gezeigt werden, daß eine Hochleistungsschnellbahn in der vorgesehenen Form nicht pauschal begrüßt oder abgelehnt werden kann. Ebenso wie die Eisenbahn im letzten Jahrhundert würde auch ein HSV seinen Einfluß auf das soziale, wirtschaftliche und räumliche Gefüge Deutschlands geltend machen. Bestimmten positiven gesellschaftlichen und gesamtwirtschaftlichen Folgewirkungen des HSV stehen dabei Nachteile im Bereich der Umwelt und der Raum- und Siedlungsstruktur gegenüber. Ihre endgültige gegenseitige Abwägung läßt den Rahmen der vorgelegten Untersuchung hinter sich und bewegt sich im politischen Bereich. Sie wird in diesem Bereich ferner mitbeeinflußt durch Überlegungen, die aus anderen Richtungen und unter anderen Gesichtspunkten (z. B. HSV und europäische Einigungsbestrebungen) auf sie einwirken.

Summary

Based on recent progress in magnetic levitation technologies and on forecasts of limits to long-distance goods-and passenger-transportation capacities in the 1990's, Battelle Institut e.V., Frankfurt/M., and Dorsch Consult Ingenieurgesellschaft mbH, Munich, under contract from the Federal Ministry of Research and Technology assessed the expected impacts of a magnetically levitated high-speed ground transportation system connecting major centres of population in Germany. The project lasted from October 1974 through July 1976 and consisted of four phases:

- the development of a train configuration for the system based on available or forseeable technologies
- an assessment of the likely demand for the system in the 1990's
- the determination of its probable ecological, regional, economic and social impacts
- the evaluation of these impacts with respect to a list of social concerns by 14 interest groups.

The result of the study consisted of a number of partial judgements as to the overall utility of the system by these interest groups. In particular, it was shown that detrimental effects of the system under ecological and regional aspects would occur simultaneously with benefical consequences for the general economy and certain social areas.

Résumé

Sur la base des récents progrès dans la technique des suspensions magnétiques d'une part, et sur l'appui de prognostics concernant la capacité des moyens de transport pour longue distance (voyagers et marchandises) pour les années 1990, l'institut Battelle de Francfort a réalisé une étude en coopération avec la Dorsch Consult Ingenieurgesellschaft mbH de Munich. Cette étude analyse les conséquences d'un système de transport magnétique reliant des grandes villes en République Fédérale d'Allemagne. La recherche qui fut patronnée par le Ministère pour la Recherche et la Technologie débuta en octobre 1974 et se termina en juillet 1976. Elle comprenait 4 phases:

- le développement d'un modèle de train pour ce système en tenant compte de la technique présente et future
- l'éstimation de la demande pour ce système dans les années 1990
- la détermination des conséquences probables sur l'écologie, les régions concernées, l'économie et les aspects sociaux
- l'évaluation de ces conséquences à l'aide d'une liste de problèmes sociaux provenant de 14 groupes concernés.

L'étude fourni un nombre de jugements partiels sur l'utilité générale du système pour les groupes intéressés. Elle démontre également la simultanéité des conséquences négatives (quant à l'écologie et les aspects régionaux) et positives (quant à l'économie et certains aspects sociaux).

Disaggregierte verhaltensorientierte Verkehrsmodelle — Theorie und praktische Anwendung —

VON DR. HEINZ HAUTZINGER, BASEL

I. Einleitung

Wie kaum einer anderen Entwicklung im Bereich der Verkehrsforschung wird in neuerer Zeit den sogenannten disaggregierten verhaltensorientierten Modellen der Verkehrsnachfrage zunehmende Aufmerksamkeit geschenkt. Die Fachliteratur verzeichnet bereits eine beachtliche Anzahl theoretisch wie auch praktisch orientierter Publikationen, die jedoch fast ausnahmslos anglo-amerikanischen Ursprungs sind. Deutschsprachige Beiträge zu diesem Problemkreis liegen bisher nur ganz vereinzelt vor[1]), insbesondere fehlt hierzulande noch weitgehend die praktische Erfahrung mit Modellansätzen dieser Art.

Ziel der vorliegenden Arbeit ist es daher zunächst einmal, mit den grundlegenden Prinzipien und wichtigsten Aspekten dieser Klasse von Modellen vertraut zu machen. Bei einer solchen Zielsetzung können zwangsläufig auch wichtige Detailprobleme nur kurz angesprochen werden. Der interessierte Leser findet jedoch an den entsprechenden Stellen Hinweise auf weiterführende Literatur.

Verkehrsprognosemodelle dienen in erster Linie dazu, die Entscheidungsfindung im Verkehrsplanungsprozeß durch die Abschätzung der voraussichtlichen Konsequenzen alternativer Maßnahmen auf den verschiedensten Planungsebenen zu unterstützen. Dies kann in befriedigender Form jedoch nur dann gelingen, wenn das verwendete Modell die Reaktionen der von den Planungsmaßnahmen betroffenen Personen hinreichend genau wiedergibt. Daraus leitet sich direkt die Forderung ab, daß Verkehrsmodelle verhaltensorientiert sein sollten in dem Sinne, daß sie das Verhalten der jeweils relevanten Entscheidungseinheiten (Haushalte bzw. Personen) in bestimmten Wahlsituationen möglichst realistisch abbilden. Grundlage eines solchen Modells muß dann aber notwendigerweise die Analyse des individuellen Wahlverhaltens sein und nicht die Betrachtung aggregierter Charakteristika des kollektiven Verkehrsverhaltens. So wird z. B. in einem verhaltensorientierten Modell der Verkehrsmittelwahl die individuelle Entscheidung für eine bestimmte Alternative in Bezug gesetzt zu den sozioökonomischen Merkmalen (Berufstätigkeit, Pkw-Verfügbarkeit usw.) sowie den Merkmalen aller Verkehrsmittelalternativen (Fahrtzeit, Fahrtkosten usw.) der betreffenden Person. Dies steht natürlich im Gegensatz

Anschrift des Verfassers:
Dr. Heinz Hautzinger, PROGNOS, Abt. Stadtentwicklung und Regionalplanung, CH-4011 Basel, Schweiz.

1) *Hautzinger, H.*, Routenwahl in Verkehrsnetzen, in: *Dathe, H. N.* u. a. (Hrsg.), Proceedings in Operations Research, Band 6, Würzburg 1976, S. 585–593; *Kutter, E.*, Überlegungen zur Verwendung „aggregierter“ und „disaggregierter“ Methoden in der Verkehrsplanung, Internationales Verkehrswesen, Heft 2, 1977, S. 89–96; *Weber, H.-P.*, Zur Frage der Verbesserung der Treffsicherheit von Verkehrsprognosen durch verhaltensorientierte Modelle, Zeitschrift für Verkehrswissenschaft, Heft 3, 1977, S. 125–134.

zu den konventionellen Modal-Split-Modellen, bei welchen üblicherweise die Aufteilung der interzonalen Verkehrsströme auf die verschiedenen Verkehrsmittel in Abhängigkeit von aggregierten Einflußgrößen wie etwa den mittleren Fahrtkosten und durchschnittlichen Reisezeiten mit den verschiedenen Systemen vorgenommen wird.

Solche verhaltensorientierte Individualmodelle der Verkehrsnachfrage bedürfen zu ihrer Schätzung (Kalibrierung) entsprechend disaggregierter Daten, die im Rahmen von Stichprobenerhebungen zum Verkehrsverhalten gewonnen werden können. Für jedes Individuum in der Stichprobe sind dabei neben den sozioökonomischen Eigenschaften nicht nur die in der konkreten Situation tatsächlich gewählte Alternative und deren Merkmale, sondern auch die nicht gewählten Möglichkeiten und ihre Charakteristika zu ermitteln.

Damit die Ergebnisse von Prognoserechnungen sinnvoll in den Verkehrsplanungsprozeß einfließen können, müssen sie ein Aggregationsniveau aufweisen, welches dem Detailliertheitsgrad der verschiedenen Planungsalternativen angepaßt ist. Da verhaltensorientierte Verkehrsmodelle auf der Ebene von individuellen Entscheidungseinheiten formuliert und statistisch geschätzt werden, bedarf es daher geeigneter Aggregationsverfahren, um die Ergebnisse der Mikromodelle in planerisch verwertbare Makrorelationen zu transformieren.

In Kurzform lassen sich disaggregierte verhaltensorientierte Verkehrsmodelle wie folgt charakterisieren[2]):

(i) Individuen als Entscheidungseinheiten: Verkehrsnachfrage resultiert direkt aus individuellen Wahlentscheidungen.

(ii) Explizite Verhaltenshypothesen: Modelle basieren auf expliziten Annahmen über das individuelle Wahlverhalten.

(iii) Explizite Berücksichtigung des mehrdimensionalen Charakters von Verkehrsnachfrageentscheidungen: Modelle basieren auf einer zumindest in Ansätzen entwickelten Theorie des Wahlverhaltens, welche alle relevanten Entscheidungen (Wahl des Arbeits- und Wohnortes, Pkw-Anschaffung, Verkehrsmittelwahl für Arbeits- und Schulfahrten sowie Entscheidungen über Häufigkeit, Ziel, Verkehrsmittel, Tageszeit und Fahrtroute für Gelegenheitsfahrten wie Einkaufs- und Freizeitfahrten) umfaßt.

(iv) Valide statistische Schätzverfahren: Modelle werden mit Hilfe hochentwickelter statistischer Verfahren unter Verwendung von Individualdaten geschätzt, wodurch die volle Ausschöpfung des Informationsgehalts der Stichprobe sichergestellt wird.

(v) Praktikabilität: Die verschiedenen Teilmodelle sind integrierbar in ein umfassendes Prognosesystem mit vielfältigen Anwendungsmöglichkeiten.

Die Beschäftigung mit disaggregierten verhaltensorientierten Verkehrsmodellen geht zurück bis anfangs der sechziger Jahre, wobei zunächst durchweg das Problem der Verkehrsmittelwahl für Arbeitsfahrten im Vordergrund stand[3]). Seit Beginn der siebziger Jahre werden verhaltensorientierte Modelle zunehmend auch auf andere Aspekte der Verkehrsnachfrage wie z. B. tägliche Fahrtenhäufigkeit und Zielwahl angewandt[4]). Seither wächst die Zahl der Arbeiten zu diesem Problemkreis zunehmend[5]).

Der nachfolgende Abschnitt 2 beinhaltet eine Darstellung des verhaltensorientierten Grundmodells der Verkehrsnachfrage. Abschnitt 3 beschäftigt sich mit der Spezifikation des Modells. Das n-dimensionale logistische Modell als wichtigster Modelltyp steht im Mittelpunkt der Ausführungen des vierten Abschnitts. Der fünfte Abschnitt ist den Problemen im Zusammenhang mit der Anwendung disaggregierter verhaltensorientierter

2) *Ben-Akiva, M. E., Lerman, S. R.* und *Manheim, M. L.*, Disaggregate models: an overview of some recent research results and practical applications, Schriftenreihe der Deutschen Verkehrswissenschaftlichen Gesellschaft, Sonderband zum DVWG-Workshop „Policy-Sensitive Models", erscheint demnächst.

3) *Warner, S. L.*, Stochastic choice of mode in urban travel: a study in binary choice, Northwestern University Press, Evanston, Illinois, 1962; *Lisco, T. E.*, The value of commuter's travel time: A study in urban transportation, Dissertation, Department of Economics, University of Chicago, 1967; *Lave, C. A.*, A behavioral approach to modal split forecasting, Transportation Research, Vol. 3, 1969, S. 463–480; *Stopher, P. R.*, A probability model of travel mode choice for the work journey, Highway Research Record No. 283, 1969, S. 57–65; *McGillivray, R. G.*, Demand and choice models of modal split, Journal of Transport Economics and Policy, Vol. 4, 1970, S. 192–207; *Stopher, P. R.* and *Lisco, T. E.*, Modelling travel demand: a disaggregate behavioral approach, issues and applications, Transportation Research Forum Proceedings, 1970; *de Donnea, F.-X.*, The determinants of transport mode choice in Dutch cities, Universitaire Pers Rotterdam, 1971; *Reichman, S.* and *Stopher, P. R.*, Disaggregate stochastic models of travel mode choice, Highway Research Record No. 389, 1971, S. 91–103; *Demetsky, M. J.* and *Hoel, L. A.*, Modal demand: a user perception model, Transportation Research, Vol. 6, No. 4, 1972, S. 293–308; *McGillivray, R. G.*, Mode split and the value of travel time, Transportation Research, Vol. 6, No. 4, 1972, S. 309–316; *Stopher, P. R.* and *Lavender, J. O.*, Disaggregate, behavioral travel demand models: empirical tests of three hypotheses, Transportation Research Forum Proceedings, 1972, S. 321–336.

4) Eine der ersten größeren Studien hierzu war die Arbeit von *Charles River Associates*, A disaggregate behavioral model of urban travel demand, Federal Highway Administration, US Department of Transportation, Washington D.C., 1972.

5) Mit Fragen der geeigneten Modellstruktur beschäftigte sich *Ben-Akiva, M. E.*, Structure of passenger travel demand models, PhD thesis, Department of Civil Engineering, MIT, Cambridge, Mass., 1973. Das Aggregationsproblem behandeln die Beiträge von *Koppelman, F. S.*, Travel prediction with models of individual choice behavior, MIT, Center for Transportation Studies, CTS Report No 75-7, Cambridge, Mass., 1975 und *Westin, R. B.*, Predictions from binary choice models, Journal of Econometrics, Vol. 2, 1974, S. 1–16. In der Arbeit von *Watson, P. L.* and *Westin, R. B.*, Transferability of disaggregate mode choice models, Regional Science and Urban Economics, Vol. 5, No. 2, 1975, S. 227–249, werden die Ergebnisse von Verkehrsprognosen mit disaggregierten und herkömmlichen (aggregierten) Modellen miteinander verglichen. Die Monographien von *Watson, P. L.*, The value of time; behavioral models of modal choice, Lexington Books, D. C. Heath and Company, Lexington, Mass., 1974, und *Richards, M. G.*, and *Ben-Akiva, M. E.*, A disaggregate travel demand model, Saxon House, D. C. Heath Ltd., Westmead, Farnborough, Hants., England, 1975, enthalten Resultate größerer empirischer Untersuchungen. Die bisher wohl umfassendste Arbeit stammt von *Domencich, T. A.* and *McFadden, D.*, Urban travel demand – a behavioral analysis, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1975. Weitere Anwendungen verhaltensorientierter Modelle findet man bei *Ben-Akiva, M. E.* and *Lerman, S. R.*, Some estimation results of a simultaneous model of auto ownership and mode choice to work, Transportation, Vol. 3, 1974, S. 357–376; *Desfor, G.*, Binary station choice models for a rail rapid transit line, Transportation Research, Vol. 9, 1975, S. 31–41; *Liou, P. S.* and *Talvitie, A. P.*, Dissaggregate access mode and station selection models for rail trips, Paper presented at the 53 annual meeting of the Highway Research Board, Washington, D.C., 1974. Besondere Beachtung verdient die Arbeit von *McFadden, D.*, Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, in: *Zarembka, P.* (Ed.): Frontiers in Econometrics, Academic Press, New York, 1974, welche sich mit den nutzen- und wahrscheinlichkeitstheoretischen Grundlagen und der statistischen Schätzung verhaltensorientierter Nachfragemodelle auseinandersetzt. Eine recht umfangreiche Bibliographie enthält das Buch von *Stopher, P. R.* and *Meyburg, A. H.*, Urban transportation modeling and planning, Lexington Books, D.C. Heath and Company, Lexington, Mass., 1975.

Verkehrsmodelle gewidmet. In Abschnitt 6 werden schließlich einige Anwendungsbeispiele vorgestellt, anhand derer sich zugleich die Vorzüge disaggregierter Modelle gegenüber den herkömmlichen Verkehrsmodellen aufzeigen lassen.

II. Verhaltensorientiertes Grundmodell der Verkehrsnachfrage

In einer Wahlsituation des zuvor beschriebenen Typs möge sich ein beliebiges Individuum aus einer Gesamtheit von Personen einer endlichen Menge $\mathcal{A}$ von Alternativen, welche mit 1,2, . . . ,n durchnumeriert seien, gegenübergestellt sehen. Der Einfachheit halber wird im folgenden $\mathcal{A}=\{1,2,\ldots,n\}$ gesetzt. Es sei $\mathbf{s}=(s_1,\ldots,s_q)$ ein Vektor von sozioökonomischen Charakteristika der betreffenden Person. Ferner sei jeder Alternative $j\in\mathcal{A}$ ein Vektor $\mathbf{x}_j=(x_{1j},\ldots,x_{pj})$ von Eigenschaften dieser Alternative zugeordnet[6]). Nun wird angenommen, daß die betrachtete Person eine Nutzenfunktion besitzt, welche den Grad der Vorteilhaftigkeit jeder Alternative zum Ausdruck bringt. Der Nutzen der j-ten Alternative sei abhängig von $\mathbf{x}_j$ und natürlich auch von $\mathbf{s}$. Daneben möge er aber noch von weiteren Eigenschaften der Alternative und des Individuums abhängen, die jedoch einer Beobachtung bzw. Messung nicht zugänglich sind. Von der betrachteten Person wird angenommen, daß sie sich für die Alternative mit dem größten Nutzen entscheidet.

Wenn man nun eine Person aus der Gesamtheit zufällig auswählt, so kann man unter der Bedingung, daß $\mathcal{A}$ die Alternativenmenge und $\mathbf{s}$ der Vektor der sozioökonomischen Merkmale der ausgewählten Person ist, den Nutzen, welche diese Person der Alternative $j\in\mathcal{A}$ beimißt, als eine Zufallsvariable auffassen, deren Realisation von den speziellen Ausprägungen der nicht meßbaren Alternativen- und Personeneigenschaften abhängt. Bezeichnet man diesen (zufälligen) Nutzen mit $U_j=U(\mathbf{x}_j,\mathbf{s})$, so kann man

(2.1) $$\{U_j > U_k;\ \forall k = 1,\ldots,n;\ k \neq j\}$$

als das Ereignis „die zufällig ausgewählte Person entscheidet sich für die Alternative $j\in\mathcal{A}$, vorausgesetzt, $\mathcal{A}$ ist die Alternativenmenge und $\mathbf{s}$ der Vektor der sozioökonomischen Merkmale dieser Person" interpretieren. Mithin ist

(2.2) $$\begin{aligned} p_j &= P\{U_j > U_k;\ \forall k = 1,\ldots,n;\ k \neq j\} \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} P\{U_j = t,\ U_k < t;\ \forall k = 1,\ldots,n;\ k \neq j\}\, dt \end{aligned}$$

die bedingte Wahrscheinlichkeit, mit der sich eine zufällig ausgewählte Person für die Alternative $j\in\mathcal{A}$ entscheidet, falls diese Person die Alternativenmenge $\mathcal{A}$ besitzt, und ihre sozioökonomischen Merkmale durch den Vektor $\mathbf{s}$ gegeben sind.

Ohne Beschränkung der Allgemeinheit läßt sich die stochastische Nutzenfunktion $U(\mathbf{x},\mathbf{s})$ darstellen als

6) Vektoren und Matrizen werden im folgenden stets mit fettgedruckten Klein- bzw. Großbuchstaben bezeichnet.

(2.3) $$U(\mathbf{x},\mathbf{s}) = u(\mathbf{x},\mathbf{s}) + \varepsilon(\mathbf{x},\mathbf{s})$$

wobei $u(\mathbf{x},\mathbf{s})$ eine nichtstochastische Funktion und $\epsilon(\mathbf{x},\mathbf{s})$ eine Zufallsvariable ist. Man kann (2.3) dahingehend interpretieren, daß u den Nutzen ausdrückt, den die Gesamtheit aller Personen mit Alternativenmenge $\mathcal{A}$ und Merkmalsvektor $\mathbf{s}$ der durch $\mathbf{x}$ gekennzeichneten Alternative „im Durchschnitt" beimißt, während ϵ den von individuellen Besonderheiten und nicht beobachtbaren Eigenschaften ausgehenden Einfluß erfaßt. Definiert man $u_j=u(\mathbf{x}_j,\mathbf{s})$ und $\epsilon_j=\epsilon(\mathbf{x}_j,\mathbf{s})$, so kann man für die bedingte Auswahlwahrscheinlichkeit p_j schreiben

(2.4) $$\begin{aligned} p_j &= P\{\varepsilon_j + u_j > \varepsilon_k + u_k;\ \forall k = 1,\ldots,n;\ k \neq j\} \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} P\{\varepsilon_j = t,\ \varepsilon_k < t + u_j - u_k;\ \forall k = 1,\ldots,n;\ k \neq j\}\, dt \end{aligned}$$

Bezeichnet man die gemeinsame Verteilungsfunktion von $\epsilon_1,\ldots,\epsilon_n$ mit $F(v_1,\ldots,v_n)$ und mit F_j die Ableitung von F nach v_j (j=1, . . . ,n), so erhält man für (2.4) den Ausdruck

(2.5) $$p_j = \int_{-\infty}^{\infty} F_j(t + u_j - u_1,\ldots,t + u_j - u_n)\, dt \qquad (j = 1,\ldots,n)$$

Ohne zusätzliche Annahmen über die Verteilungsfunktion F läßt sich diese Darstellung von p_j nicht weiter vereinfachen. Entscheidet man sich aber für einen bestimmten Verteilungstyp und spezifiziert man die Parameter der Verteilung sowie die nichtstochastische Nutzenkomponente u_j, so kann man den Wert des Integrals auf der rechten Seite von (2.5) bestimmen und die Auswahlwahrscheinlichkeit p_j für alle j=1, . . . ,n numerisch angeben.

Die Gesamtheit, aus welcher die Person ausgewählt wurde, möge aus T Teilgesamtheiten (Gruppen) jeweils vom Umfang N_t (t=1, . . . ,T) bestehen, die dadurch gekennzeichnet seien, daß die zur Gruppe t gehörenden Personen alle denselben Vektor $\mathbf{s}_t$ von sozioökonomischen Merkmalen und dieselbe Menge $\mathcal{A}_t$ von Alternativen besitzen. Es sei $N=\Sigma N_t$ die Gesamtzahl aller Personen und $n_t=|\mathcal{A}_t|$ die Anzahl der Alternativen der t-ten Gruppe von Personen. Die Menge aller in der Gesamtheit vorhandenen Alternativen wird mit $\mathcal{A}=\cup\mathcal{A}_t$ bezeichnet und es wird $\mathcal{A}^*=\cap\mathcal{A}_t$ für die Menge der allen T Personengruppen gemeinsamen Alternativen geschrieben. Ferner wird $n=|\mathcal{A}|$ und $n^*=|\mathcal{A}^*|$ definiert.

In diesem Zusammenhang können drei Fälle unterschieden werden:

(i) Alle Gruppen haben dieselbe Alternativenmenge, d. h. $\mathcal{A}=\mathcal{A}^*$.

(ii) Es gibt keine Alternative aus $\mathcal{A}$, welche zwei oder mehr Gruppen gemeinsam ist, d. h. $\mathcal{A}^*=\phi$.

(iii) Es gibt Alternativen, welche allen T Personengruppen zur Verfügung stehen und solche, für die dies nicht zutrifft, d. h. $\mathcal{A}^*\subset\mathcal{A}$ ($\mathcal{A}^*\neq\phi$).

Jede Alternative $j\in\mathcal{A}^*$ wird als gemeinsame Alternative bezeichnet, während alle Alternativen $k\in\mathcal{A}\setminus\mathcal{A}^*$ gruppenspezifisch genannt werden. Diese Unterscheidung ist für die spätere Spezifikation der erklärenden Variablen des Modells von Bedeutung. Im folgenden wird stets angenommen, daß die n^* gemeinsamen Alternativen mit den Ordnungsnummern 1,2, . . . ,n* versehen sind, während die übrigen n-n* Alternativen aus $\mathscr{A}$ die Nummern n*+1, . . . ,n tragen.

Für jede der T Gruppen möge jeweils ein n_t-dimensionaler Vektor p_t von Auswahlwahrscheinlichkeiten vorliegen. Dann ist

$$(2.6) \qquad M_{tj} = N_t\, p_{tj} \qquad (j \in \mathscr{A}_t;\ t = 1, \ldots, T)$$

die erwartete Anzahl von Personen der Gruppe t, welche sich für die Alternative $j \in \mathscr{A}_t$ entscheiden. Setzt man $p_{tj}=0$, falls $j \notin \mathscr{A}_t$, so ist schließlich

$$(2.7) \qquad M_j = \sum_{t=1}^{T} M_{tj} = \sum_{t=1}^{T} N_t\, p_{tj} \qquad (j = 1, \ldots, n)$$

die erwartete Gesamtzahl von Personen, welche die Alternative $j \in \mathscr{A}$ wählen. Abkürzend wird M_j auch als Nachfrage nach der j-ten Alternative bezeichnet. In diesem Sinne ist also (2.5) in Verbindung mit (2.6) und (2.7) ein allgemeines verhaltensorientiertes Modell der Verkehrsnachfrage.

III. Modellspezifikation

3.1 Vorbemerkungen

Damit das eben skizzierte allgemeine Nachfragemodell zur Beschreibung und Prognose empirischer Phänomene herangezogen werden kann, müssen die einzelnen Modellelemente und ihre Beziehungen untereinander in problemadäquater Weise spezifiziert werden. Dazu gehört im konkreten Fall zunächst die Abgrenzung der gruppenspezifischen Alternativenmengen und die Auswahl geeigneter Variabler zur Charakterisierung der Alternativen bzw. Personen. Weiterhin ist es erforderlich, die funktionale Form des nichtstochastischen Teils der Nutzenfunktion (2.3) zu spezifieren. Von besonderer Wichtigkeit ist schließlich eine Annahme über die Verteilungsfunktion F des Zufallsvektors ϵ. Im Rahmen dieser Arbeit werden ausschließlich solche Modellspezifikationen behandelt, für welche die Auswahlwahrscheinlichkeiten (2.5) durch elementare Funktionen darstellbar sind und für die außerdem brauchbare statistische Methoden zur Parameterschätzung zur Verfügung stehen.

3.2 Alternativenmenge

In einer bestimmten Entscheidungssituation wie etwa bei der Verkehrsmittelwahl ist die Menge der alternativen Handlungsmöglichkeiten im allgemeinen von Person zu Person verschieden. So steht z. B. den berufstätigen Mitgliedern eines nichtmotorisierten Haushalts für die tägliche Fahrt zur Arbeit die Alternative „Auto" nicht zur Verfügung. Die einer Person aber tatsächlich verfügbaren Alternativen müssen alle in der entsprechenden Menge $\mathscr{A}_t$ enthalten sein, d. h. $\mathscr{A}_t$ muß in diesem Sinne erschöpfend sein. Damit jede Person immer nur genau eine Alternative wählen kann, müssen die einzelnen Alternativen einander paarweise ausschließen. Dies läßt sich häufig durch einen hinreichend klein gewählten Beobachtungszeitraum erreichen.

Natürlich kann eine Alternative auch mehrere Stufen des gesamten individuellen Entscheidungsprozesses umfassen. Ist z. B. $\mathscr{A}_{t1}$ die Menge der möglichen Ziele für Einkaufsfahrten und $\mathscr{A}_{t2}$ die Menge der dabei in Frage kommenden Verkehrsmittel, so ist $\mathscr{A}_t \subseteq \{(j,k) : j \in \mathscr{A}_{t1}, k \in \mathscr{A}_{t2}\}$ wobei das Gleichheitszeichen nur für den Fall gilt, daß jedes Einkaufsziel mit jedem Verkehrsmittel erreichbar ist. Schließlich sei noch erwähnt, daß in vielen Fällen auch die Alternative „keine Fahrt" in der Menge $\mathscr{A}_t$ enthalten sein muß.

3.3 Erklärende Variable

Wie zuvor wird nun wieder eine Gesamtheit von N Personen betrachtet, welche sich in T homogene Gruppen gliedert. Es seien wieder $x_1, \ldots, x_p$ bzw. $s_1, \ldots, s_q$ die Variablen, welche die Alternativen bzw. die Personen charakterisieren. Für jede der T Gruppen hat man somit eine $(p \times n_t)$-Matrix

$$(3.1) \qquad X_t = (x^t_{gj}) \qquad (t = 1, \ldots, T)$$

deren Elemente die Ausprägung der Variablen x_g (g=1, . . . ,p) bei den Alternativen $j \in \mathscr{A}_t$ der Gruppe t bezeichnen. Ferner hat man einen Vektor

$$(3.2) \qquad s_t = (s^t_1, \ldots, s^t_q) \qquad (t = 1, \ldots, T)$$

der sozioökonomischen Eigenschaften. Handelt es sich bei den Alternativen etwa um mögliche Ziele von Einkaufsfahrten, so kommen als x-Variable z. B. Fahrzeit, Zahl der Parkplätze am Zielort u. ä. in Betracht. Typische sozioökonomische Variable sind Alter, Geschlecht, Anzahl Pkw im Haushalt usw.

In manchen Fällen kann es zweckmäßig sein, zur Charakterisierung der Alternativen einer Person neben den ursprünglichen Variablen x_g auch sogenannte abgeleitete Variable $y_k = y_k(x,s)$ zu verwenden. Beispiele für solche Variable sind Kennzahlen wie „Anzahl Pkw pro Führerscheininhaber im Haushalt" oder „Fahrtkosten bezogen auf den Stundenlohn". Abgeleitete Variable können aber auch durch kompliziertere Operationen (z. B. Logarithmierung) aus ursprünglichen Variablen gebildet werden.

Der Einfachheit halber werden im folgenden alle Variablen, welche die Alternativen einer Person oder die Person selbst kennzeichnen, mit y_k (k=1, . . . ,m) bezeichnet, unabhängig davon, ob es sich um ursprüngliche oder abgeleitete Variable handelt. Gemäß dieser Vereinbarung kann man die gesamte in x_t und s_t enthaltene Information über die Personengruppe t in einer Matrix

$$(3.3) \qquad Y_t = (y^t_{kj}) \qquad (t = 1, \ldots, T)$$

zusammenfassen, wobei y^t_{kj} den an der Alternative $j \in \mathscr{A}_t$ festgestellten Wert der Variablen y_k (k=1, . . . ,m) bezeichnet. Ist y_k eine ursprüngliche sozioökonomische Variable (z. B. Einkommen), so sind natürlich alle Elemente der k-ten Zeile von $\mathbf{Y}_t$ identisch. Eine solche Variablenspezifikation ist, wie später noch im einzelnen dargelegt wird, im Falle des besonders wichtigen logistischen Modells (Abschnitt 4) nicht zulässig.

Neben ursprünglichen und abgeleiteten Variablen können zwei weitere Typen von Variablen unterschieden werden. So nennt man y_k eine allgemeine Variable, wenn der Wert von y_k für jede Alternative $j \in \mathscr{A}$ sinnvoll angegeben werden kann. Sind die Alternativen etwa mögliche Ziele wohnungsbezogener Freizeitfahrten, so wäre z. B. die Fahrzeit zum Freizeitort eine solche allgemeine Variable; falls „keine Fahrt" ebenfalls zur Alternativenmenge einer oder mehrerer Personengruppen gehört, wird der Wert der Variablen „Fahrzeit" für diese Alternative gleich Null gesetzt.

Im Gegensatz dazu ist eine alternativenspezifische Variable dadurch gekennzeichnet, daß sie nur für eine einzige Alternative $j \in \mathscr{A}$ einen spezifischen Wert annimmt, für alle anderen Alternativen dagegen gleich Null ist. Ein Beispiel für eine alternativenspezifische Variable wäre im Fall der Verkehrsmittelwahl z. B. die Variable „Fahrzeit mit Auto" oder eine Variable, welche für die Alternative Bus den Wert Eins und für alle übrigen Alternativen den Wert Null hat.

Selbstverständlich können unabhängig von der Beschaffenheit der gruppenspezifischen Alternativenmengen $\mathscr{A}_t$ stets allgemeine Variable verwendet werden. Dagegen ist es aber nur für solche Alternativen j, welche allen Gruppen gemeinsam sind, d. h. $j \in \mathscr{A}^*$, sinnvoll, alternativenspezifische Variable einzuführen. Ist nämlich $j \notin \mathscr{A}^*$, so gibt es wenigstens eine Gruppe, deren Alternativenmenge j nicht enthält. Wäre dann y_k eine j-spezifische Variable, so enthielte die entsprechende Matrix $\mathbf{Y}_t$ (bzw. die entsprechenden Matrizen $\mathbf{Y}_t$) in der k-ten Zeile lauter Nullen. Wenn der Fall $\mathscr{A}^* = \phi$ vorliegt, d. h. die gruppenspezifischen Alternativenmengen paarweise disjunkt sind, können also keine alternativenspezifischen sondern ausschließlich allgemeine Variable Anwendung finden.

3.4 *Funktionale Form der nichtstochastischen Nutzenkomponente*

Gemäß (2.5) hängen die bedingten Auswahlwahrscheinlichkeiten $p_1, \ldots, p_n$ vom nichtstochastischen Teil $u=u(x,s)$ der Nutzenfunktion (2.3) ab. Entsprechend der Vereinbarungen des vorangegangenen Abschnitts 3.3 wird dafür kürzer $u=u(y)$ geschrieben, wobei $y=(y_1, \ldots, y_m)$ und $y_k=y_k(x,s)$ für $k=1, \ldots, m$.

Die statistische Behandlung des Problems wird entscheidend vereinfacht, wenn man unterstellt, daß $u(y)$ eine lineare Funktion ist, d. h.

$$(3.4) \qquad u = u(y) = \sum_{k=1}^{m} \alpha_k y_k$$

Während die Variablen y_k für jede Person und jede Alternative einen ganz bestimmten Wert y_{kj}^t besitzen, sind die Parameter $\alpha_1, \ldots, \alpha_m$ unbekannt und müssen nach Spezifikation der Verteilungsfunktion F aus Stichprobendaten geschätzt werden. Der Nutzen der Alternative $j \in \mathscr{A}_t$ für eine Person aus der Gruppe t ist mithin durch

$$(3.4\,a) \qquad u_{tj} = \sum_{k=1}^{m} \alpha_k y_{kj}^t \qquad (j \in \mathscr{A}_t;\ t = 1, \ldots, T)$$

gegeben. Die Parameter $\alpha_1, \ldots, \alpha_m$ sind also von den Alternativen unabhängig und können wegen der Linearitätshypothese (3.4) als die Gewichte der einzelnen Erklärungsvariablen im nichtstochastischen Teil der Nutzenfunktion interpretiert werden.

3.5 *Wahrscheinlichkeitsverteilung der stochastischen Nutzenkomponente*

Die endgültige Form des Modells ist erst nach Spezifizierung der gemeinsamen Verteilung der stochastischen Nutzenkomponenten $\epsilon_1, \ldots, \epsilon_n$ festgelegt. Zunächst wird vereinfachend angenommen, daß $\epsilon_1, \ldots, \epsilon_n$ (stetige) unabhängige Zufallsvariable sind, d. h.

$$(3.5) \qquad F(v_1, \ldots, v_n) = \prod_{j=1}^{n} G_j(v_j)$$

wobei

$$(3.6) \qquad G_j(v) = P\{\varepsilon_j < v\} \qquad (j = 1, \ldots, n)$$

Bezeichnet man mit $g_j(v)$ die zur Verteilungsfunktion $G_j(v)$ gehörende Dichtefunktion, so erhält man damit für die Auswahlwahrscheinlichkeiten p_j die einfachere Darstellung

$$(3.7) \qquad p_j = \int_{-\infty}^{\infty} \Big[g_j(t) \prod_{k \neq j} G_k(t + u_j - u_k)\Big]\, dt \qquad (j = 1, \ldots, n)$$

Eine weitere Vereinfachung resultiert aus der Annahme, daß die stochastischen Nutzenkomponenten $\epsilon_j = \epsilon(x_j, s)$ von x_j und s unabhängig sind. Insbesondere sind dann auch die Parameter und die Momente der Verteilungsfunktionen $G_j(v)$ von x_j und s unabhängig.

Natürlich sind diese Annahmen ziemlich restriktiv, bedeutet dies doch z. B., daß systematische Präferenzschwankungen, die auf nicht beobachtbare sozioökonomische Charakteristika zurückgehen, die ihrerseits aber mit beobachtbaren Merkmalen korreliert sind, unberücksichtigt bleiben. Ebenfalls unberücksichtigt bleibt damit auch die Möglichkeit, daß die sozioökonomischen Teilgruppen unterschiedlich verhaltenshomogen sein können. Schließlich wird so auch ausgeschlossen, daß zwei Zufallsvariable $\epsilon(x_j,s)$, $\epsilon(x_k,s)$ aufgrund von Ähnlichkeiten einzelner Komponenten von x_j und x_k miteinander korreliert sind[7]).

Unter den in Frage kommenden Verteilungstypen zeichnet sich die sogenannte *Weibull*-Verteilung

$$(3.8) \qquad G(v) = \exp\{-\exp(-v)\} \qquad (-\infty < v < +\infty)$$

dadurch aus, daß bei ihrer Verwendung die rechte Seite von (3.7) durch elementare Funktionen darstellbar ist. Setzt man nämlich (3.8) in (3.7) ein und beachtet man, daß $g(v)=\exp(-v)G(v)$, so erhält man nach einigen Umformungen

$$(3.9) \qquad p_j = \exp(u_j) \Big/ \sum_{k=1}^{n} \exp(u_k) \qquad (j = 1, \ldots, n)$$

7) Vgl. *Domencich, T. A.* und *McFadden, D.*, Urban Travel Demand . . . , a.a.O.

(3.9 a) $p_j = 1 \Big/ \sum_{k=1}^{n} \exp(u_k - u_j) \qquad (j = 1, \dots, n)$

Wie man sieht, gilt

(3.10) $0 \le p_j \le 1$ und $\sum_{j=1}^{n} p_j = 1$

d. h. man kann $p=(p_1, \dots, p_n)$ als eine diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilung über der Menge der Alternativen auffassen.

Das Wahrscheinlichkeitsmodell (3.9) bzw. (3.9 a) wird bedingtes logistisches Modell genannt und stellt den bisher einzigen praktisch erprobten mehrdimensionalen Ansatz dieser Art im Bereich der Verkehrsforschung dar. Bei Verwendung anderer Verteilungstypen als der *Weibull*-Verteilung (z. B. Normalverteilung oder *Cauchy*-Verteilung) gelingt es nicht, das Integral (3.7) so zu vereinfachen, daß die Auswahlwahrscheinlichkeiten ohne spezielle numerische Integrationsmethoden berechenbar sind[8]).

IV. Das bedingte logistische Modell

4.1 *Einige nutzentheoretische Aspekte*

Definiert man $w_j=\exp(u_j)$, so kann man Gleichung (3.9) wie folgt darstellen:

(4.1) $p_j = w_j \Big/ \sum_{k=1}^{n} w_k \qquad (j = 1, \dots, n)$

Damit wird deutlich, daß es sich beim logistischen Modell um ein sogenanntes „strenges" Nutzenmodell handelt[9]).

Die Problematik dieses Modells ist in der Literatur bereits recht ausführlich diskutiert worden[10]).

Eine der Schwächen des strengen Nutzenmodells sei an folgendem Beispiel kurz aufgezeigt.

Für die Autofahrt von einem Stadtteil zu einem anderen mögen drei alternative Routen r_1, r_2, r_3 zur Verfügung stehen, wobei r_2 und r_3 über weite Strecken identisch seien und sich auch in den nicht gemeinsamen Abschnitten nur unwesentlich (hinsichtlich der relevanten Eigenschaften) unterscheiden mögen. Die Route r_1 dagegen sei in vieler Hinsicht günstiger als r_2 und r_3, für den Nutzen der drei Alternativen gelte also $u_1 > u_2 = u_3$. Wenn nun beispielsweise $u_1=1{,}1$ und $u_2=u_3=0{,}7$, so folgt daraus $w_1=3{,}0$ und $w_2=w_3=2{,}0$. Für die Auswahlwahrscheinlichkeiten ergeben sich gemäß (4.1) also die Werte

$p_1 = 3/7 = 0{,}43 \qquad p_2 = p_3 = 2/7 = 0{,}29$

8) Eine Diskussion von Modellen dieser Art (z. B. Probit-Modell, arctan-Modell) findet man bei *Domencich, T. A.* und *McFadden, D.*, Urban Travel Demand . . . , a.a.O.

9) Vgl. *Block, H. D.* und *Marschak, J.*, Random orderings and stochastic theories of responses, in: *Olkin, I.* u. a. (Hrsg.), Contributions to probability and statistics, Stanford, 1960.

10) *Luce, R. D.* und *Suppes, P.*, Preference, utility, and subjective probability, in: *Luce, R. D.* u. a. (Hrsg.), Handbook of mathematical psychology, New York, 1965.

Dieses Ergebnis steht aber im Widerspruch zu der allgemeinen Erfahrung, wonach in einem solchen Fall die Routen r_2 und r_3 zunächst als eine einzige Alternative angesehen werden und man sich zwischen ihnen überhaupt nur dann entscheidet, wenn man zuvor Route r_1 nicht gewählt hat. Die Auswahlwahrscheinlichkeit für r_1 wäre in diesem Fall aber

$p_1^* = w_1^* / (w_1^* + w_2^*) = 3/5 = 0{,}60$

Damit wird deutlich, daß die Anwendung des logistischen Modells immer dann problematisch ist, wenn die Alternativen nicht wirklich voneinander unabhängig sind.

Für das Verhältnis der Auswahlwahrscheinlichkeiten zweier Alternativen $j,k \in \mathcal{A}$ gilt

(4.2) $q_{jk} = p_j / p_k = \exp(u_j - u_k)$

d. h. der Wert des Quotienten q_{jk} hängt nur vom Nutzen der beiden Alternativen j und k ab. Das logistische Modell erfüllt also das sogenannte Axiom der Unabhängigkeit von irrelevanten Alternativen[11]). Wie man leicht nachprüft, ändern sich die Quotienten q_{jk} nicht, wenn man zusätzlich zu den Alternativen $1, 2, \dots, n$ eine weitere Alternative $n+1$ einführt.

4.2 *Elastizitätseigenschaften*

Zur Untersuchung der voraussichtlichen Auswirkungen sich ändernder Rahmenbedingungen auf die Verkehrsnachfrage ist es zweckmäßig, die Elastizitätseigenschaften des Nachfragemodells zu betrachten. Dazu bestimmt man zunächst für eine beliebige Teilgesamtheit von Personen gleichen sozioökonomischen Typs die Änderung der Nachfrage $M_{tj}=N_t p_{tj}$ aufgrund einer infinitesimalen Änderung des Wertes der Variablen y_k für $j \in \mathcal{A}_t$ bzw. für eine von j verschiedene Alternative. Wie man leicht nachrechnet, gilt

(4.3) $\dfrac{\partial M_{tj}}{\partial y^t_{kh}} = \begin{cases} \alpha_k \, p_{tj} (1 - p_{tj}) \, N_t & \text{für } h = j \\ -\alpha_k \, p_{tj} \, p_{th} \, N_t & \text{für } h \neq j \end{cases}$

Damit erhält man als gruppenspezifische direkte Elastizität der Nachfrage nach der Alternative j bezüglich der erklärenden Variablen y_k den Ausdruck

(4.4) $\eta^{jj}_{tk} = \dfrac{\partial M_{tj}}{\partial y^t_{kj}} \, \dfrac{y^t_{kj}}{M_{tj}} = \alpha_k (1 - p_{tj}) \, y^t_{kj}$

und als Kreuzelastizität

(4.5) $\eta^{jh}_{tk} = \dfrac{\partial M_{tj}}{\partial y^t_{kh}} \, \dfrac{y^t_{kh}}{M_{tj}} = -\alpha_k \, p_{th} \, y^t_{kh} \qquad (h \neq j)$

11) *Luce, R. D.*, Individual choice behavior: a theoretical analysis, New York, 1959.

Das logistische Modell hat also die Eigenschaft, daß die relative Änderung der Gruppennachfrage M_{tj} aufgrund einer kleinen relativen Änderung des Wertes der Variablen y_k für eben die Alternative j proportional ist (i) zum ursprünglichen Variablenwert y^t_{kj}, (ii) zum Gewicht α_k der Variablen in der Nutzenfunktion und (iii) zum Anteil $1-p_{tj}$ derjenigen Personen in der Gruppe, welche sich bisher nicht für die Alternative j entschieden haben. Diese Eigenschaften erscheinen durchweg plausibel[12]).

Hinsichtlich der Kreuzelastizität der Nachfrage nach der Alternative j bezüglich des Wertes der Variablen y_k für die Alternative h ($h \neq j$) kann man entsprechend feststellen, daß diese proportional ist (i) zum Gewicht α_k der Variablen, jedoch mit umgekehrtem Vorzeichen, (ii) zum „Marktanteil" p_{th} der Alternative h und (iii) zum ursprünglichen Wert y^t_{kh} der Variablen y_k für die Alternative h. Obwohl auch diese Eigenschaften vernünftig erscheinen, machen sie doch eine gewisse Einschränkung des Modells deutlich. Indem nämlich die Kreuzelastizität der Nachfrage nach der Alternative j von j unabhängig ist, gilt

(4.6) $$\eta^{jh}_{tk} = \eta^{\cdot h}_{tk} \qquad \text{für alle } j \neq h$$

d. h., das logistische Nachfragemodell läßt keine differenzierte Substitution zu. Diese Elastizitätseigenschaft hängt eng mit der Eigenschaft der Unabhängigkeit von irrelevanten Alternativen zusammen[13]).

Mehr noch als die Elastizität der Gruppennachfrage M_{tj} interessiert die Elastizität der Gesamtnachfrage $M_j = \Sigma M_{tj}$. In jeder Teilgruppe t hängt die Nachfrage nach der gemeinsamen Alternative j (unter anderem) vom Wert y^t_{kj} der k-ten erklärenden Variablen ab. Symbolisch kann man dafür $M_{tj} = M_{tj}(y^t_{kj})$ schreiben. Zur Bestimmung der direkten Elastizität der Gesamtnachfrage bezüglich der Variablen y_k wird nun angenommen, daß sich für alle $t=1, \ldots, T$ die Variablenwerte y^t_{kj} um denselben Prozentsatz ändern. Unter diesen Voraussetzungen läßt sich zeigen, daß die direkte Elastizität der Gesamtnachfrage nach der Alternative j bezüglich der Variablen y_k gegeben ist durch

(4.7) $$\eta^{jj}_{k} = \sum_{t=1}^{T} \eta^{jj}_{tk}\, g_{tj}$$

wobei

$$g_{tj} = M_{tj}/M_j \qquad (t = 1, \ldots, T)$$

d. h. die direkte Elastizität der Gesamtnachfrage ist gleich dem mit den gruppenspezifischen Nachfrageanteilen g_{tj} gewogenen arithmetischen Mittel der direkten Elastizitäten der Gruppennachfrage. Für die Kreuzelastizität der Gesamtnachfrage erhält man ganz analog

(4.8) $$\eta^{jh}_{k} = \sum_{t=1}^{T} \eta^{jh}_{tk}\, g_{tj} \qquad (h \neq j)$$

12) Vgl. *Stopher, P. R.* und *Meyburg, A. H.*, Urban transportation modeling . . . , a.a.O.

13) Vgl. *Richards, M. G.* und *Ben-Akiva, M.*, A disaggregate . . . , a.a.O.

Alle oben angegebene Elastizitätsformeln beziehen sich auf Variable mit alternativenspezifischen Werten. Für den Fall, daß eine sozioökonomische Variable, welche natürlich invariant über der Alternativenmenge ist, in Form von alternativenspezifischen Dummy-Variablen in das Modell einbezogen wird, läßt sich ebenfalls eine direkte Nachfrageelastizität angeben[15]).

4.3 Parameterschätzung und Test des Modells

Damit die Auswahlwahrscheinlichkeiten numerisch bestimmt werden können, ist es erforderlich, die unbekannten Parameter $\alpha_1, \ldots, \alpha_m$ des bedingten logistischen Modells (3.9) aus Stichprobendaten zu schätzen. Nachfolgend wird die Anwendung der Maximum-Likelihood-Methode auf dieses Problem skizziert. Es sei N der Umfang einer Stichprobe, deren Elemente (Personen) mit $i=1, \ldots, N$ numeriert seien. Die i-te Person in der Stichprobe werde durch den Vektor s_i von sozioökonomischen Merkmalen charakterisiert und habe n_i Alternativen, die in einer Menge $\mathscr{A}_i$ zusammengefaßt seien. Es sei $\mathbf{X}_i = (x^i_{gj})$ die $(p \times n_i)$-Matrix der Eigenschaften der Alternativen der i-ten Person. Gemäß Abschnitt 3.3 läßt sich somit für jede Person in der Stichprobe die Matrix $\mathbf{Y}_i$ der Werte der erklärenden Variablen angeben. Zur Erfassung der tatsächlichen Entscheidungen der zufällig ausgewählten Personen wird die Indikatorvariable

(4.9) $$\vartheta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{falls Person } i \text{ Alternative } j \in \mathscr{A}_i \text{ wählt} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

eingeführt ($j \in \mathscr{A}_i$, $i=1, \ldots, N$).

Die Likelihoodfunktion, welche die Wahrscheinlichkeit für das beobachtete Stichprobenergebnis angibt, lautet hier

(4.10) $$L(\boldsymbol{\alpha}) = \prod_{i=1}^{N} \prod_{j \in \mathscr{A}_i} (p_{ij})^{\vartheta_{ij}}$$

wobei unter der Hypothese der Gültigkeit des logistischen Modells die Auswahlwahrscheinlichkeit p_{ij} durch

(4.11) $$p_{ij} = p_{ij}(\boldsymbol{\alpha}) = 1 \Big/ \sum_{h \in \mathscr{A}_i} \exp\,(\mathbf{y}^i_h - \mathbf{y}^i_j)\,\boldsymbol{\alpha}'$$

gegeben ist. In (4.11) bezeichnet $\mathbf{y}^i_j$ den m-dimensionalen Zeilenvektor mit den Komponenten y^i_{kj}, $k=1, \ldots, m$ und $\boldsymbol{\alpha} = (\alpha_1, \ldots, \alpha_m)$. Entsprechend dem Maximum-Likelihood-Prinzip ist zur Schätzung von $\boldsymbol{\alpha}$ die Funktion $L(\boldsymbol{\alpha})$ bezüglich der Parameter $\alpha_1, \ldots, \alpha_m$ zu maximieren. Dazu ist es zweckmäßig, die Likelihoodfunktion zunächst zu logarithmieren. Nach einigen Umformungen erhält man

15) Näheres siehe *Hautzinger, H.*, A note on elasticities in multinomial logit travel demand models, 2. DVWG-Workshop „Policy sensitive models", Schliersee, 1977.

(4.12) $$L^*(\alpha) = \ln L(\alpha) = \sum_{i=1}^{N} \left[\left\{ \sum_{j \in \mathcal{A}_i} \vartheta_{ij}\, y_j^i \right\} \alpha' - \ln \sum_{h \in \mathcal{A}_i} \exp\,(y_h^i\, \alpha') \right]$$

Die sogenannte Log-Likelihoodfunktion L* hat ihr Maximum, sofern ein solches überhaupt existiert und eindeutig ist, an derselben Stelle $\boldsymbol{\alpha}=\boldsymbol{\alpha}_0$ wie die ursprüngliche Likelihoodfunktion L. Aus (4.12) erhält man mit

(4.13) $$\partial L^*(\alpha_0)/\partial \alpha_k = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j \in \mathcal{A}_i} \{\vartheta_{ij} - p_{ij}(\alpha_0)\}\, y_{kj}^i = 0$$

(k=1, . . . , m) die notwendigen Bedingungen für ein Extremum von L* und damit von L. Man kann nun zeigen[16]), daß die Matrix der zweiten Ableitungen von L* negativ semidefinit ist und somit jede Lösung von (4.13) die Log-Likelihoodfunktion L* maximiert. Sofern die Bedingung $\Sigma n_i \geqslant N+m$ (die wegen $n_i \geqslant 2$ insbesondere auch für $N \geqslant m$ erfüllt ist) nicht verletzt ist, ist das Maximum von L*, vorausgesetzt es existiert, eindeutig bestimmt.

Es gibt in endlichen Stichproben eine positive Wahrscheinlichkeit dafür, daß kein Vektor $\boldsymbol{\alpha}_0$ existiert, welcher L* maximiert. Man kann jedoch zeigen, daß diese Wahrscheinlichkeit bei hinreichend großem Stichprobenumfang vernachlässigbar klein ist und unter sehr allgemeinen Voraussetzungen asymptotisch gegen Null strebt. Ferner läßt sich zeigen[17]), daß die Maximum-Likelihood-Methode im vorliegenden Fall Schätzfunktionen liefert, welche konsistent und asymptotisch normalverteilt sind, so daß für große Stichproben Konfidenzintervalle konstruiert und Hypothesen über die Parameter $\alpha_1, \ldots, \alpha_m$ getestet werden können.

Betrachtet man (4.11) und (4.13), so wird deutlich, weshalb beim logistischen Modell eine Variablenspezifikation, welche zu $y_{kj}^i = y_k^i$ für alle $j \in \mathcal{A}_i$ und alle i=1, . . . , N führt, nicht zulässig ist (vgl. Abschnitt 3.3) In diesem Fall verschwindet nämlich im Nenner von (4.11) der Term $\alpha_k(y_{kh}^i - y_{kj}^i)$ für alle $h \in \mathcal{A}_i$ und alle i=1, . . . , N, d. h. die Unbekannte α_k ist aus dem Gleichungssystem (4.13) nicht bestimmbar.

Es gibt verschiedene Möglichkeiten, die Anpassungsgüte des logistischen Modells statistisch zu testen. Einer dieser Tests geht von der Log-Likelihoodfunktion

(4.14) $$L^*(\alpha) = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j \in \mathcal{A}_i} \vartheta_{ij} \ln p_{ij}(\alpha)$$

aus, welche natürlich stets nichtpositiv ist. Für einen einzelnen Summanden $s_{ij} = \vartheta_{ij} \ln p_{ij}(\boldsymbol{\alpha})$ gilt

$$s_{ij} \begin{cases} = 0 & \text{falls} \quad \vartheta_{ij} = 0 \\ \to 0 & \text{falls} \quad \vartheta_{ij} = 1 \quad \text{und} \quad p_{ij} \to 1 \\ \to -\infty & \text{falls} \quad \vartheta_{ij} = 1 \quad \text{und} \quad p_{ij} \to 0 \end{cases}$$

16) *McFadden, D.*, Conditional logit analysis . . . , a.a.O.
17) Ebenda

d. h., $L^*(\boldsymbol{\alpha})$ ist betragsmäßig dann klein, wenn für alle Personen i=1, . . . , N die berechnete Auswahlwahrscheinlichkeit $p_{i,j(i)}$ für die tatsächlich gewählte Alternative j(i) nahe bei Eins liegt. Je näher $L^*(\boldsymbol{\alpha})$ bei Null liegt, desto besser ist also die Übereinstimmung zwischen den modellmäßig ermittelten Wahrscheinlichkeiten und den in der Stichprobe festgestellten individuellen Entscheidungen. Analog zum multiplen Korrelationskoeffizienten des linearen statistischen Modells kann man durch

(4.15) $$\rho^2 = 1 - L^*(\hat{\alpha})/L^*(\mathbf{0}_m)$$

ein Bestimmtheitsmaß definieren, wobei $\hat{\boldsymbol{\alpha}}$ der Maximum-Likelihood-Schätzwert für $\boldsymbol{\alpha}$ und $\mathbf{0}_m$ der m-dimensionale Nullvektor ist[18]).

V. Modellstrukturen und Aggregationsmethoden

5.1 Modellstrukturen

Die wichtigsten Aspekte des individuellen Entscheidungsverhaltens im Personenverkehr sind die Häufigkeit von Fahrten eines bestimmten Zwecks, die Wahl des Fahrtziels, die Entscheidung über den tageszeitlichen Beginn der Fahrt, die Verkehrsmittelwahl und die Routenwahl. Je nachdem, wie dieser komplexe Entscheidungsprozeß modellmäßig abgebildet wird, lassen sich drei alternative Strukturtypen unterscheiden, nämlich unabhängige, sequentielle und simultane Modelle[19]).

Nimmt man an, daß zwischen den einzelnen Teilentscheidungen des Individuums keinerlei Anhängigkeiten und Wechselwirkungen bestehen, so läßt sich der Entscheidungsprozeß durch ein Modell mit unabhängiger Struktur beschreiben. Für die beiden Aspekte Fahrtziel (z) und Tageszeit (t) seien die entsprechenden Zusammenhänge einmal beispielhaft verdeutlicht. Es sei $\mathcal{A}$ die Menge aller relevanten Kombinationen (z,t) der möglichen Ziele und Tageszeiten einer Fahrt bestimmten Typs. Der Vektor **x**, dessen Komponenten die Variablen sind, welche die Alternativen $(z,t) \in \mathcal{A}$ charakterisieren, sei zerlegbar in zwei Vektoren $\mathbf{x}_Z$ und $\mathbf{x}_T$, d. h. $\mathbf{x} = (\mathbf{x}_Z, \mathbf{x}_T)$ und es sei $\mathbf{x}_Z^{zt}$ bzw. $\mathbf{x}_T^{zt}$ der Wert des Teilvektors $\mathbf{x}_Z$ bzw. $\mathbf{x}_T$ für die Alternative $(z,t) \in \mathcal{A}$. Dabei möge gelten

(5.1) $$x_Z^{zt} = x_Z^z \quad \text{für alle } (z,t) \in \mathcal{A}$$

d. h. die in $\mathbf{x}_Z$ zusammengefaßten Variablen seien „zielspezifisch" in dem Sinne, daß ihr Wert für eine bestimmte Alternative (z,t)∈ lediglich von z abhängt (Bsp.: Entfernung). Ganz entsprechend gelte

18) Vgl. *McFadden, D.*, Conditional logit analysis . . . , a.a.O., ferner *Stopher, P. R.*, Goodness-of-fit measures for probabilistic travel demand models, Transportation, Vol. 4, 1975, S. 47–83, sowie *Tardiff, T. J.*, A note on goodness-of-fit statistics for probit and logit models, Transportation, Vol. 5, 1976, S. 377–388.

19) Vgl. *Ben-Akiva, M.*, Structure . . . , a.a.O.; *Brand, D.*, Travel demand forecasting: some foundations and a review, Highway Research Board, Special Report No. 143, 1973, S. 239–282; *Ruiter, E. R.*, Analytical structures, Highway Research Board, Special Report No. 143, 1973, S. 178–205; *Stopher, P. R.* und *Meyburg, A. H.*, Urban transportation modeling . . . , a.a.O.

(5.2) $\quad x_T^{zt} = x_T^{\cdot t} \quad$ für alle $(z,t) \in \mathscr{A}$

d. h. die Variablen in x_T seien tageszeitspezifisch (Bsp.: Hauptverkehrszeit-Dummy-variable).

Wenn man nun unterstellt, daß die Nutzenfunktion u(x,s) additiv separabel ist, d. h. die Darstellung

(5.3) $\quad u(\boldsymbol{x}, s) = u_Z(\boldsymbol{x}_Z, s) + u_T(\boldsymbol{x}_T, s)$

besitzt, so ist die Auswahlwahrscheinlichkeit für die Alternative $(z,t) \in \mathscr{A}$ durch

$$p_{zt} = \exp\left[u(\boldsymbol{x}^{zt}, s)\right] \Big/ \sum_{(\tilde{z},\tilde{t}) \in \mathscr{A}} \exp\left[u(\boldsymbol{x}^{\tilde{z}\tilde{t}}, s)\right]$$

$$= \frac{\exp\{u_Z(\boldsymbol{x}_Z^{z\cdot}, s)\}}{\sum_{\tilde{z}} \exp\{u_Z(\boldsymbol{x}_Z^{\tilde{z}\cdot}, s)\}} \cdot \frac{\exp\{u_T(\boldsymbol{x}_T^{\cdot t}, s)\}}{\sum_{\tilde{t}} \exp\{u_T(\boldsymbol{x}_T^{\cdot \tilde{t}}, s)\}}$$

gegeben, d. h. es gilt

(5.4) $\quad p_{zt} = p_{z.}\, p_{.t}$

wobei $p_{z.}$, $p_{.t}$ Randwahrscheinlichkeiten sind.

Unter den Annahmen (5.1) bis (5.3) ist also die Auswahlwahrscheinlichkeit p_{zt} für eine beliebige Fahrtziel-Tageszeit-Kombination $(z,t) \in \mathscr{A}$ durch das Produkt der Randwahrscheinlichkeiten $p_{z.}$ und $p_{.t}$ für die Auswahl des Ziels z bzw. der Tageszeit t gegeben. Dieses Ergebnis läßt sich ohne weiteres auf mehr als zwei Stufen des individuellen Entscheidungsprozesses verallgemeinern. Natürlich sind insbesondere die Annahmen (5.1) und (5.2) über die Erklärungsvariablen sehr restriktiv. Für eine so wichtige Variable wie etwa die Fahrzeit ist es z. B. leicht einzusehen, daß diese nicht nur von Ziel zu Ziel variiert, sondern auch von der Tageszeit, vom benutzten Verkehrsmittel und der gewählten Route abhängt.

Einen wesentlich realistischeren Ansatz stellt das sequentielle Modell der Verkehrsnachfrage dar. Hierbei wird zunächst auch davon ausgegangen, daß das Individuum die Entscheidung über Fahrtenhäufigkeit, Ziel, Tageszeit, Verkehrsmittel und Route in eine Folge von Einzelentscheidungen zerlegt. Diese Einzelentscheidungen werden aber nicht unabhängig voneinander getroffen, sondern auf jeder Stufe des Prozesses erfolgt die Entscheidung unter Kenntnis der vorausgegangenen Entscheidungen und unter der Annahme optimaler Entscheidungen auf allen nachfolgenden Stufen. Auch hier sind aber noch zusätzliche Annahmen über die Variablen und die Nutzenfunktion erforderlich. Für die beiden Stufen der Verkehrsmittel- und Routenwahl sei dieser Ansatz beispielhaft verdeutlicht.

Es sei der Variablenvektor $\mathbf{x}$ derart in Teilvektoren x_V und x_{VR} zerlegbar, daß die Komponenten von x_V verkehrsmittelspezifische Variable sind, während die in x_{VR} zusammengefaßten Merkmale sowohl mit v als auch mit r variieren mögen. Gegenüber dem Modell

mit unabhängiger Struktur wird beim sequentiellen Ansatz also lediglich für einen Teil der Variablen gefordert, daß sie „stufenspezifisch" (hier: verkehrsmittelspezifisch) seien. Die Nutzenfunktion sei wiederum additiv separabel, d. h. in der Form

(5.5) $\quad u(\boldsymbol{x}, s) = u_{VR}(\boldsymbol{x}_{VR}, s) + u_V(\boldsymbol{x}_V, s)$

darstellbar. Unter diesen Voraussetzungen ist die Auswahlwahrscheinlichkeit für eine beliebige Alternative $(v,r) \in \mathscr{A}$ gegeben durch

(5.6) $$p_{vr} = \exp(u_{VR}^{vr} + u_V^{v\cdot}) \Big/ \sum_{\tilde{v}} \sum_{\tilde{r}} \exp(u_{VR}^{\tilde{v}\tilde{r}} + u_V^{\tilde{v}\cdot})$$

$$= \frac{\exp(u_{VR}^{vr})}{\sum_{\tilde{r}} \exp(u_{VR}^{v\tilde{r}})} \cdot \frac{\sum_{\tilde{r}} \exp(u_{VR}^{v\tilde{r}} + u_V^{v\cdot})}{\sum_{\tilde{v}} \sum_{\tilde{r}} \exp(u_{VR}^{\tilde{v}\tilde{r}} + u_V^{\tilde{v}\cdot})}$$

wobei $u_{VR}^{vr} = u_{VR}(x_{VR}^{vr}, s)$ und $u_V^{v\cdot} = u_V(x_V^{v\cdot}, s)$.

Wie man unmittelbar sieht, ist der erste Faktor auf der rechten Seite von (5.6) nichts anderes als die bedingte Wahrscheinlichkeit $p_{r|v}$, die Route r zu wählen, wenn v das benutzte Verkehrsmittel ist. Bezüglich des zweiten Faktors läßt sich zeigen[20]), daß dieser identisch ist mit

(5.7) $\quad p_v = P\{\max_r U(\boldsymbol{x}^{vr}, s) > \max_r U(\boldsymbol{x}^{\tilde{v}r}, s);\ \forall\, \tilde{v} \neq v\}$

wobei $U(x,s) = u(x,s) + \epsilon(x,s)$ und u(x,s) durch (5.5) gegeben ist. Insgesamt erhält man also im sequentiellen Fall

(5.8) $\quad p_{vr} = p_{r|v}\, p_v$

Die Auswahlwahrscheinlichkeit für eine beliebige Verkehrsmittel-Fahrtroute-Kombination (v,r) ist in einem sequentiellen Modell also gleich der Auswahlwahrscheinlichkeit für Route r unter der Bedingung, daß Verkehrsmittel v gewählt wird, multipliziert mit der Wahrscheinlichkeit das Verkehrsmittel v und zugleich die für dieses Verkehrsmittel optimale Fahrtroute zu wählen.

Verallgemeinert man diese Ergebnisse, so ergibt sich z. B. für die drei Stufen Fahrtenhäufigkeit, Ziel- und Verkehrsmittelwahl, daß immer dann, wenn der nichtstochastische Teil der Nutzenfunktion die Darstellung

$$u(\boldsymbol{x}, s) = u_H(\boldsymbol{x}_H, s) + u_{HZ}(\boldsymbol{x}_{HZ}, s) + u_{HZT}(\boldsymbol{x}_{HZT}, s)$$

besitzt, die Auswahlwahrscheinlichkeit für eine Alternative $(h,z,t) \in \mathscr{A}$ gleich dem Produkt

20) Vgl. *Domencich, T. A.* und *McFadden, D.*, Urban travel demand . . . , a.a.O.

$$(5.9) \qquad p_{hzt} = p_h\, p_{z|h}\, p_{t|hz}$$

ist.

Die Eigenschaft (5.8) bzw. (5.9) hat wichtige Konsequenzen für die Schätzung des sequentiellen Modells. Zum einen ist es in jedem Fall notwendig, mit der Schätzung des Routenwahlmodells zu beginnen, danach das Modell der Verkehrsmittelwahl zu schätzen usw. Zum anderen vereinfacht sich die Schätzung von Randwahrscheinlichkeiten wie p_V in (5.8) ganz entscheidend. Man kann nämlich zeigen[21]), daß für p_V approximativ gilt

$$(5.10) \qquad p_v = \frac{\exp(u_V^{v\cdot} - \gamma_v)}{\sum_{\bar v} \exp(u_V^{\bar v\cdot} - \gamma_{\bar v})}$$

wobei

$$(5.11) \qquad \gamma_v = \sum_k \alpha_k \sum_r p_{r|v}\, y_k(x_{VR}^{vr}, s)$$

Beim sequentiellen Modell werden also zunächst die Gewichte α_k derjenigen Variablen geschätzt, deren Werte sich sowohl mit der Fahrtroute als auch mit dem Verkehrsmittel ändern. Anders ausgedrückt, es werden zunächst die Parameter des Routenwahlmodells geschätzt. Danach wird für jedes Verkehrsmittel v die durch (5.11) definierte Größe γ_V, welche manchmal als „inclusive price" oder „Wünschbarkeitsindex" des Verkehrsmittels v bezeichnet wird, berechnet. Diese Größen γ_V gehen als alternativenspezifische Konstante in die Nutzenfunktion des Modells der Verkehrsmittelwahl (5.10) ein. Beim sequentiellen Ansatz können also Parameterschätzwerte aus vorgelagerten Stufen benutzt werden, um das Schätzproblem auf nachfolgenden Stufen zu vereinfachen.

Anders als bei den Modellen mit unabhängiger und sequentieller Struktur werden bei simultanen Modellen keinerlei Voraussetzungen über die Zerlegbarkeit des Variablenvektors x und die Separabilität der Nutzenfunktion u(x,s) gemacht. Grundsätzlich kann also jede beliebige Variable x_g für jede Alternative $(h,z,t,v,r) \in \mathcal{A}$ einen anderen Wert annehmen, d. h. unter Verwendung der obigen Schreibweise ist hier $x = x_{HZTVR}$ und

$$(5.12) \qquad p_{hztvr} = \frac{\exp(u_{HZTVR}^{hztvr})}{\sum_{\bar h\bar z\bar t\bar v\bar r} \exp(u_{HZTVR}^{\bar h\bar z\bar t\bar v\bar r})}$$

Die Vorzüge des simultanen Ansatzes liegen darin, daß keine Annahmen über die Reihenfolge, in welcher die individuellen Teilentscheidungen getroffen werden, erforderlich sind und das Ergebnis mithin auch nicht von dieser Reihenfolge abhängt. Die Brauchbarkeit des Modells (5.12) wird jedoch wegen der in der Praxis sehr großen Zahl von Alternativen und gleichzeitig zu schätzenden Parametern eingeschränkt.

5.2 *Aggregationsverfahren*

Die hier betrachteten Modelle sind Modelle des individuellen Verkehrsnachfrageverhaltens. Im Rahmen von konkreten Verkehrsplanungen interessiert man sich jedoch nicht

21) Ebenda

für das zukünftige Verhalten von Einzelpersonen, sondern für aggregierte Nachfragegrößen, wobei die erwartete aggregierte Nachfrage nach einer bestimmten Alternative gleich der Anzahl der Personen in der entsprechenden Prognosegesamtheit ist, welche sich voraussichtlich für diese Alternative entscheiden werden. Beispiele für solche Prognosegesamtheiten sind etwa alle Einwohner einer bestimmten Stadtzone, alle in der Innenstadt beschäftigten Personen oder bestimmte sozioökonomische Teilgruppen. Betrachtet man eine Prognosegesamtheit vom Umfang N, so ist die Nachfrage D_j nach der Alternative j eine Zufallsvariable, welche als Summe

$$(5.13) \qquad D_j = \sum_{i=1}^{N} \vartheta_{ij} \qquad (j = 1, \ldots, n)$$

geschrieben werden kann, wobei

$$(5.14) \qquad \vartheta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{falls Person } i \text{ Alternative } j \text{ wählt} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Mit $p_{ij} = P(\vartheta_{ij}=1)$ erhält man

$$(5.15) \qquad M_j = E(D_j) = \sum_{i=1}^{N} p_{ij} \qquad (j = 1, \ldots, n)$$

d. h. die erwartete Nachfrage nach der Alternative j ist gleich der Summe der individuellen Auswahlwahrscheinlichkeiten p_{ij}.

Entsprechend den hier gemachten Annahmen ist p_{ij} abhängig von den in der Matrix $\mathbf{Y}_i$ zusammengefaßten Werten der Erklärungsvariablen für die n_i Alternativen des i-ten Individuums. Definiert man $y_i = (y_1^i, \ldots, y_m^i)$, wobei $y_j^i = (y_{1j}^i, \ldots, y_{mj}^i)$ für j=1, ..., m, so kann man also $p_{ij} = p_{ij}(y_i)$ schreiben. Außer von y_i hängt p_{ij} natürlich noch vom Parametervektor $\boldsymbol{\alpha}$ ab. Hat man diesen gemäß Abschnitt 4.3 geschätzt, so wäre das Problem der aggregierten Prognose „exakt" lösbar, wenn die Vektoren y_i, i=1, ..., N, bekannt wären oder, was dasselbe ist, wenn die gemeinsame Verteilung der Variablenausprägungen y_{kj} gegeben wäre. Da derart detaillierte Informationen in der Regel jedoch nicht vorliegen, ist es zur Lösung des Aggregationsproblems erforderlich, Näherungsvefahren mit geringerem Informationsbedarf zu verwenden. Einige dieser approximativen Aggregationsverfahren werden nachfolgend vorgestellt[22]). In diesem Zusammenhang sei noch erwähnt, daß natürlich auch das exakte Aggregationsverfahren mit einem Fehler (Zufallsfehler) behaftet ist, der von der Schätzung der Modellparameter aus Stichprobendaten herrührt.

Das einfachste Aggregationsverfahren, die sogenannte naive Methode, besteht darin, die Mittelwerte

$$(5.16) \qquad \bar y_{kj} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} y_{kj}^i$$

der Merkmalsausprägungen als erklärende Variable eines logistischen Modells zu verwenden und die erwartete Nachfrage M_j durch

22) Eine ausführliche Diskussion solcher Methoden findet man bei *Koppelman, F.*, Travel prediction . . . , a.a.O.

$$(5.17)\qquad \hat{M}_j = N\,\hat{p}_j(\bar{y}) = N\,\frac{\exp\left(\sum_{k=1}^{m} \hat{\alpha}_k\,\bar{y}_{kj}\right)}{\sum_{l=1}^{n} \exp\left(\sum_{k=1}^{m} \hat{\alpha}_k\,\bar{y}_{kl}\right)}$$

wobei $\bar{y} = (\bar{y}_{11}, \bar{y}_{12}, \ldots, \bar{y}_{mn})$ zu schätzen. Wegen der Nichtlinearität des logistischen Modells ist abgesehen von Sonderfällen (z. B. $y^i_{kj} = y_{kj}$ für alle i, k, j) der Nachfrageschätzwert M_j mit einem systematischen Aggregationsfehler behaftet, da im allgemeinen

$$p_j(\bar{y}) \neq \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} p_{ij}(y_i)$$

gilt. Der Vorzug des Verfahrens ist in seinem geringen Informationsbedarf und in der Einfachheit der praktischen Anwendung zu sehen. Anstelle der für das exakte Aggregationsverfahren benötigten gemeinsamen Verteilung der Variablenausprägungen sind hier nur die m·n Mittelwerte $\bar{y}_{kj}$ zu prognostizieren.

Beim sogenannten Integrations- bzw. Summationsverfahren wird die erwartete Nachfrage durch Gewichtung der Auswahlwahrscheinlichkeiten mit der gemeinsamen Verteilung der Erklärungsvariablen geschätzt. Bezeichnet man mit Y den m·n-dimensionalen Wertebereich des Variablenvektors $y = (y_{11}, y_{12}, \ldots, y_{mn})$ und mit g(y) die gemeinsame Wahrscheinlichkeitsdichte- bzw. -massefunktion der Variablenausprägungen y_{kj}, so ist

$$(5.18a)\qquad \hat{M}_j = N \int_{y \in \mathcal{Y}} \hat{p}_j(y)\, g(y)\, dy$$

bzw.

$$(5.18b)\qquad \hat{M}_j = N \sum_{y \in \mathcal{Y}} \hat{p}_j(y)\, g(y)$$

ein Schätzwert für die erwartete Nachfrage nach der Alternative j. Für den Fall, daß g(y) die exakte Verteilung der Variablenwerte y_{kj} in der Prognosegesamtheit darstellt, weist dieses Verfahren keinen systematischen Aggregationsfehler auf, d. h. die Schätzwerte M_j sind nur mit dem unvermeidbaren Zufallsfehler sowie möglichen Spezifikationsfehlern behaftet. In dem Maße, wie g(y) von der tatsächlichen Verteilung abweicht, unterscheiden sich natürlich die Schätzwerte (5.18a) und (5.18b) vom Schätzwert des exakten Aggregationsverfahrens. Die Prognose der zukünftigen Verteilung der Erklärungsvariablen in der Prognosegesamtheit ist ein sehr schwieriges Problem und ohne vereinfachende Annahmen (z. B. Unabhängigkeit der Variablen, gemeinsame Normalverteilung) praktisch wohl kaum zu lösen. In jedem Fall kann man hierbei aber die zur Parameterschätzung verwendeten Stichprobendaten nutzen[23]).

Eine Verallgemeinerung der naiven Methode stellt das sogenannte Klassifikationsverfahren dar. Hierbei wird die Prognosegesamtheit zunächst in T Gruppen jeweils vom Umfang

23) Vgl. *McFadden, D.* und *Reid, F.*, Aggregate travel demand forecasting from disaggregate behavioral models, Transportation Research Record No. 534, 1975, S. 24–37 sowie *Westin, R. B.*, Predictions . . . , a.a.O.

N_t (t=1, . . . ,T), wobei ΣN_t=N, zerlegt und für jede dieser Teilgruppen nach der naiven Methode ein Nachfrageschätzwert

$$\hat{M}_{tj} = N_t\,\hat{p}_j(\bar{y}_t)$$

berechnet, wobei $\bar{y}_t$ der Vektor der Variablenmittelwerte für die Gruppe t ist. Der Schätzwert für die Gesamtnachfrage wird danach durch Summation der Gruppenschätzwerte ermittelt, d. h.

$$(5.19)\qquad \hat{M}_j = \sum_{t=1}^{T} \hat{M}_{tj}$$

Es ist klar, daß zur Klassifikation der Personen der Prognosegesamtheit möglichst diejenigen Merkmale benutzt werden sollten, welche am stärksten zur beobachteten Variabilität der Nutzenverteilung beitragen.

Neben den hier besprochenen Aggregationsverfahren gibt es weitere Methoden dieser Art. So wurde z. B. ein Verfahren vorgeschlagen, bei welchem die Verteilung der erklärenden Variablen näherungsweise durch ihre Momente dargestellt wird. Durch sukzessive Hinzunahme von Momenten höherer Ordnung kann diese Darstellung der Verteilung zunehmend genauer gemacht werden[24]).

Wie analytische Betrachtungen und Simulationsstudien zeigen[25]), hängt der Aggregationsfehler der verschiedenen Verfahren von Mittelwert, Varianz und Schiefe der Merkmalsverteilungen ab. Ganz allgemein gilt, daß der Aggregationsfehler bei typischen Verkehrsprognoseproblemen vergleichsweise klein ist und die Anwendung disaggregierter Modelle für aggregierte Prognosen somit gerechtfertigt ist. Von den hier behandelten Aggregationstechniken sind Summations- und Klassifikationsverfahren im allgemeinen der naiven Methode sowie der zuletzt angesprochenen „Momentenmethode" überlegen. Dies bedeutet aber, daß – besonders im Hinblick auf die Klassifikationsmethode – der Informationsbedarf zur Ableitung aggregierter Prognosen mit Hilfe disaggregierter Modelle weitgehend mit dem entsprechenden Informationsbedarf konventioneller Verkehrsmodelle identisch ist.

VI. Anwendungsbeispiele

6.1 Vorbemerkungen

Nach dieser Darstellung der theoretischen Grundlagen disaggregierter verhaltensorientierter Verkehrsmodelle sollen im folgenden zwei Anwendungsbeispiele beschrieben werden. Anhand dieser Beispiele ist es möglich, den praktischen Anwendungsnutzen dieser Modelle zu veranschaulichen und zugleich die Fortschritte gegenüber den bisherigen Erklärungs- und Prognosemodellen aufzuzeigen.

24) *Talvitie, A.*, Aggregate travel demand analysis with disaggregate or aggregate travel demand models, Transportation Research Forum Proceedings, Vol. XIV, No. 1, 1973, S. 583–603.

25) *Koppelman, F. S.*, Travel prediction . . . , a.a.O.

6.2 *Beispiel 1: Analyse und Prognose der Verkehrsmittelwahl im Berufsverkehr*

Ein interessantes Beispiel für die praktische Anwendung eines disaggregierten verhaltensorientierten Modells gibt es aus dem Bereich der Verkehrsmittelwahl im Berufsverkehr[26]).

Auf der Basis einer im Raum Eindhoven, Niederlande, durchgeführten Haushaltsbefragung zum Verkehrsverhalten wurde ein logistisches Modell zur Beschreibung, Erklärung und Prognose des Entscheidungsverhaltens von Erwerbstätigen bei der Wahl des Verkehrsmittels für den täglichen Weg zur Arbeitsstätte entwickelt.

Die Haushalts- und Personendaten bildeten die Grundlage für die Festlegung der Alternativenmenge $\mathcal{A}_i$ und des Vektors s_i der sozioökonomischen Merkmale jeder Person i (i=1, . . . ,N) in der Stichprobe. Insgesamt wurden N=390 Erwerbstätige betrachtet, welche am Stichtag genau einen Hin- und Rückweg zur Arbeitsstätte durchgeführt hatten. Die Alternativenmenge einer Person umfaßte im Höchstfall sechs Verkehrsmittel und zwar

j=1 Pkw (als Fahrer)
j=2 Fahrrad
j=3 Moped
j=4 Eisenbahn
j=5 Bus
j=6 zu Fuß

Für eine Person i mit den Verkehrsmittelalternativen Fahrrad, Bus und zu Fuß ist also $\mathcal{A}_i = \{2,5,6\}$.

Als sozioökonomische Variable wurden neben Haushaltsbruttoeinkommen und Stellung der Person im Haushalt und Beruf die Merkmale

s_1 Pkw-Verfügbarkeit (Anzahl Pkw dividiert durch Anzahl Pkw-Führerscheininhaber im Haushalt)

s_2 Fahrrad-Verfügbarkeit (Anzahl Fahrräder dividiert durch Anzahl Personen im Alter von fünf und mehr Jahren im Haushalt)

s_3 Moped-Verfügbarkeit (Anzahl Moped dividiert durch Anzahl Personen im Alter von fünfzehn und mehr Jahren im Haushalt)

verwendet.

Die Merkmale der Alternativen, d.h. die Servicegüte der jeweils verfügbaren Verkehrsmittel mußten für jede Person in der Stichprobe gesondert zusätzlich erhoben werden, da diese im Rahmen der Haushaltsbefragung nicht erfaßt worden waren. Für jede Alternative jeder Person in der Stichprobe wurden die Merkmale Fahrzeit bzw. Fußwegzeit, Fußwegzeit zum und vom geparkten Fahrzeug einschließlich Ein- und Ausparkzeit (für Pkw, Moped, Fahrrad), Fußwegzeit zur und von der Haltestelle sowie Warte- und Umsteigezeit (jeweils für Eisenbahn und Bus) ermittelt.

Aus einer Vielzahl von Modellen, welche sich vor allem durch die Spezifikation der sozioökonomischen Variablen und der verkehrsmittelspezifischen Konstanten unterscheidet, wurde schließlich das Modell

26) Vgl. *Richards, M. G.* und *Ben-Akiva, M.*, A disaggregate . . . , a.a.O.

$$p_j = \exp\left(\sum_{h=1}^{9} \alpha_h\, y_{hj}\right) \Big/ \sum_{k=1}^{6} \exp\left(\sum_{h=1}^{9} \alpha_h\, y_{hk}\right) \tag{6.1}$$

(j=1, . . . , 6) ausgewählt, wobei

$$y_{1j} = \begin{cases} \text{Fahrzeit (min)} & \text{für } j=1,\dots,5 \\ 0 & \text{für } j=6 \end{cases}$$

$$y_{2j} = \begin{cases} \text{Fußwegzeit (min)} & \text{für } j=6 \\ 0 & \text{für } j=1,\dots,5 \end{cases}$$

$$y_{3j} = \begin{cases} \text{Fußwegzeit zum und vom geparkten Fahrzeug zuzüglich Ein- und Ausparkzeit (min)} & \text{für } j=1,2,3 \\ 0 & \text{für } j=4,5,6 \end{cases}$$

$$y_{4j} = \begin{cases} \text{Fußwegzeit zur und von der Haltestelle (min)} & \text{für } j=4,5 \\ 0 & \text{für } j=1,2,3,6 \end{cases}$$

$$y_{5j} = \begin{cases} \text{Warte- und Umsteigezeit (min)} & \text{für } j=4,5 \\ 0 & \text{für } j=1,2,3,6 \end{cases}$$

$$y_{6j} = \begin{cases} s_1 \ln y_{1j} & \text{für } j=1 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \qquad \text{(Pkw-Spezifische Verfügbarkeitsvariable)}$$

$$y_{7j} = \begin{cases} s_2 & \text{für } j=2 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \qquad \text{(Fahrradspezifische Verfügbarkeitsvariable)}$$

$$y_{8j} = \begin{cases} s_3 & \text{für } j=3 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \qquad \text{(Mopedspezifische Verfügbarkeitsvariable)}$$

$$y_{9j} = \begin{cases} 1 & \text{für } j=4,5 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \qquad \text{(OeV-spezifische Konstante)}$$

In Tabelle 6.1 sind die Parameterschätzwerte $\hat{\alpha}_h$ sowie die Standardfehler $\hat{\sigma}_h$ (h=1, . . . ,9) dieser Schätzwerte zusammengestellt. Wie man sieht, steht mit Ausnahme der Variable y_8 (Mopedverfügbarkeit) die Signifikanz des Einflusses der Variablen außer Zweifel.

Tabelle 6.2: *Ergebnisse der Parameterschätzung*

Variable y_h		Ergebnisse der Parameterschätzung $\hat{\alpha}_h$	$\hat{\sigma}_h$	$\lvert\hat{\sigma}_h/\hat{\alpha}_h\rvert$
y_1	Fahrzeit	−0,0600	0,0093	0,1550
y_2	Fußwegzeit	−0,1192	0,0295	0,2475
y_3	Fußwegzeit (IV)	−0,3260	0,0946	0,2902
y_4	Fußwegzeit (OeV)	−0,1136	0,0234	0,2060
y_5	Wartezeit (OeV)	−0,0856	0,0288	0,3364
y_6	Pkw-Verfügbarkeit	1,0056	0,1800	0,1790
y_7	Fahrradverfügbarkeit	1,4348	0,3211	0,2238
y_8	Mopedverfügbarkeit	0,6689	0,5536	0,8276
y_9	OeV-Konstante	1,5057	0,9252	0,6145
Gütemaße:		$L^*(\hat{\alpha}) = -260{,}54$	$X^2 = 349{,}17$	(9 Fg)
		$L^*(0_9) = -435{,}13$	$\rho^2 =$ 0,40	
Beobachtungen:		N = 390		

Alle übrigen potentiellen Erklärungsvariablen wie z. B. Fahrkosten (out-of-pocket-costs), Stellung der Person im Haushalt und Beruf, Haushaltsgröße und interessanterweise auch Haushaltsbruttoeinkommen erwiesen sich demgegenüber als nichtsignifikant. Die Parameter der Erklärungsvariablen $y_1, \ldots, y_9$ haben alle das erwartete Vorzeichen (negativ für Zeitvariable, positiv für Verfügbarkeitsvariable). Ein Vergleich der Größenordnungen der Parameterschätzwerte liefert Aussagen über die individuelle Bewertung der verschiedenen Komponenten der Reisezeit.

Die Stabilität und Zuverlässigkeit der Parameterschätzungen wurde durch Analyse der Standardfehler sowie durch Berechnung von Schätzwerten auf der Basis von Teilstichproben untersucht. Es zeigte sich, daß die Parameter von Merkmalen der Servicegüte eine größere Stabilität aufweisen als die Parameter sozioökonomischer Variabler. Ferner zeigte sich, daß durch Erhöhung des Stichprobenumfangs über eine Zahl von 300 bis 400 Beobachtungen hinaus keine nennenswerten Genauigkeitsgewinne mehr möglich sind.

Ein Test der Anpassungsgüte erbrachte fast vollständige Übereinstimmung der berechneten $\hat{p}_j$-Werte mit den entsprechenden Verkehrsmittelanteilen in der Stichprobe. Bedeutungsvoller als dieser Vergleich ist jedoch ein Test der Prognosefähigkeit des Modells unter Verwendung aggregierter Inputdaten. Zu diesem Zweck wurden N'=137 Personen aus der Stichprobe entsprechend der Lage ihres Wohn- und Arbeitsplatzes je einer von 4 Quelle-Ziel-Paaren von Zonen zugeordnet. Für jede dieser vier Quelle-Ziel-Beziehungen wurde das Modell (6.1) zur Prognose der Verkehrsmittelanteile verwendet, wobei als y_{hj}-Werte die entsprechenden zonen- bzw. zonenpaarspezifischen Variablenmittelwerte eingesetzt wurden. Hierbei zeigte sich, daß eine vorherige Klassifizierung der Personen nach der Pkw-Verfügbarkeit zu deutlich besseren Ergebnissen führt als die direkte Anwendung der naiven Aggregationsmethode.

Neben der Verwendung als Prognoseinstrument im herkömmlichen Sinne bieten die disaggregierten verhaltensorientierten Modelle die Möglichkeit zur Entwicklung und/oder Bewertung verkehrspolitischer oder -planerischer Maßnahmen. In diesem Zusammenhang sind insbesondere die Merkmale der Servicegüte der einzelnen Systeme von Bedeutung, da vor allem diese im Gestaltungsbereich der Verkehrsplanung liegen. Die Sensitivität der Nachfrage gegenüber Änderungen dieser Variablen kommt in den Elastizitäten zum Ausdruck.

Im Fall der Verkehrsmittelwahl kann man für jede Quelle-Ziel-Beziehung im Planungsraum einen ganzen Satz von direkten Elastizitäten berechnen, indem man in der Formel (4.7) die Auswahlwahrscheinlichkeit $\hat{p}_j$ durch den in der Stichprobe ermittelten bzw. modellmäßig errechneten Verkehrsmittelanteil p_j ersetzt und anstelle der y_{kj} die entsprechenden Mittelwerte $\bar{y}_{kj}$ verwendet. Die in Tabelle 6.3 zusammengestellten Elasti-

Tabelle 6.3: *Elastizität der Nachfrage nach Verkehrsmitteln im Berufsverkehr.*
Gruppe: Erwerbstätige mit Pkw

Verkehrsmittel Alternative	Anteil	Variablenmittelwert (min)		Direkte Elastizität
Pkw	0,817	Fahrzeit	$\bar{y}_{11} = 24{,}0$	−0,26
		Fußwegzeit	$\bar{y}_{31} = 8{,}0$	−0,48
Fahrrad	0,045	Fahrzeit	$\bar{y}_{12} = 66{,}9$	−3,83
		Fußwegzeit	$\bar{y}_{32} = 5{,}8$	−1,81
Moped	0,111	Fahrzeit	$\bar{y}_{13} = 34{,}5$	−1,84
		Fußwegzeit	$\bar{y}_{33} = 5{,}8$	−0,31
Eisenbahn	0,010	Fahrzeit	$\bar{y}_{14} = 30{,}4$	−0,16
		Fußwegzeit	$\bar{y}_{44} = 30{,}8$	−0,90
Bus	0,017	Fahrzeit	$\bar{y}_{15} = 52{,}7$	−3,11
		Fußwegzeit	$\bar{y}_{45} = 21{,}0$	−6,72

zitäten zeigen, daß beispielsweise die Nachfrage nach der Verkehrsmittelalternative „Bus" in ganz besonderem Maße sensitiv gegenüber Änderungen der Variablen y_4 „Fußwegzeit zur und von der Haltestelle" ist. Der entsprechende Elastizitätswert $\eta = -6{,}72$ deutet darauf hin, daß insbesondere durch Maßnahmen, welche die Fußwegentfernung zu Bushaltestellen verringern (z. B. Erhöhung der Zahl der Haltestellen), eine positive Beeinflussung der Nachfrage nach diesem Verkehrsmittel möglich ist.

Die Nachfrageelastizitäten geben die relative Änderungen der Verkehrsmittelanteile aufgrund einer kleinen relativen Änderung der entsprechenden Einflußgröße, d. h. einen Trend in einem bestimmten Punkt an. Wenn durch planerische Maßnahmen gewisse Rahmenbedingungen (= Einflußgrößen) in größeren Ausmaß verändert werden, so müssen in jedem Fall die erwarteten Verkehrsmittelanteile neu berechnet werden, um die Wirksamkeit einer Maßnahme beurteilen zu können. In Tabelle 6.4 sind die erwarteten Auswirkungen von 7 verschiedenen Maßnahmen bzw. Maßnahmenkombinationen zusammengestellt. Wenn z. B. das wesentliche Ziel in der Reduktion der Pkw-Benutzung im Berufsverkehr bestehen würde, so wäre beispielsweise Maßnahme 4 (Erhöhung der Fußwegzeit zum und vom geparkten Pkw um 30 % durch Einführung entsprechender Parkrestriktionen) besonders wirksam: der erwartete Pkw-Anteil sinkt auf 60,6 % gegenüber 77,0 % im statusquo Fall. Daß Erwerbstätige mit Pkw unter diesen veränderten Bedingungen in soviel stärkerem Maße auf das Moped als auf den OeV „umsteigen", mag an den spezifischen Bedingungen der zugrunde liegenden Stichprobe liegen. In jedem Fall zeigt dieses Beispiel das breite Spektrum der Anwendungsmöglichkeiten von disaggregierten verhaltensorientierten Modellen zur Untersuchung von Modal-Split-Problemen.

Tabelle 6.4: *Auswirkungen alternativer Maßnahmen bzw. Maßnahmenkombinationen auf den Modal Split im Berufsverkehr. Gruppe: Erwerbstätige mit Pkw*

Maß-nahme Nr.	Veränderung (%) gegenüber Ist-Zustand					Erwarteter Verkehrsmittel-anteil (%) nach Maßnahme			
	Fahrzeit		Fußwegzeit		Warte-zeit	Fahrrad	Moped	Pkw	OeV
	y_1 (Pkw)	y_1 (OeV)	y_3 (Pkw)	y_4 (OeV)	y_5 (OeV)	(5,2)	(17,1)	(77,0)	(0,7)
1	−10					4,5	15,0	79,8	0,6
2	+10					5,9	19,4	74,0	0,8
3		−10				5,2	17,1	76,8	1,0
4			+30			8,9	29,3	60,6	1,2
5		−10	+30			8,8	29,2	60,4	1,6
6			+30	−10	−20	8,8	29,0	59,9	2,3
7			+30	−20	−20	8,7	28,7	59,4	3,2

6.3 *Beispiel 2: Ein vollständiges System disaggregierter Verkehrsmodelle*

Im Verlauf der bisherigen Entwicklung disaggregierter Modelle wurden diese auf viele verschiedene Aspekte der Verkehrsnachfrage angewendet. Die erste Anwendung eines vollständigen Systems disaggregierter Verkehrsmodelle erfolgte vor kurzem für den Planungsraum San Francisco, USA. Ausgangspunkt war eine hierarchische Gliederung der Gesamtheit aller verkehrsbezogener Entscheidungen in[27])

Stufe 1: Stadtentwicklungsentscheidungen
- Räumliche Verteilung der Arbeitsplätze
- Räumliche Verteilung der Wohnungen

Stufe 2: Mobilitätsentscheidungen der Haushalte
- Wohnortwahl
- Anzahl Erwerbstätige
- Häufigkeit von Arbeitsfahrten
- Arbeitsplatzwahl
- Pkw-Besitz
- Verkehrsmittel für Arbeitsfahrt

Stufe 3: Verkehrsverhaltensentscheidungen der Haushalte
- Häufigkeit, Ziel und Verkehrsmittel für Nichtarbeitsfahrten (ohne Schulfahrten)
- Tageszeit und Route für alle Fahrten (ohne Schulfahrten)

Zur Prognose der Entwicklungsentscheidungen der Stufe 1 wurde das bekannte Stadtentwicklungsmodell PLUM (Projective Land Use Model) benutzt. Dieses Modell lieferte zugleich die räumliche Verteilung der Haushalte und deren Schichtung nach der Zahl der Erwerbstätigen. Zur Prognose der übrigen Mobilitätsentscheidungen der Stufe 2 wurde zunächst eine Unterscheidung zwischen Erwerbstätigen- und Nichterwerbstätigenhaushalten vorgenommen. Während für den letztgenannten Haushaltstyp lediglich ein logistisches Modell zur Prognose der Anzahl Pkw pro Haushalt entwickelt wurde, mußte für die Erwerbstätigenhaushalte je ein Modell zur Prognose von Häufigkeit, Ziel und Verkehrsmittel für wohnungsbezogene Arbeitsfahrten (getrennt nach Haupterwerbstätigen und übrigen Erwerbstätigen) kalibriert werden. Die Verkehrsverhaltensentscheidungen der Stufe 3 wurden mit Hilfe von insgesamt sechs Submodellen prognostiziert: Häufigkeit wohnungsbezogener Einkaufs- und Freizeitfahrten, Ziel- und Verkehrsmittelwahl für wohnungsbezogene Einkaufs- und Freizeitfahrten, Häufigkeit und Quelle-Ziel-Wahl für nichtwohnungsbezogene Einkaufs- und Freizeitfahrten, Pkw-Besetzungsgrad, tageszeitliche Verteilung, Routenwahl. Diese Teilmodelle der Mobilitäts- und Verhaltensentscheidungen sind untereinander sowohl durch die logische Abfolge und den Datenfluß verbunden als auch durch die Verwendung von Variablen, welche den Charakter von Erreichbarkeitsindizes haben.

Zur praktischen Anwendung dieser Modelle wurden zwei verschiedene Computerprogrammsysteme entwickelt. Das erste Programmsystem liefert detaillierte Netzberechnungen sowohl für kurzfristige als auch langfristige Prognosen und stellt somit eine echte Alternative zu den traditionellen Verfahren der Verkehrsplanung und -prognose dar.

27) *Ruiter, E. R.* und *Ben-Akiva, M.*, The development of a complete system of disaggregate travel demand models, 1977, noch nicht veröffentlicht.

Das zweite Programmsystem hat demgegenüber die Aufgabe, die kurzfristigen Konsequenzen von grob definierten verkehrsplanerischen und/oder verkehrspolitischen Maßnahmen zu analysieren. All dies macht deutlich, daß disaggregierte verhaltensorientierte Verkehrsmodelle inzwischen zu voll anwendbaren Instrumenten der Verkehrsplanung geworden sind.

VII. Schlußbemerkungen

Mit der vorliegenden Arbeit wurde versucht, einen Überblick über den gegenwärtigen Entwicklungsstand disaggregierter verhaltensorientierter Verkehrsmodelle zu geben. Die bisherigen Erfahrungen bei praktischen Anwendungen solcher Modelle sind vielversprechend und lassen erwarten, daß mit ihrer Hilfe viele Schwächen und Unzulänglichkeiten herkömmlicher Verkehrsplanungs- und -prognosemethoden überwunden werden können. Trotzdem bleibt festzustellen, daß noch immer eine ganze Reihe z. T. recht wichtiger Fragen bisher nicht oder nur unzureichend beantwortet sind.

Als ein Schwerpunkt des zukünftigen Forschungsprogramms ist die Überwindung der weitgehend isolierten Betrachtung einzelner Teilaspekte des individuellen Verkehrsverhaltens zu sehen. Es ist vielmehr ein umfassenderes Modell anzustreben, welches das Verhalten im Personenverkehr aus dem täglichen Aktivitätenmuster der Individuen heraus erklärt. In diesem Zusammenhang spielen vor allem Fragen der Aufteilung des individuellen täglichen Zeitbudgets und der Modellierung von Fahrtenketten (Folge von Fahrten ohne dazwischengeschobene Rückkehr zur Wohnung) eine Rolle. Angesichts des vergleichsweise hohen Informationsbedarfs zur Schätzung der Parameter verhaltensorientierter Modelle ist es weiterhin notwendig, nach effizienteren Stichprobenverfahren zu suchen. Bisher ist das logistische Modell der einzige praktisch erprobte mehrdimensionale Ansatz. Es ist also naheliegend, auch andere mögliche Modelltypen auf ihre Brauchbarkeit hin zu untersuchen. Im Hinblick auf die praktische Anwendung disaggregierter verhaltensorientierter Modelle ist es außerdem notwendig, die mit der geeigneten Modellstruktur zusammenhängenden Probleme sowie das Aggregationsproblem gründlicher als bisher zu analysieren.

Summary

In German speaking countries relatively little attention has been paid to disaggregate behavioural travel demand models in the past. Therefore, this article primarily intends to draw attention to this type of transport model. For this purpose a rather general behavioural travel demand model is presented first. The next section is devoted to specification problems in connection with behavioural demand models. Subsequently, the n-dimensional logit model is discussed in some detail. Additionally, the paper treats structural issues and aggregation problems. Finally, two instructive examples of successful practical applications of disaggregate behavioural travel demand models are cited.

Résumé

Dans les pays de langue allemande, peu d'attention a été accordée par le passé aux modèles comportementaux désagrégés de besoins en transport. C'est pourquoi le but primordial de cet article est d'attirer l'attention sur ce type de modèle de transport. A cet effet, on y présente en premier lieu un modèle comportemental général de besoins en transport. La partie suivante est dédiée à des problèmes de spécification en relation avec des modèles comportementaux de besoins en transport. Après quoi, le modèle logistique à n dimensions fait l'objet d'une discussion en détails. En outre, le présent article traite de résultats structurels et de problèmes d'agrégation. En dernier lieu, sont cités deux exemples instructifs d'application pratique réussie de modèles comportementaux désagrégés de besoin en transport.

Zur Monetarisierung von Wirksamkeiten im Rahmen von Kosten-Wirksamkeits-Analysen

VON DR. RER. POL. WERNER HORSMANN, BREMERHAVEN
UND DIPL.-ING. GOTTFRIED ILGMANN, HAMBURG

I. Problemstellung

Zur Entscheidungsvorbereitung für komplexe Projekte werden im Rahmen von Nutzen-Kosten-Untersuchungen (NKU) folgende Methodiken anerkannt und eingesetzt[1]):

- Kosten-Nutzen-Analysen (KNA),
- Kosten-Wirksamkeits-Analysen (KWA),
- Nutzwertanalysen in engerem Sinne (NWA).

Das Nebeneinander der Methodiken ist begründet in der Tatsache, daß bisher noch kein Instrumentarium entwickelt werden konnte, das eine adäquate Einbeziehung jeweils aller Effekte ermöglicht, die durch die Entscheidung für eine der zu beurteilenden Projektalternativen ausgelöst werden. Aus diesem Grunde weisen die Methodiken jeweils spezifische Begrenzungen im Hinblick auf ihre Ordnungsfähigkeit von Alternativen bezüglich deren Vorziehenswürdigkeit auf[2]). Wohl nicht zuletzt aus diesem Grund sind Nutzen-Kosten-Untersuchungen zwar obligatorisch für Maßnahmen von erheblicher Bedeutung bei öffentlichen Investitionen gemäß § 7 Abs. 2 BHO, die dabei anzuwendende Methodik aber ist nicht eindeutig auf eine der oben genannten Arten festgelegt.

Investitionen im Verkehrsbereich, insbesondere im Bereich von Verkehrsinfrastrukturen, fallen nahezu stets in den Kreis von Maßnahmen, für die eine NKU obligatorisch ist. Gerade wegen des Umfangs der Mittel, über deren Allokation hier entschieden wird, ist es unabdingbar, eine Methodik zu verwenden, die nicht bereits von vornherein als problematisch anzusehen ist. Durch die Notwendigkeit, erkennbar fragwürdige Entscheidungsvorbereitung zu vermeiden, wurden die folgenden Überlegungen veranlaßt.

Als wesentliche Begrenzung der Kosten-Wirksamkeits-Analyse (KWA) wird es angesehen, daß die ermittelten Kosten und Wirksamkeiten jeder Alternative im Ergebnis einander unvergleichbar gegenüberstehen[3]) und daher in bestimmten Fällen – ohne

Anschrift der Verfasser:
Dr. rer. pol. Werner Horsmann, Hochschule Bremerhaven Studiengang Transportwesen, Columbusstraße 21, 2850 Bremerhaven
Dipl.-Ing. Gottfried Ilgmann, SNV Studiengesellschaft Nahverkehr mbH, Lokstedter Weg 24, 2000 Hamburg 20

1) Vgl. z. B. *Arnold, V.*, Methoden der Entscheidungsfindung bei staatlichen Allokationsaktivitäten – ein kritischer Vergleich, in: Finanzarchiv 1975, S. 418–434.

2) *Ebenda*, S. 432 f. sowie *Cerwenka, P.*, Probleme der Bewertung und der Wertsynthese bei der Anwendung von Nutzen-Kosten-Untersuchungen, in: Zeitschrift für Verkehrswissenschaft 1976, S. 222–235.

3) Vgl. *Funck, R. et al.*, 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 1976, S. 142.