformierte Zeitreihe möglichst gut modelliert. Als Kriterium für die Beurteilung dieser Modelle kann wieder das von *Akaike* vorgeschlagene Maß AIC_p dienen.

Die Verwendung der schrittweisen Regression zur Konstruktion eines autoregressiven Modells ist von *Granger* und *Newbold*[12] beschrieben worden. Aus diesem Grunde wird das oben skizzierte Verfahren mit GRANGER bezeichnet, obwohl das AIC-Kriterium für das Abbrechen des Verfahrens von den genannten Autoren nicht verwendet worden ist.

Eine gewisse Schwierigkeit im praktischen Einsatz der Verfahren WIENER und GRANGER liegt darin, daß die Güte der Prognosen durch Extremwerte stark beeinträchtigt werden kann. Aus diesem Grunde ist es zweckmäßig, Extremwerte in den Reihen durch die korrigierten Werte zu ersetzen, die vom CENSUS-Verfahren ermittelt werden.

2.3 *Verfahren zur Kombination von Prognosen*

In der Regel unterscheiden sich die nach r verschiedenen Verfahren je Gruppe ermittelten Prognosen $\hat{x}^{(1)}, \hat{x}^{(2)}, \ldots, \hat{x}^{(r)}$ voneinander. Andererseits ist es aber für die praktische Anwendung der prognostischen Ergebnisse sehr nützlich, für jede Gruppe eine einzige, möglichst zuverlässige Prognose angeben zu können.

Diese Aufgabe kann auf verschiedenen Wegen gelost werden. Eine Möglichkeit besteht darin, die Prognose mit dem kleinsten Standardfehler herauszusuchen und diese als zuverlässigstes Ergebnis anzusehen. Gegen dieses Vorgehen spricht aber die Einsicht, daß die Standardfehler selbst nicht fehlerfrei ermittelt werden können und deshalb als Auswahlkriterium problematisch sind.

Diese Methode läßt sich jedoch für die verfahrenstechnisch miteinander verbundenen Prognoseverfahren FAKTOR und KONSTANT rechtfertigen. Aus den nach diesen beiden Verfahren gestellten Prognosen selektiert das Verfahren MODFAKT jeweils die Prognose mit dem kleineren Standardfehler.

12) *Granger, C. W. J.* und *Newbold, P.*, Forecasting Economic Time Series, Academic Press, New York – San Francisco – London 1977, S. 176–179.

Eine zweite Methode zur Kombination von r Prognosen besteht darin, sie zu einem gewichteten arithmetischen Mittelwert zusammenzufassen:

$$\hat{\hat{x}} := \sum_{j=1}^{r} c_j \cdot \hat{x}^{(j)} \Big/ \sum_{j=1}^{r} c_j \; .$$

Die Gewichte c_j sollten so gewählt werden, daß der Standardfehler von $\hat{\hat{x}}$ möglichst klein ist. Unter der vereinfachenden Annahme, die Prognosen $\hat{x}^{(1)}, \ldots, \hat{x}^{(r)}$ seien unkorreliert, wird das Optimum erreicht mit den Gewichten

$$c_j = 1/s_j^2 \; ;$$

darin bezeichnet s_j den (geschätzten) Standardfehler der Prognose $\hat{x}^{(j)}$.

Nach diesem Verfahren sind insgesamt drei Kombinationen von Prognosen erprobt worden:

KOMBIN ist ein gewichteter Mittelwert der Prognosen nach den Verfahren FAKTOR und KONSTANT,

MIXTUM ist ein gewichteter Mittelwert der Prognosen nach den Methoden MODFAKT und CENSUS (aufgrund einer Voruntersuchung sind die Standardfehler für die Prognose nach der CENSUS-Methode mit dem 1,1-fachen der Standardfehler für die Prognose nach MODFAKT angesetzt worden),

OPTIMUM ist eine Kombination der Prognosen nach den Verfahren ANTEIL, FAKTOR, KONSTANT, CENSUS, WIENER und GRANGER, die ebenfalls als gewichteter Mittelwert berechnet worden ist.

2.4 *Ergebnisse der Prognosen für das Jahr 1979*

Die Prognoseverfahren sind parallel zueinander für die Vorausschätzung von Unfallzahlen in den Jahren von 1977 bis 1979 erprobt worden. Entsprechend den sachlichen Anforderungen (vgl. Tabelle 1 in der Arbeit von *Brühning* und *Heidemann*[13]) wurden jeweils 55 Kenngrößen prognostiziert, die aus den Aggregaten

A Anzahl der Getöteten,

B Anzahl der an Unfällen mit Personenschaden Beteiligten,

C Anzahl der an Unfällen mit schwerem Sachschaden Beteiligten

durch kombinierte Gliederung nach den Verkehrsteilnehmergruppen und nach dem Unfallort hervorgehen. Die Prognosenwerte sind in der Tabelle 2.1 den amtlichen Zahlen für die Jahre 1978 und 1979 gegenübergestellt.

13) *Brühning, E.* und *Heidemann, D.*, Prognose von Unfallanzahlen ..., a.a.O.

Tabelle 2.1: *Ergebnisse der Prognoserechnungen für das Jahr 1979 aufgrund der Monatswerte von Januar 1968 – August 1979*

Nr.	Prognosewerte für das Jahr 1979										amtliche Zahl für das Jahr	
	ANTEIL (1)	FAKTOR (2)	KONST. (3)	MODFAKT (4)	KOMBIN (5)	CENSUS (6)	WIENER (7)	GRANGER (8)	OPTIMUM (9)	MIXTUM (10)	1978 (11)	1979 (12)
	Getötete											
A11	1 302	1 283	1 288	1 288	1 287	1 341	1 310	1 313	1 302	1 311	1 571	1 318
A21	512	509	533	509	520	526	479	465	512	516	461	509
A31	379	384	379	379	380	383	379	354	381	381	384	367
A41	651	635	649	649	645	647	692	668	656	648	755	639
A51	2 357	2 311	2 344	2 344	2 339	2 173	2 634	2 568	2 360	2 260	2 796	2 238
A13	5 642	5 581	5 639	5 639	5 634	5 578	5 724	5 597	5 646	5 611	5 915	5 428
A23	687	693	719	693	706	726	677	740	704	707	686	731
A33	417	393	410	410	407	416	478	495	424	412	466	424
A43	564	557	569	569	567	562	528	541	548	566	595	525
A53	810	812	813	813	813	891	912	874	837	845	994	886
A15	6 944	6 876	6 942	6 942	6 939	6 966	6 992	6 827	6 948	6 953	7 486	6 746
A25	1 185	1 187	1 238	1 238	1 212	1 241	1 125	1 254	1 206	1 240	1 147	1 240
A35	802	782	794	794	792	787	875	900	824	791	850	791
A45	1 217	1 190	1 220	1 220	1 213	1 214	1 222	1 222	1 218	1 217	1 349	1 164
A55	3 245	3 201	3 236	3 236	3 231	3 068	3 625	3 651	3 281	3 155	3 790	3 124
A61	5 260	5 183	5 273	5 273	5 268	5 154	5 563	5 288	5 261	5 218	5 980	5 078
A62	3 139	3 100	3 134	3 134	3 130	3 108	3 297	3 169	3 204	3 122	3 211	3 036
A63	7 434	7 365	7 467	7 467	7 456	7 420	7 563	7 548	7 477	7 445	7 729	7 213
A64	784	781	803	803	802	779	803	825	797	792	951	819
A65	13 510	13 374	13 579	13 579	13 566	13 381	14 030	13 741	13 601	13 488	14 660	13 110

Nr.	Prognosewerte für das Jahr 1979										amtliche Zahl für das Jahr	
	ANTEIL (1)	FAKTOR (2)	KONST. (3)	MODFAKT (4)	KOMBIN (5)	CENSUS (6)	WIENER (7)	GRANGER (8)	OPTIMUM (9)	MIXTUM (10)	1978 (11)	1979 (12)
	An Unfällen mit Personenschaden Beteiligte											
B11	329 747	327 444	329 948	329 948	329 436	326 395	328 563	326 734	328 768	328 321	340 858	326 630
B21	29 289	29 425	29 995	29 425	29 597	29 474	30 060	30 587	29 631	29 447	28 022	28 450
B31	43 138	43 383	43 183	43 183	43 238	42 977	44 259	43 578	43 219	43 089	40 731	42 938
B41	44 705	44 469	44 933	44 933	44 758	45 057	47 869	47 891	45 228	44 989	44 332	45 383
B51	57 297	56 728	57 020	57 020	56 934	57 095	58 368	57 969	57 404	57 054	59 795	56 261
B13	169 369	168 682	168 861	168 861	168 844	165 948	172 307	166 610	168 446	167 518	179 884	168 421
B23	10 746	10 725	11 076	10 725	10 844	10 992	11 685	11 209	10 962	10 843	10 532	10 978
B33	9 143	9 100	9 162	9 162	9 148	9 078	9 619	9 043	9 157	9 124	8 933	9 192
B43	6 688	6 647	6 763	6 763	6 746	6 779	6 934	7 107	6 776	6 770	6 839	6 757
B53	4 746	4 732	4 738	4 738	4 735	4 793	5 090	4 897	4 829	4 762	5 448	4 929
B15	492 727	489 923	492 369	492 369	491 909	493 059	496 998	491 113	492 686	492 681	520 742	495 051
B25	39 932	40 096	41 004	40 096	40 351	40 541	41 276	41 313	40 414	40 295	38 554	39 428
B35	52 268	52 503	52 327	52 327	52 381	52 041	54 033	52 309	52 370	52 197	49 664	52 130
B45	51 354	51 116	51 701	51 701	51 561	51 814	54 276	53 963	51 741	51 752	51 171	52 140
B55	62 089	61 510	61 811	61 811	61 717	61 811	63 500	62 577	62 271	61 811	65 243	61 190
B61	254 121	252 728	254 898	254 898	254 698	253 423	256 400	254 614	254 499	254 227	259 406	252 479
B62	35 852	35 740	35 827	35 827	35 823	35 712	36 421	35 440	35 824	35 775	38 054	36 171
B63	99 853	99 469	100 015	100 015	99 975	98 079	102 462	100 469	99 836	99 120	104 706	99 154
B64	16 175	16 143	16 088	16 088	16 099	15 829	15 779	15 511	16 020	15 969	16 274	15 883
B65	369 614	367 999	370 517	370 517	370 272	367 610	374 607	374 540	370 127	369 190	380 388	367 516

An Unfällen mit schwerem Sachschaden Beteiligte

Nr.	Prognosewerte für das Jahr 1979										amtliche Zahl für das Jahr	
	ANTEIL (1)	FAKTOR (2)	KONST. (3)	MODFAKT (4)	KOMBIN (5)	CENSUS (6)	WIENER (7)	GRANGER (8)	OPTIMUM (9)	MIXTUM (10)	1978 (11)	1979 (12)
C11	646 573	643 919	644 821	644 821	644 719	618 456	616 206	581 736	616 581	632 344	566 757	621 992
C21	2 790	2 810	2 897	2 897	2 894	2 903	2 834	2 658	2 883	2 900	2 338	2 827
C31	1 926	1 978	1 935	1 935	1 952	2 060	1 886	1 707	1 931	1 988	1 498	1 991
C41	659	648	670	670	663	670	522	528	612	670	584	713
C51	1 056	1 066	1 050	1 050	1 055	1 107	1 002	976	1 037	1 074	1 035	1 011
C13	221 435	221 789	219 543	219 543	219 905	209 767	213 749	199 972	212 429	214 898	203 802	210 471
C23	759	754	761	761	761	779	820	750	766	769	699	769
C33	431	437	421	421	425	453	373	352	412	435	321	402
C43	202	206	206	206	206	224	207	200	209	213	177	214
C53	162	162	163	163	163	162	155	154	161	162	169	158
C15	870 495	868 402	866 416	866 416	866 834	827 690	828 751	793 562	826 263	848 012	771 410	832 463
C25	3 554	3 575	3 658	3 658	3 655	3 705	3 713	3 384	3 660	3 679	3 037	3 596
C35	2 367	2 407	2 356	2 356	2 379	2 399	2 283	2 121	2 335	2 375	1 819	2 393
C45	870	858	874	874	870	887	720	722	813	880	761	927
C55	1 224	1 229	1 210	1 210	1 214	1 272	1 132	1 114	1 196	1 237	1 204	1 169

3. Vergleich der Genauigkeit von Prognosen

3.1 *Maßstäbe für den Vergleich*

Eine Prognose $\hat{x}$ für einen Sachverhalt ist um so besser, je weniger sie von dem – später beobachteten – tatsächlichen Wert x abweicht, je kleiner also der Fehler der Prognose

$$\Delta x := \hat{x} - x$$

ist. Dieser Fehler kann berechnet werden, sobald der tatsächliche Wert bekannt ist.

Falls für einen Sachverhalt nicht nur eine Prognose, sondern nach r Verfahren die konkurrierenden Prognosen $\hat{x}^{(1)}, \ldots, \hat{x}^{(j)}, \ldots, \hat{x}^{(r)}$ gestellt worden sind, erhält man ex post für die j-te Prognose den Prognosefehler

$$\Delta x^{(j)} := \hat{x}^{(j)} - x \qquad \text{für } j = 1,2,\ldots,r.$$

Diese Fehler unterscheiden sich meist deutlich voneinander. Aufgrund der Kenntnis der Fehler ist diejenige Prognose als beste zu bezeichnen, deren Fehler – absolut genommen – am kleinsten ist. Falls also

$$|\Delta x^{(h)}| = \text{Minimum}\,(|\Delta x^{(1)}|, \ldots, |\Delta x^{(r)}|)$$

gilt, gebührt der h-ten Prognose der erste Rang. Eine Sortierung der Werte $|\Delta x^{(1)}|, \ldots, |\Delta x^{(r)}|$ in aufsteigender Folge ergibt für jeden Prognosefehler – und damit auch für jede Prognose – eine Platzzahl aus der Menge der Zahlen $\{1,2,\ldots,r\}$. Die Platzzahl für die j-te Prognose heißt ihr „Rang"; er soll mit $R^{(j)}$ bezeichnet werden. So ist im Beispiel der Rang für die h-te Prognose gleich 1, d. h. es gilt $R^{(h)} = 1$.

Bisher sind r konkurrierende Prognosen für einen Sachverhalt betrachtet worden. Die in diesem Fall mögliche Beurteilung der Prognosen nach ihren absoluten Fehlern oder den entsprechenden Rängen kann nicht unmittelbar auf den Fall übertragen werden, in dem für G verschiedene Sachverhalte (z. B. Gruppen von Unfällen) jeweils r konkurrierende Prognosen gestellt worden sind. Wenn $\hat{x}_g^{(j)}$ die nach dem j-ten Verfahren für den g-ten Sachverhalt ermittelte Prognose ist und der tatsächliche Wert für den g-ten Sachverhalt mit x_g bezeichnet wird, ergeben sich die Prognosefehler

$$\Delta x_g^{(j)} := \hat{x}_g^{(j)} - x_g \qquad \text{für } j = 1,2,\ldots,r \text{ und } g = 1,2,\ldots,G.$$

Das Problem liegt darin, aus diesen Daten sinnvolle Aussagen über die Genauigkeit der Prognosen abzuleiten, die nach den r Verfahren gestellt worden sind.

Eine sehr einfache Lösung des Problems besteht darin, für jeden Sachverhalt gesondert die Ränge $R_g^{(j)}$ der absoluten Prognosefehler $|\Delta x_g^{(j)}|$ zu bestimmen und dann für jedes Verfahren die durchschnittliche Rangzahl

$$\bar{R}^{(j)} := \sum_{g=1}^{G} R_g^{(j)} \Big/ G$$

zu berechnen. Je kleiner die durchschnittliche Rangzahl für ein Verfahren ist, um so besser hat es bei der Prognose abgeschnitten.

Gegen die Bewertung kann der Einwand erhoben werden, daß dabei die Ordnung der absoluten Fehler, aber nicht auch die Abstände zwischen den Fehlerwerten berücksichtigt wird. Andererseits wäre es nicht sinnvoll, die durchschnittliche Rangzahl zu ersetzen durch den entsprechenden mittleren absoluten Fehler. Diese Durchschnittsbildung würde nämlich implizit zwei dem Betrage nach übereinstimmende Fehler, z. B. $|\Delta x_1|$ und $|\Delta x_2|$, als gleichwertig auch dann ansehen, wenn sie sich auf Grundwerte, x_1 und x_2, beziehen, die sehr stark voneinander verschieden sind.

Aus dieser Überlegung folgt, daß zwei Fehler nur dann als äquivalent angesehen werden können, falls sie die Bedingung

$$\frac{|\Delta x_1|}{x_1^{\alpha}} = \frac{|\Delta x_2|}{x_2^{\alpha}}$$

erfüllen. Dabei muß der Exponent im Intervall $0 < \alpha \leqslant 1$ liegen, weil der Quotient im Grenzfall $\alpha = 0$ gleich dem Betrag des absoluten Fehlers und im Grenzfall $\alpha = 1$ gleich dem Betrag des relativen Fehlers ist.

Für die Zwecke der Praxis erscheinen Exponenten aus dem Bereich $0.5 < \alpha < 0.7$ angebracht. Für den Grenzfall $\alpha = 1$ spricht allerdings die Tatsache, daß relative Fehler verhältnismäßig leicht interpretierbar sind.

Aufgrund dieser Überlegungen sollten die „Fehlergrade"

$$F_g^{(j)} := \frac{|\Delta x_g^{(j)}|}{|x_g|^{\alpha}} \qquad \begin{array}{l} \text{für } j = 1,2,\ldots,r \\ \text{und } g = 1,2,\ldots,G \end{array}$$

als Maßstab für die Bedeutung des Fehlers $\Delta x_g^{(j)}$ verwendet werden, der bei der Prognose des wahren Wertes x_g entstanden ist. Als Maß für die Genauigkeit der Prognosen, die nach dem j-ten Prognoseverfahren gestellt worden ist, kann somit der durchschnittliche Fehlergrad

$$F^{(j)} := \sum_{g=1}^{G} F_g^{(j)} \Big/ G$$

dienen. Je kleiner der durchschnittliche Fehlergrad für ein Verfahren ist, um so günstiger hat es bei der Prognose abgeschnitten. Im Falle $\alpha = 1$ ist der durchschnittliche Fehlergrad gleich dem durchschnittlichen Betrag der relativen Fehler.

3.2 Genauigkeit der Prognosen für das Jahr 1979

Aus der Tabelle 2.1 geht hervor, daß unter den Prognosen, die nach den Methoden (1) bis (9) für die 55 Unfallgruppen gestellt worden sind, die Vorausschätzung nach der CENSUS-Methode 18-mal am besten gelegen hat und die Vorausschätzung nach der Methode FAKTOR insgesamt 12-mal den besten Platz belegt hat. Eine zusammenfassende Beurteilung der Genauigkeit der Prognose erlaubt die folgende Tabelle 3.1.

Die Bewertung der Prognosen nach den drei Maßstäben stimmt für die Aggregate A und B sowie für die Zusammenfassung A, B, C darin überein, daß die CENSUS-Methode am besten abgeschnitten hat. Zu diesem Ergebnis kommt der durchschnittliche Fehlergrad auch für das Aggregat C. Verhältnismäßig genau sind nach der Tabelle 3.1 die Prognosen nach der Methode MODFAKT.

Die in Abschnitt 2.3 beschriebene Kombination MIXTUM ist erstmals für die Prognose im Jahr 1979 verwendet worden und soll deshalb gesondert betrachtet werden. Die Qualität dieser Kombination ist aus dem Vergleich mit den drei bestplazierten Verfahren in Tabelle 3.2 zu erkennen.

Der Vergleich der durchschnittlichen Fehlergrade bzw. relativen Fehler für das Verfahren MIXTUM mit den entsprechenden Werten für die Methoden MODFAKT und CENSUS zeigt, daß die Genauigkeit von MIXTUM in der Regel eine Mittelstellung einnimmt. Besonders interessant ist die Tatsache, daß die Genauigkeit von MIXTUM für die Prognose im Jahre 1979 durchweg besser ist als die Genauigkeit der Kombination OPTIMUM, die Vorausschätzungen aus acht Einzelverfahren vereinigt. Eine Ausnahme bildet nur das Aggregat C, für das die MODFAKT-Prognosen nach dem durchschnittlichen Fehlergrad ($\alpha = 0,5$) ungewöhnlich schlecht abgeschnitten haben. Nach diesem Ergebnis erscheint es ratsam, die Kombination MIXTUM für die Vorausschätzung der Unfallzahlen heranzuziehen.

3.3 Bewertung der Prognosen in den Jahren 1977 bis 1979

Die aus drei Jahren vorliegenden Erfahrungen über die Genauigkeit der Prognosen sollen zusammengefaßt werden, um so zu einer besseren Beurteilung der konkurrierenden Verfahren für die Prognose von Unfallzahlen zu kommen.

Eine Zusammenfassung der durchschnittlichen Rangzahlen ist nur für die Jahre 1978 und 1979 möglich, weil im Jahre 1977 nicht alle der neun Prognoseverfahren eingesetzt worden sind, mit der Folge, daß die Rangzahlen 1977 nicht vergleichbar mit den Rangzahlen 1978 und 1979 sind.

Die mit dem Symbol ϕ bezeichneten Zeilen der Tabelle 3.3 enthalten jeweils den arithmetischen Mittelwert der durchschnittlichen Rangzahlen und können als Indikator für die Genauigkeit der Verfahren gedeutet werden. Danach kommt das Verfahren MODFAKT für das Aggregat A sowie für die Zusammenfassung A, B, C zu den genauesten Prognosen. Die zum Aggregat C gehörenden Sachverhalte sind in den beiden Jahren am besten mit dem Verfahren KONSTANT prognostiziert worden. Die Kombination OPTIMUM aus acht Prognosen hat die besten Ergebnisse für das Aggregat B erbracht; unter den Einzelverfahren erreichte die CENSUS-Methode in diesem Aggregat die höchste Genauigkeit.

Die durchschnittlichen Fehlergrade können für die drei Jahre 1977 bis 1979 zusammengefaßt werden. In Tabelle 3.4 sind die Maßzahlen für zwei α-Werte zusammengestellt (der durchschnittliche relative Fehler entspricht α=1).

Tabelle 3.1: *Genauigkeit der Prognosen für das Jahr 1979 nach Aggregaten*

Aggregat	Prognoseverfahren								
	ANTEIL	FAKTOR	KONST.	MODFAKT	KOMBIN	CENSUS	WIENER	GRANGER	OPTIMUM
				Durchschnittliche Rangzahl					
A	5,15	3,95	4,55	4,40	4,25	3,35	7,00	5,65	5,70
B	4,35	4,80	4,30	4,00	4,90	3,60	7,15	7,00	3,90
C	5,47	5,33	3,87	3,87	4,67	4,87	4,73	7,80	3,40
A, B, C	4,95	4,64	4,27	4,11	4,60	3,85	6,44	6,73	4,42
				Durchschnittlicher Fehlergrad (a = 0,5)					
A	1,66	1,30	1,60	1,59	1,58	1,11	3,32	2,47	1,69
B	2,69	2,42	2,98	2,65	2,73	2,12	6,81	5,20	2,44
C	7,33	6,97	6,55	6,55	6,68	1,94	2,97	10,40	2,20
A, B, C	3,58	3,25	3,45	3,33	3,37	1,70	4,50	5,63	2,10
				Durchschnittlicher relativer Fehler in %					
A	3,72	3,29	3,51	3,46	3,48	2,51	7,07	5,70	3,50
B	1,26	1,30	1,32	1,18	1,22	1,00	3,13	2,42	1,03
C	4,01	4,00	3,50	3,50	3,60	4,05	5,90	8,92	3,36
A, B, C	2,91	2,76	2,71	2,64	2,69	2,38	5,32	5,39	2,56

Tabelle 3.2: *Genauigkeit von ausgewählten Prognosen für das Jahr 1979*

Aggregat	Prognoseverfahren			
	MODFAKT	CENSUS	OPTIMUM	MIXTUM
Durchschnittlicher Fehlergrad für a = 0,5				
Getötete	1,59	1,11	1,69	1,22
Beteiligte an Unfällen mit Personenschaden	2,65	2,12	2,44	2,14
Beteiligte an Unfällen mit schwerem Sachschaden	6,55	1,94	2,20	3,48
Summe	3,33	1,88	1,99	2,17
Durchschnittliche relative Fehler in %				
Getötete	3,46	2,51	3,50	2,68
Beteiligte an Unfällen mit Personenschaden	1,18	1,00	1,03	1,00
Beteiligte an Unfällen mit schwerem Sachschaden	3,50	4,05	3,36	3,05
Summe	2,64	2,38	2,56	2,17

Tabelle 3.3: *Durchschittliche Rangzahl der Prognosen für die Jahre 1978 und 1979*

Aggregat	Jahr	Prognoseverfahren								
		ANTEIL	FAKTOR	KONST.	MODFAKT	KOMBIN	CENSUS	WIENER	GRANGER	OPTIMUM
A	1978	6,10	5,30	3,90	3,60	4,00	5,65	5,60	5,55	4,30
	1979	5,15	3,95	4,55	4,40	4,25	3,35	7,00	5,65	5,70
	ϕ	5,63	4,63	4,23	4,00	4,13	4,50	6,30	5,60	5,00
B	1978	5,00	5,40	6,10	5,70	5,05	4,55	3,20	5,50	3,50
	1979	4,35	4,80	4,30	4,00	4,90	3,60	7,15	7,00	3,90
	ϕ	4,68	5,10	5,20	4,85	4,98	4,08	5,18	6,25	3,70
C	1978	6,73	5,00	3,67	3,87	4,40	5,13	4,87	6,00	4,33
	1979	5,47	5,33	3,87	3,87	4,67	4,87	4,73	7,80	3,40
	ϕ	6,10	5,17	3,77	3,87	4,54	5,00	4,80	6,90	3,87
A, B, C	1978	5,87	5,25	4,64	4,44	4,49	5,11	4,53	5,65	4,02
	1979	4,95	4,64	4,27	4,11	4,60	3,85	6,44	6,73	4,42
	ϕ	5,41	4,95	4,46	4,28	4,55	4,48	5,49	6,19	4,22

Tabelle 3.4: *Genauigkeit der Prognosen für die Jahre 1977 bis 1979*

Aggregat	Jahr	Prognoseverfahren								
		ANTEIL	FAKTOR	KONST.	MODFAKT	KOMBIN	CENSUS	WIENER	GRANGER	OPTIMUM
		Durchschnittlicher Fehlergrad (a = 0,5)								
A	1977	1,30	1,42	1,10	0,85	–	0,86	1,25	–	–
	1978	1,65	1,75	1,15	1,14	1,20	1,68	1,70	1,80	1,48
	1979	1,66	1,30	1,60	1,59	1,58	1,11	3,32	2,47	1,69
	ϕ	1,54	1,49	1,28	1,19	1,39	1,22	2,09	2,14	1,59
B	1977	2,82	2,60	2,27	2,09	–	2,32	2,66	–	–
	1978	2,63	3,37	4,94	4,36	3,30	2,63	2,13	4,30	2,43
	1979	2,69	2,42	2,98	2,65	2,73	2,12	6,81	5,20	2,44
	ϕ	2,71	2,80	3,40	3,03	3,02	2,36	3,87	4,75	2,44
C	1977	3,93	2,83	1,38	1,53	–	2,04	3,36	–	–
	1978	4,61	2,52	4,19	4,23	3,92	2,49	2,07	4,67	1,70
	1979	7,33	6,97	6,55	6,55	6,68	1,94	2,97	10,40	2,20
	ϕ	5,29	4,11	4,64	4,10	5,27	2,16	2,80	7,54	1,95
A, B, C	1977	2,57	2,24	1,60	1,49	–	1,71	2,34	–	–
	1978	2,81	2,55	3,36	3,15	2,70	2,24	1,96	3,49	1,88
	1979	3,58	3,25	3,45	3,33	3,37	1,70	4,50	5,63	2,10
	ϕ	2,99	2,68	2,80	2,66	3,04	1,88	2,93	4,56	1,99

Aggregat	Jahr	Prognoseverfahren								
		ANTEIL	FAKTOR	KONST.	MODFAKT	KOMBIN	CENSUS	WIENER	GRANGER	OPTIMUM
		Durchschnittlicher relativer Fehler in %								
A	1977	2,76	3,20	3,00	2,11	–	2,26	3,09	–	–
	1978	4,33	3,97	3,50	3,44	3,31	4,11	4,29	3,96	3,62
	1979	3,72	3,29	3,51	3,46	3,48	2,51	7,07	5,70	3,50
	ϕ	3,60	3,49	3,34	3,00	3,40	2,96	4,81	4,83	3,56
B	1977	1,44	1,28	1,25	1,08	–	1,15	0,82	–	–
	1978	1,29	1,43	2,02	1,63	1,40	1,23	0,96	2,03	1,13
	1979	1,26	1,30	1,32	1,18	1,22	1,00	3,13	2,42	1,03
	ϕ	1,33	1,34	1,53	1,30	1,31	1,13	1,64	2,23	1,08
C	1977	3,57	3,62	2,44	3,03	–	3,51	4,05	–	–
	1978	6,39	4,89	3,77	4,00	4,12	6,85	6,08	6,21	4,66
	1979	4,01	4,00	3,50	3,50	3,60	4,05	5,90	8,92	3,36
	ϕ	4,66	4,17	3,24	3,51	3,86	4,80	5,34	7,57	4,01
A, B, C	1977	2,51	2,62	2,21	1,98	–	2,20	2,53	–	–
	1978	3,79	3,30	3,04	2,93	2,83	3,81	3,57	3,87	3,00
	1979	2,91	2,76	2,71	2,64	2,69	2,38	5,32	5,39	2,56
	ϕ	3,07	2,89	2,65	2,52	2,76	2,80	3,81	4,63	2,78

Tabelle 3.5: *Durchschnittliche relative Fehler der prognostizierten Zahl der Getöteten nach Unfallgruppen*

Unfall-gruppe	Jahr	Prognoseverfahren								
		ANTEIL	FAKTOR	KONST.	MODFAKT	KOMBIN	CENSUS	WIENER	GRANGER	OPTIMUM
Kraft-fahrzeuge (ohne Zweiräder)	1977	2,30	2,50	1,40	1,40	–	1,30	2,30	–	–
	1978	4,83	5,14	2,13	3,00	3,56	5,68	4,92	3,93	4,12
	1979	2,70	2,46	3,04	3,04	3,00	2,59	3,24	1,56	2,75
	ϕ	3,28	3,37	2,19	2,48	3,28	3,26	3,49	2,75	3,44
Krafträder/ Kraftroller	1977	1,20	5,20	8,30	5,20	–	4,80	6,70	–	–
	1978	1,89	1,42	5,45	4,94	2,97	2,02	4,72	5,82	2,86
	1979	3,68	3,16	2,12	1,77	2,64	1,37	7,52	3,67	2,35
	ϕ	2,26	3,26	5,29	3,97	2,81	2,73	6,31	4,75	2,61
Moped/ Mofa	1977	1,00	1,20	3,40	1,20	–	2,00	3,70	–	–
	1978	10,10	6,22	7,83	7,83	7,18	7,08	9,51	2,73	7,18
	1979	2,10	4,31	2,39	2,39	2,53	2,25	8,88	11,36	2,61
	ϕ	4,40	3,91	4,54	3,81	4,86	3,78	7,36	7,05	4,90
Radfahrer	1977	5,70	4,70	1,90	1,90	–	3,60	1,30	–	–
	1978	6,12	6,48	4,08	4,08	4,37	5,24	2,96	3,91	4,44
	1979	4,62	2,94	4,95	4,95	4,37	4,20	4,62	4,19	3,90
	ϕ	5,48	4,71	3,64	3,64	4,37	4,35	2,96	4,05	4,17
Fußgänger	1977	4,40	3,50	2,20	2,20	–	1,20	4,00	–	–
	1978	1,76	0,41	3,21	2,40	1,68	3,41	1,38	2,40	1,14
	1979	5,92	4,72	5,51	5,51	5,38	1,75	12,22	10,99	5,32
	ϕ	4,03	2,88	3,64	3,37	3,53	2,12	5,87	6,70	3,23

Unfall-gruppe	Jahr	Prognoseverfahren								
		ANTEIL	FAKTOR	KONST.	MODFAKT	KOMBIN	CENSUS	WIENER	GRANGER	OPTIMUM
Alle Verkehrsteilnehmer bzw. Insassen	1977	2,40	2,50	1,70	1,30	–	1,30	1,50	–	–
	1978	2,50	4,07	0,41	0,41	1,38	2,25	3,02	4,54	2,61
	1979	3,47	2,59	3,23	3,23	3,16	2,74	6,39	3,74	3,85
	ø	2,79	3,05	1,78	1,65	2,27	2,10	3,64	4,14	3,23
Unfälle innerorts	1977	3,20	3,90	3,30	2,70	–	3,50	4,00	–	–
	1978	6,84	6,13	5,22	5,40	5,04	6,46	6,35	5,24	5,46
	1979	2,64	2,18	3,42	2,65	2,90	2,52	7,55	6,00	2,87
	ø	4,23	4,07	3,98	3,58	3,97	4,16	5,97	5,62	4,17
Unfälle außerorts	1977	2,80	3,00	2,90	2,00	–	2,00	3,20	–	–
	1978	3,18	2,78	3,38	2,98	2,68	3,19	3,26	3,78	2,78
	1979	5,11	5,31	4,84	5,43	5,10	2,64	5,66	5,02	3,54
	ø	3,70	3,70	3,71	3,47	3,89	2,61	4,04	4,40	3,16
Unfälle gesamt	1977	2,30	3,00	2,90	1,70	–	1,50	2,50	–	–
	1978	3,43	2,76	3,07	3,07	2,69	3,09	3,21	2,44	2,84
	1979	3,37	2,34	2,57	2,57	2,73	2,00	8,60	7,13	3,88
	ø	3,03	2,70	2,85	2,45	2,71	2,20	4,77	4,79	3,36

Danach nehmen die Verfahren MODFAKT und CENSUS durchweg die Spitzenpositionen bei den Prognosen in den Jahren 1977 bis 1979 ein. In den zwei Fällen, in denen die Kombination OPTIMUM am besten gelegen hat, schneidet die CENSUS-Methode fast genau so gut ab.

Die Aufgliederung der durchschnittlichen relativen Fehler der Zahl der Getöteten nach Unfallgruppen (d.h. Gruppen von Verkehrsteilnehmern bzw. Ortslage) in Tabelle 3.5 bestätigt im wesentlichen den oben dargestellten Befund. Bemerkenswert ist die Tatsache, daß die Zahl der getöteten Radfahrer in den drei Jahren weitaus am besten mit dem Verfahren WIENER prognostiziert werden kann.

Die entsprechenden Ergebnisse über die Fehler in der prognostizierten Zahl der Unfälle mit Personenschaden lassen erkennen, daß in diesem Bereich das Verfahren WIENER von großem Nutzen sein kann. Es ist aus der Spitzenposition in den Jahren 1977 und 1978 durch die Folgen verdrängt worden, die sich für dieses Verfahren aus der ungewöhnlichen Witterung im Januar 1979 ergeben haben.
Im übrigen belegt auch hier wieder das Verfahren CENSUS besonders häufig den ersten und zweiten Platz.

Aus den Befunden für die Jahre 1977 bis 1979 können mit einiger Sicherheit die folgenden Schlüsse gezogen werden:

- Die Prognoseverfahren MODFAKT, CENSUS und WIENER haben durchweg recht genaue Prognosen ergeben und sollten deshalb auch künftig eingesetzt werden; dabei ist die Empfindlichkeit des Verfahrens WIENER gegenüber Ausreißern in den letzten 18 Monaten zu berücksichtigen.
- Gegenüber den Prognosen nach diesen drei Methoden sind die Vorausschätzungen nach den Verfahren ANTEIL, KOMBIN und GRANGER regelmäßig weniger genau; auf den Einsatz dieser drei Verfahren könnte durchaus verzichtet werden.

4. Zusammenfassung

Die Untersuchung hat gezeigt, daß es möglich ist, Jahresergebnisse über das Unfallgeschehen auf Straßen verhältnismäßig genau aus Teilergebnissen zu prognostizieren.

Die Genauigkeit der Prognosen von Jahresergebnissen hängt ab
- von der Zahl der Monate, für die noch keine Werte bekannt sind,
- vom Verlauf des Unfallgeschehens im untersuchten Jahre und
- von dem Verfahren, das für die Prognose angewandt wird.

Aus dem Vergleich der Fehler von Prognosen in den Jahren von 1977 bis 1979 ist zu folgern, daß die drei Verfahren MODFAKT, CENSUS und WIENER durchweg recht genaue Vorausschätzungen ergeben haben. Die Kombination der Verfahren MODFAKT und CENSUS, die bisher nur für das Jahr 1979 erprobt worden ist, läßt besonders gute Prognosen erwarten.

Summary

The investigation shows it to be possible to make fairly exact predictions of yearly totals in the analysis of road traffic accidents from incomplete information.

The precision of the predicitions of the yearly totals depends on
- the number of months, for which data is not available yet,
- the development of the accident situation in the year investigated and
- the prediction method used.

A comparison of prediction errors for the years 1977 through 1979 leads to the following conclusions. The three procedures MODFAKT, CENSUS and WIENER generally yield fairly exact predictions. A combination of the procedures MODFAKT and CENSUS, upto now tested for the year 1979 only, gives hope for even better predictions.

Résumé

L'étude a montré qu'il est possible de faire des prévisions concernant les résultats annuels des accidents de la route d'une manière relativement exacte en se basant sur des résultats partiels.

L'exactitude des prévisions découlant de résultats partiels dépend de:
- nombre de mois pour lesquels les résultats ne sont pas encore connus, déroulement de l'accident pendant l'année étudiée,
- procédé utilisé pour faire ces prévisions.

De la comparaison des erreurs de prévision des années 1977 à 1979 découle que les trois procédés MODFAKT, CENSUS et WIENER ont tous fourni des précisions exactes. Avec la combinaison des procédés MODFAKT et CENSUS qui n'a été réalisée jusqu'à maintenant que pour l'année 1979, on peut s'attendre à des prévisions extraordinairement exactes.

Vorausschätzungen von Jahresfahrleistungen — Modellmodifikationen und Ergebnisse —

VON DIRK HEIDEMANN, KÖLN

1. Einleitung

Vornehmlich zur Relativierung von Unfallzahlen ist es erforderlich, vor Ablauf eines Kalenderjahres die in dem betreffenden Jahr auf den Straßen in der Bundesrepublik Deutschland erbrachten Fahrleistungen vorauszuschätzen.

Es wird dabei nach den Teilnetzen
- Bundesautobahnen (BAB)
- Bundesstraßen außerorts
- sonstige außerörtliche Straßen
- innerörtliche Straßen

unterschieden.

Die für diese Vorausschätzungen verwendete Methodik wurde in einer früheren Veröffentlichung beschrieben; ebenfalls wurden die zur Verfügung stehenden Eingangsdaten erläutert.[1]

Im wesentlichen läuft das Verfahren so ab, daß zunächst durch Verwendung der Daten automatischer Langzeitzählgeräte aus den ersten beiden oder den ersten drei Quartalen des laufenden Jahres die Fahrleistungen auf Bundesautobahnen und außerörtlichen Bundesstraßen vorausgeschätzt werden.

Aus den Beziehungen zwischen den Fahrleistungen in vergangenen Jahren auf Bundesautobahnen einerseits und denen auf außerörtlichen bzw. innerörtlichen bzw. allen Straßen andererseits werden dann durch Eingabe des bereits ermittelten Wertes für Bundesautobahnen die Fahrleistungen für außerörtliche, innerörtliche und alle Straßen für das laufende Jahr vorausgeschätzt. In Abschnitt 3 dieser Arbeit werden die Ergebnisse der Vorausschätzungen für die Jahre 1977 und 1978 den später ermittelten Kontrollwerten, die sich aus Berechnungen des Deutschen Institutes für Wirtschaftsforschung, des Bundesministers für Verkehr und der Bundesanstalt für Straßenwesen ergeben[2], [3], gegenübergestellt und diskutiert.

Anschrift des Verfassers:
Dr. rer. nat. Dirk Heidemann
Bundesanstalt für Straßenwesen
Brühler Str. 1
5000 Köln 51

1) *Brühning, E., Heidemann, D.*, Prognose von Unfallanzahlen und Jahresfahrleistungen – Darstellung der Methodik, in: Zeitschrift für Verkehrswissenschaft, 49. Jg. (1978).
2) Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Verkehr in Zahlen 1977, 1978, 1979 und 1980, hrsg. vom Bundesminister für Verkehr, Berlin/Bonn.
3) Bundesanstalt für Straßenwesen (Hrsg.), Schriftenreihe Straßenverkehrszählungen (Hefte 7, 8, 11 und 15).