Forschungsauftrag des Bundesministers für Verkehr

FENr.: 60307/92

Entwicklung eines gekoppelten Verkehrserzeugungs- und -verteilungsmodells für den Personenfernverkehr

Marc Gaudry[1]
Benedikt Mandel[2]
Werner Rothengatter[3]

Oktober 1994

[1]Centre de recherche sur les transports, Universität Montreal, Kanada
[2]MKmetric – Gesellschaft für Systemplanung mbH, Karlsruhe
[3]Institut für Wirtschaftsforschung und Wirtschaftspolitik, Universität Karlsruhe (TH)

Zusammenfassung

In dieser Arbeit wird ein Verfahren aus der Familie der autoregressiven, benachbarten und verteilten Prozesse (AR-C-D) dazu verwendet, räumliche Konkurrenz in Verkehrsnachfragemodelle zu integrieren. Diese Modelle entsprechen grundsätzlich dem Axiom der Unabhängigkeit von irrelevanten Alternativen (Luces' IIA-Axiom), da jeder Strom von i nach j lediglich aus dem Transportangebot zwischen bzw. den sozioökonomischen Werten von i und j erklärt wird.

Für jede Form der Korrelation wird ein Lagegunstparameter π eingeführt, der den Einfluß naher und ferner Nachbarn im Raum beschreibt. Das Verfahren identifiziert relevante konkurrierende (oder komplementäre) Quelle-Ziel-Beziehungen, um sphärisch verteilte Residuen (Differenzen zwischen beobachteten und theoretischen Werten) zu erhalten.

Getestet werden repräsentative Reisendenströme für Kanada und Deutschland auf die sphärisch verteilten Residuenstrukturen mit unterschiedlichen Einflußmatrizen. Reine Distanzmatrizen spiegeln eine natürliche Ordnung wider, andere Matrizen basieren auf Analysen des Analytikers, d.h. direkt geordneter Daten.

Die Schätzung der Parameter erfolgt unbeschränkt und gemeinsam mit der Heteroskedastizität sowie der funktionalen Form der Erzeugungs-/Verteilungsmodelle. Da diese Modelle in einem quasi-direkten Format (QDF) vorliegen, machen es die vordefinierten Verkehrsträgerwahlmodelle möglich verkehrsträgerspezifische Nachfrageelastizitäten aus dem Produkt von Gesamtnachfrage und verkehrsträgerspezifischen Anteilen herzuleiten.

Aus den Regressionsergebnissen werden systematische Informationen herausgefiltert, um Modellfehler zu korrigieren. Dabei ist es wichtig, ob die statistischen und ökonomischen Ergebnisse, wie z.B. die Nachfrageelastizitaeten, auf einer vorgegebenen multiplikativen oder einer optimierten Modellform basieren.

Stichworte:

Generelle Autokorrelation, räumliche Autokorrelation, Heteroskedastizität, Box-Cox-Transformation, Verteilungsdelta, R-Koyck-Delta, i natuerliche Ordnung, reglementierte Ordnung, AR-C-D-Verfahren, Intercity, Gesamtnachfrage, Modalwahl, Erzeugung-Verteilung, Kanada, Bundesrepublik

Deutschland, Elastizität, räumliche Konkurrenz, Residuenstruktur, Prognose, Modelle, Verkehr.

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis

Tabellenverzeichnis

Kapitel 1

Einführung

Die stark zunehmende Verkehrsnachfrage, aufgrund zunehmender Wirtschaftsverflechtung und der Öffnung der Grenzen zu Mittel- und Osteuropa, sowie die Integration der neuen Bundesländer erfordern in den kommenden Jahren hohe Infrastrukturinvestitionen des Bundes. In Anbetracht der Gesamtsituation erscheint es geboten, möglichst zuverlässige Prognosen zu den Wirkungen von Einzelprojekten und verkehrspolitischen Maßnahmen durchzuführen. Daher ist es erforderlich maßnahmensensitive Verfahren zur Abschätzung der Reaktion der Verkehrsnachfrage auf veränderte Angebotsbedingungen zu entwickeln und somit eine Entscheidungsbasis zu schaffen, die es zuläßt, die Dringlichkeit von Investitionen sowie deren Wirtschaftlichkeit zu beurteilen.

1.1 Verkehrsprognose

Der Ablauf einer Verkehrsprognose kann durch vier aufeinander aufbauende Teilmodelle beschrieben werden, die sich jeweils als Einzelmodell oder aneinandergekoppelt formulieren lassen:

Verkehrserzeugung
: Ermittlung des entstehenden und endenden Verkehrs in einer Region pro Zeiteinheit.

Verkehrsverteilung
: Aufgliederung des in einer Quellregion entstehenden Verkehrs nach verschiedenen Zielregionen, was die Bestimmung der Verkehrsflüsse zwischen Quell- und Zielregionen darstellt.

Verkehrsmittelwahl (Modal Split)
Aufspaltung des Verkehrsflusses einer Quell-Ziel-Beziehung (Relation) auf die einzelnen Verkehrsträger (z.B. Schiene, Straße, Luft) oder Verkehrsmittel (z.B. Bus, Bahn, Pkw, Flugzeug).

Verkehrsumlegung
Belastung der Strecken der einzelnen Verkehrsträgernetze mit den Modalwahlanteilen der Relationen.

Die Planung von Verkehrswegen läßt sich hierdurch vereinfachend in vier aufeinander folgenden Stufen bearbeiten. Die erste Stufe umfaßt die Ermittlung des Verkehrsaufkommens eines Planungsraumes (Reisendenpotential) und die zweite dient der Prognose der Verkehrsverteilung im Raum (Verkehrsflußbestimmung, Verteilung des Reisendenpotential auf Reiseziele). Im dritten Schritt wird der Verkehrsfluß auf die einzelnen Verkehrsmittel/-träger (hier: Straße, Schiene, Luft) aufgeteilt (Modal Split) und im letzten Schritt werden die Verkehrsträgernetze mit den errechneten Verkehrsflußanteilen „belastet“ (Verkehrsumlegung). Einer sukzessiven bzw. statischen Abarbeitung dieser vier Stufen steht die komplexe Wirkungsweise von infrastrukturellen und/oder ordnungspolitischen Maßnahmen auf das Konsumentenverhalten entgegen und wirft die Frage nach einer rückgekoppelten bzw. verschachtelten Behandlung der Verkehrswegeproblematik auf.

Die Erfassung der Nachfragereaktion auf ein verändertes Angebot stellt bei der Planung von Verkehrswegen einen der wichtigsten Problembereiche dar. Dabei sind die Wechselbeziehungen zwischen den Verkehrsträgern sowie der Umfang der geplanten Angebotsänderung von entscheidender Bedeutung. So können einerseits verkehrsträgerübergreifende Auswirkungen zu einer Verlagerung des Verkehrs führen und andererseits angebotsbedingt veränderte Erreichbarkeiten Einfluß auf die Verteilung des Verkehrs in Form einer veränderte Zielwahl haben. Desweiteren können sich Veränderungen in der Angebotsstruktur auch auf das Verkehrsaufkommen auswirken. Durch diese Wirkungszusammenhänge ist das rückgekoppelte Ineinandergreifen der vier Einzelmodelle bei der Gegenüberstellung verschiedener Planfälle (Szenarien) zur Beurteilung von Infrastrukturinvestitionen und ordnungspolitischer Maßnahmen von entscheidender Bedeutung. Damit finden die nachfolgend aufgeführten Nachfragewirkungen auf eine veränderte Angebotsstruktur Eingang in den Verkehrswegeplanungsprozeß:

- Veränderungen der Fahrtenzahl,
- Veränderungen in der Zielwahl,

- Veränderungen in der Wahl der Verkehrsmittel und
- Veränderungen in der Wegewahl.

Die hieraus resultierende Prognosephilosophie beruht auf dem Systemgedanken, d.h. möglichst alle Aktivitäten im Personenfernverkehr in einem geschlossenen System von Einflußfaktoren zu erklären, so daß das Gesamtsystem immer konsistent dargestellt ist und keine Verkehrsaktivität unerklärt verschwindet oder unerklärt hinzukommt. Die Veränderungen der Verkehrsaktivität (wie Verkehrsverlagerungen, Sogwirkungen, etc.) lassen sich damit aus dem Systemzusammenhang ableiten.

Neben den verkehrsträgerspezifischen Angebotscharakteristika gehen auch sozioökonomische, technologische und politische Einflußgrößen sowie Aspekte der Raumordnung in die Verkehrsplanung ein. Zusammen mit den Verkehrsträgernetzen bilden diese – von den vier Stufen der Verkehrswegeplanung aus gesehen – exogenen Einflußgrößen den Rahmen innerhalb dessen die Auswirkungen von infrastrukturellen und ordnungspolitischen Maßnahmen untersucht werden. Eine Veränderung dieser exogenen Faktoren kann deshalb in erheblichem Maße Verkehrsprognosen beeinflußen, da die Möglichkeit besteht, daß das Mengengerüst (z.B. Verkehrsströme zwischen Quellen und Zielen) in Struktur oder Volumen variiert wird. Damit ist eine Modifikation des die Prognose umgebenden Rahmens nicht ausgeschlossen, was wiederum Auswirkungen auf die Reaktion der Nachfrage hätte. Aus diesem Grunde werden zumeist mehrere Szenarien mit unterschiedlichen exogenen Größen formuliert, um einen 'Prognosekorridor' aufspannen zu können. Dabei umfassen die in den Szenarien definierten Einflußfaktoren

- die Entwicklung der Bevölkerung und der Wirtschaft,
- die Entwicklung der Technologie, der Infrastruktur und der Motorisierung,
- die Entwicklung der Siedlungsstruktur und der Flächennutzung sowie
- die politischen Rahmenbedingungen.

Der Einfluß der Faktoren auf die Verkehrsaktivitäten wird mit Hilfe der vier oben beschriebenen Modelle erfaßt, die an Befragungs- und Beobachtungsdaten (Beispiele: KONTIV-, KONTIFERN-, Mobilität-Befragung, Ticket- und Coupondaten, Querschnittszählungen, Reisendenbefragungen, Grenzzählungen) „geeicht“ werden. Da einige Daten kontinuierlich erhoben werden, ist bei der Modellerzeugung eine Zeitreihenanalyse möglich, die eine

Beobachtung und Aufnahme langfristig wirkender Entwicklungskomponenten über die Zeit erlaubt.

Zur Darstellung der Verflechtungen im MK-Verkehrsmodell für die Bundesrepublik dienen 443 Verkehrszellen (Regionen, 360 für das Bundesgebiet, 83 für das Ausland). Durch die Abbildung der Netze des Schienen-, Straßen- und Luftverkehrs kann somit jede Reiseentscheidung modellhaft nachvollzogen werden. Ferner ist die Untersuchung und Darstellung von verkehrsträgerspezifischen sowie verkehrsträgerübergreifenden Synergieeffekten möglich.

Auch in der Bundesverkehrswegeplanung (BVWP) wird das dargestellte Prognoseprinzip verwendet, so daß unsere MK-Modellergebnisse auch in den Datenrahmen von BVWP-Prognosen einzubetten sind. So lassen sich aus der BVWP problemlos sozioökonomische Daten (wie z.B. die Bevölkerungs- und Einkommensentwicklung, etc.) oder komplette Verkehrsstrommatrizen übernehmen, auf deren Basis anschließend Verkehrsprognosen mit Teilmodellen durchgeführt werden können.

1.2 Verkehrsumlegung

Für die Untersuchung der Veränderungen der Wegewahl stehen wissenschaftlich gut abgestützte Verfahren zur Verfügung. Diese Verfahren bestehen aus Algorithmen, die den „kürzesten Weg“ in einem Verkehrsträgernetz bestimmen. Unter der Annahme, daß ein Reisender möglichst kurze Reisezeiten favorisiert, dient als Entscheidungskriterium zumeist die Fahrzeit von einer Quelle zum Ziel, die es zu optimieren, d.h. minimieren, gilt. Prinzipiell kann auch nach dem kostengünstigsten Weg gesucht oder eine sogenannte 'generalized cost'-Funktion, die z.B. eine Mischung aus Zeit- und Kostenfaktoren darstellt, verwendet werden. Um die verkehrsträgerspezifischen Problembereiche – Umsteigevorgänge, 'minimum-connecting'-Zeiten, Tank- und Regenerationszeiten – zu berücksichtigen, sind Modifikationen dieser Standardverfahren notwendig, angemessene Formulierungen der Algorithmen liegen aber schon vor (vgl. Mandel [19])[1].

Die Wegewahlproblematik[2], die bei der Einführung von streckenabhängigen Benutzungskosten (z.B. Autobahngebühren) im Bereich des Verkehrsträgers

[1] Die Anwendung von originären 'Kürzeste Wege'-Algorithmen ist ebenfalls möglich, wobei jedoch darauf zu achten ist, daß die rechnerinterne Netzrepräsentation bereits alle verkehrsträgerspezifischen Probleme umfaßt (Last und Mandel [15])

[2] Die Bestimmung der Widerstandsgrößen entlang eines gewählten kürzesten Weges erfolgt algorithmisch. Daher ist die Gebühren- bzw. Tarifgestaltung entweder zu simulieren oder fix vorzugeben.

Straße auftritt, kann durch die Standardverfahren nicht ohne die explizite Bestimmung bzw. Schätzung einer 'generalized cost'-Funktion und einer Gebühren- bzw. Preisstruktur gelöst werden. Desweiteren ist eine Verknüpfung der Verkehrsumlegung mit den anderen drei Stufen des Verkehrsplanungsprozesses aufgrund der komplexen Wirkungsweise dieser Maßnahmen unabdingbar. So bewirkt z.B. die Einführung einer kilometerabhängigen Straßenbenutzungsgebühr (Maut), bezogen auf den individuellen Verkehrsteilnehmer bei der Benutzung dieser Mautstrecken , eine Erhöhung der empfundenen PKW-Reisekosten. Damit sind Verhaltensänderungen wie z.B. hinsichtlich der Wegewahl – vgl. Abbildung 1.1 – zu erwarten.

Abbildung 1.1: Auswirkungen streckenabhängiger Benutzungsgebühren auf die vier Stufen des Verkehrsplanungsprozesses (nach Eberhard, Mandel und Rothengatter [7])

Neben der Beeinflussung des zeitlichen und räumlichen Konsumverhaltens ergeben sich auch individuelle Veränderungen in der Aufteilung des Haushaltsbudgets. Durch die räumlichen, zeitlichen und modalen Änderungen der Nachfragestruktur sowie Umschichtungen und Substitutionen können alle Lebensbereiche betroffen werden, was sich in einer Veränderung der Attraktivität von Regionen und Standorten für Wohnzwecke sowie Industrie und Handel auswirkt. Solche Maßnahmen können daher die in vielen Modellen als Rahmendaten exogen vorgegebenen Größen beeinflußen.

1.3 Verkehrsmittelwahl

Für die Abbildung der Verkehrsmittelwahl innerhalb des beschriebenen Systemansatzes stehen ebenfalls wissenschaftlich gut abgestützte multimodale Verfahren zur Verfügung. Bei den vorwiegend verwendeten disaggregierten Verfahren handelt es sich um Modelle, die auf dem Verhaltensansatz beruhen. Dieser baut auf dem klassischen multinomialen Logit-Ansatz auf, dem zumeist ein linear-additives Nutzenmodell zugrunde liegt, das den Nutzen eines Individuums oder einer verhaltenshomogenen Gruppe von Individuen in der Form einer gewichteten Summe von Merkmalen des Individuums oder der Reisegruppe und Attraktivitätsmerkmalen der Verkehrsträger beschreibt.

Die Bestimmung der Gewichtungsfaktoren wird mittels des Maximum-Likelihood-Verfahrens durchgeführt. Als empirische Grundlage dienen Stichprobenerhebungen, wie z.B. die vom Bundesminister für Verkehr in Auftrag gegebene KONTIFERN'79/80- oder Mobilität'91-Befragung. Diese Daten werden um die auf einzelne Reisen bezogenen Charakteristika aller Verkehrsträger ergänzt, was mit der Hilfe von Modellierungen der Verkehrsträgernetze für die jeweiligen Bezugsjahre und der Wegewahlmodelle erfolgt.

Die Wahl eines Verkehrsmittels wird in Form einer stochastischen Größe ausgedrückt, wobei die Wahrscheinlichkeit dafür, daß ein 'Individuum'[3] eine gegebene Alternative wählt, eine Funktion seiner sozioökonomischen Charakteristika und der relativen Attraktivität der Alternativen ist. Unter der Annahme, daß es sich bei dem 'Individuum' um einen 'homo oeconomicus' handelt, fällt seine Wahl auf die Alternative, die ihm, bezogen auf seine individuellen Bedingungen, den größten möglichen Nutzen verspricht (Nutzenmaximierung).

Die Nutzenwerte basieren auf einem Vergleich und einer individuellen Be-

[3]Unter Individuum lassen sich sowohl Einzelreisende (disaggregiert) als auch verhaltenshomogene Gruppen (aggregiert) verstehen.

wertung verschiedener Angebotsmerkmale, welche die Attraktivität der Alternativen beschreiben. Im Fall einer diskreten Wahlentscheidung zwischen verschiedenen Verkehrsträgern, die für eine Reise zur Verfügung stehen, lassen sich die Alternativen z.B. durch die anfallenden Kosten, den Zeitaufwand sowie die Umsteigevorgänge bei Zugwechsel, der Bedienungsfrequenz oder den Zubringerzeiten zu den Flughäfen charakterisieren. Neben den Merkmalen des Verkehrsangebots spielen die sozioökonomischen Charakteristika des 'Individuums', wie z.B. Einkommen, Alter, Geschlecht sowie reisezweckspezifische Charakteristika wie Geschäfts-, Privat-, Urlaubsreise etc. eine große Rolle. Der relative Einfluß der sozioökonomischen und reisezweckspezifischen Merkmale auf die Wahlentscheidung wird durch entsprechende Parameter ebenfalls in das Verkehrsmittelwahlmodell aufgenommen. Für die Berechnung der Nutzenwerte ist für jede Alternative eine Funktion zu formulieren, deren prinzipielle Struktur so zu wählen ist, daß ihr Kurvenverlauf alle Wahlkombinationen abbildet, in denen sich das 'Individuum' bei konstantem Nutzenwert indifferent verhält.

Zum Zweck der Interpretation kann die logarithmische Form des Logit-Ansatzes verstanden werden als das Verhältnis zwischen dem erwarteten Wert des maximalen Nutzen des Konsumenten aus einem Verkehrsträger und dem erwarteten Wert des maximalen Nutzen des Konsumenten über alle ihm zur Verfügung stehenden Verkehrsträger.

Anzumerken bleibt jedoch, daß es nicht möglich ist ein diskretes Wahlmodell zu spezifizieren und zu schätzen, welches die getroffenen Wahlentscheidungen aller Individuen exakt abbildet, da die Nutzenwerte nicht vollständig bekannt sind und mit der Schätzung Unsicherheiten verbundenen sind. Diese resultieren aus:

- der Qualität des empirischen Materials,
- möglichen Meßfehlern oder instrumentellen Abbildungsungenauigkeiten in den Netzen,
- unvollständiger Spezifikation der Schätzfunktion und
- Änderungen der Verhaltensweisen in der Zeit, die nur durch Zeitreihen – aber nicht durch Querschnittsbetrachtungen – zu beschreiben sind.

Auf Grundlage dieser Überlegungen läßt sich die Nutzenfunktion einer Alternative als Summe einer systematischen (beobachtbaren) und einer stochastischen (zufallsbedingten) Komponente ausdrücken, wobei letztere den

Fehlerterm (Residuum) repräsentiert, der im optimalen Falle zu einem 'weißen Rauschen'[4] zu reduzieren ist und die höchste erreichbare Modellgüte darstellt. Um den Fehlerterm zu minimieren bzw. die Modellgüte, d.h. die Abbildung der Beobachtungsdaten durch das geschätzte Prognosemodell, zu erhöhen, wird zumeist eine externe Transformation der Charakteristika (auch Variablen genannt) oder eine Segmentierung der Beobachtungsdaten vorgenommen. Bei der externen Transformation findet vor der Modellschätzung eine logarithmische, quadratische oder sonstige mathematische Umformung der beobachteten Variablenwerte statt, die die Variablen in eine vom Modellentwickler vorgegebene Form zwingt. Die Segmentation basiert auf dem Grundgedanken möglichst verhaltenshomogene Verbrauchergruppen zu bilden und für jede dieser Gruppen ein eigenes Modell zu generieren. Hierdurch wird versucht auch außerhalb des stark vertretenen Mittelbereiches der Beobachtungen, d.h. für Randgruppen, eine hohe Abbildungsgenauigkeit zu erreichen. Das Problem besteht dabei einerseits in der Definition der Segmente und andererseits in der aufwendigen Anwendung zu Prognosezwecken (10 Segmente bedeutet beispielsweise 10 Modelle bzw. 10 Prognosen).

Trotz dieser Bestrebungen zur Erhöhung der Güte (Abbildungsgenauigkeit) dieses prinzipiellen Modellansatzes, weist das beschriebene Modalwahlmodell – das die Wahrscheinlichkeit für die Wahl einer Alternativen eines sich nach dem Prinzip der Nutzenmaximierung verhaltenden Individuums auf Basis eines klassischen linearen multinomialen Logit-Ansatzes berechnet – einige Eigenschaften auf, die sich restriktiv auf die Interpretation niederschlagen und bei der Bearbeitung der komplexen Problemstellungen der Verkehrswegeplanung zu unrealistischen Ergebnissen führen, wie z.B.

1. die Annahme identischer Kreuzelastizitäten der Nachfrage: Sie implizieren, daß der Bau eines Fahrradweges zwischen zwei Städten den gleichen Prozentsatz von Reisenden der Verkehrsträger Schiene, Straße und Luft anzieht;

2. die Annahme identischer 'values of time' über alle Verkehrsträger: Dies hat zur Folge, daß ein durchschnittlicher Flugreisender der Reisezeit den gleichen monetären Wert beimißt wie ein durchschnittlicher Bahnreisender;

3. die Annahme der Linearität von Variablen und resultierend daraus die Verwendung linearer Nutzenfunktionen: Dies entspricht einer den Daten aufgezwungenen Philosophie, die zu einer Fehlschätzung der ver-

[4] Weißes Rauschen ('white noise'): Das Residuum besteht aus einem rein stochastischen Term, d.h. sein Erwartungswert ist Null und seine Varianz ist konstant (homoskedastisch).

kehrsträgerspezifischen Koeffizienten der Regressionskonstanten sowie der verkehrsträgerübergreifenden Variablen führt und daher die Abbildungseigenschaften des Modells erheblich einschränkt bzw. die Modellgüte reduziert;

4. der S-förmige (sigmoide), zum Wendepunkt symmetrische Verlauf der Reaktionskurve: Er impliziert, daß ein asymmetrisches Verhalten der Konsumenten nicht darstellbar ist. Somit können Schwellenwerte, ab denen Reisende plötzlich verstärkt auf eine Angebotsänderung reagieren, nicht analysiert bzw. entdeckt werden;

5. die auf der Differenz zwischen Transportbedingungen beruhende Wahlentscheidung der Reisenden ist unabhängig vom Niveau des angebotenen Service: Das bedeutet, daß eine Verkürzung der Reisezeit um 20 Minuten die gleichen Auswirkungen auf das Wahlverhalten hat, unabhängig davon ob es sich um eine Fahrt von 40 oder 400 Minuten handelt. Entsprechend gilt dies auch für Preisänderungen, so ruft z.B. die Erhöhung eines Bahntickets um DM 10,– den gleichen Effekt hervor wie die Erhöhung eines Flugtickets um DM 10,–;

6. die Funktionskurve der Wahrscheinlichkeit nähert sich asymptotisch dem Wert Eins bzw. Null an, wenn die Nutzenfunktion und/oder die Variable gegen $+\infty$ bzw. $-\infty$ strebt. Hierdurch ist es nicht möglich, Spezifikationsfehler, Informationsdefizite sowie Mindest- und/oder Maximalkonsumgrenzen, die weitgehend unabhängig z.B. von der Reisezeit und/oder -kosten sind, zu erfassen. Letzteres umfaßt auch die Annahme, daß eine oder mehrere Verkehrsmittelalternativen einen gewissen Grundanteil an der Gesamtnachfrage aufweisen ('captivity': Gebundenheit an einen Verkehrsträger). Einem Reisenden, der keinen Führerschein und kein PKW besitzt steht in der Regel für längere Fahrten das Verkehrsmittel Auto nicht zur Verfügung, er ist somit an die Verkehrsträger Schiene und Luft gebunden. Ein a priori Verzicht auf diese analytische Komponente kann zu Über- oder Unterschätzungen der Parameterwerte und somit auch der Wahlwahrscheinlichkeiten führen.

Bis auf die letzte Einschränkung lassen sich die anderen genannten Restriktionen mit Hilfe der Box-Cox-Transformation [5] von strikt positiven Variablen lösen. Die Grundidee basiert dabei auf der gleichzeitigen Schätzung von Gewichtungsparameter und Exponenten, so daß die Daten ungehindert die Gestalt der Funktion bestimmen können, ohne dabei durch exogen vorgegebene mathematische Formen oder Transformationen behindert zu werden. Hierdurch kann die Funktion eine additive oder eine multiplikative Form annehmen. Mit Hilfe dieses nichtlinearen Ansatzes wird nicht nur eine verbesserte Schätzbasis, sondern auch ein erweiterter Interpretationsspielraum geschaffen. Eine ausführliche Beschreibung der Modelleigenschaften und der daraus resultierenden Interpretationsvorteile findet sich in MANDEL, GAUDRY UND ROTHENGATTER [21].

Um auch die zuletzt genannte Restriktion, die Gebundenheit von Reisenden an einen Verkehrsträger, erfassen zu können, ist die Einführung eines weiteren Parameters notwendig, der den asymptotischen Verlauf der Funktion beeinflußt. Wird anstatt der Box-Cox-Transformation zum Beispiel eine Box-Tukey-[5] [25] oder Inverse-Power-Transformation [9] der strikt positiven Variablen vorgenommen, so kann sich die Funktionskurve der Wahrscheinlichkeit asymptotisch jeweils einem beliebigen Wert zwischen Eins und Null annähern, wenn die Nutzenfunktion und/oder die Variable gegen $+\infty$ bzw. $-\infty$ strebt. Auch hier werden die Gewichtungsparameter, Exponenten sowie 'captivity'-Parameter gleichzeitig geschätzt und die Funktionsform nicht durch eine vorgegebene Philosophie restringiert.

Das am Institut für Wirtschaftspolitik und Wirtschaftsforschung (IWW) der Universität Karlsruhe (TH) und dem Centre de Recherche sur les Transports (C.R.T.) der Universität Montreal, Kanada, entwickelte MK-Modalwahlmodell berücksichtigt bereits die aufgezeigten methodischen Verbesserungen (vgl. MANDEL [19]). Die zu Anfang genannten verkehrsträgerübergreifenden Auswirkungen von Angebotsänderungen sowie hieraus resultierenden Verlagerungseffekte des Verkehrs lassen sich somit problemlos abbilden. Die Verknüpfung der Verkehrsumlegung und der Verkehrsmittelwahl ist gewährleistet, so daß auch die durch eine Belastung der Verkehrsträgernetze hervorgerufene Veränderung von Angebotsspezifika (z.B. durch eine andere Wegewahl) ihre Berücksichtigung bei der Verkehrsmittelwahl finden.

Eine Kombination des MK-Modalwahlmodells mit den bekannten Modellansätzen zur Bestimmung der Verkehrserzeugung und der Verkehrsverteilung, kann zwar ohne eine modelltechnisch aufgezwungene Philosophie einen großen Teil der aufgezeigten Problemstruktur erfassen und behandeln, jedoch umfaßt dieser Ansatz aufgrund der Einfachheit der üblichen Erzeugungs-/Verteilungsmodelle lediglich 'eindimensionale' Veränderungen in der Zielwahl und dem Verkehrsaufkommen.

[5] Wird bei der Box-Tukey Transformation der zusätzliche 'captivity'-Parameter μ auf Null gesetzt, so ergibt sich die Box-Cox-Transformation (vgl. Fußnote 4.3 auf Seite 25).

1.4 Verkehrserzeugung und Verkehrsverteilung

Während die Entwicklung von Modellen für die Verkehrsumlegung und die Verkehrsmittelwahl stark voran getrieben wurde, ist die Situation bei der maßnahmensensitiven Abbildung der Verkehrserzeugung und -verteilung noch unbefriedigend. Nach wie vor kommen Modelle zur Anwendung, die der Komplexität des Problems nicht gerecht werden. Sie lassen entweder eine Berücksichtigung neu erkannter Fragestellungen und eine Verknüpfung mit den anderen Stufen der Verkehrswegeplanung nicht zu oder sind aus modelltechnischer Sicht zu restriktiv, um eine problemgerechte Abbildung und eine zuverlässige Abschätzung der Wirkungen von Maßnahmen zu gewährleisten. Aus diesem Grund bleibt häufig der aus der Verkehrserzeugung und Verkehrsverteilung stammende Teil der Nachfragereaktion völlig unberücksichtigt oder wird, wie bei der Personenfernverkehrsprognose zur Bundesverkehrswegeplanung, mit Hilfe eines vereinfachten Sukzessivverfahrens abgebildet. Dabei findet die Modellierung des 'induzierten Verkehrs' durch eine direkte Umrechnung aus dem – aufgrund von Infrastrukturmaßnahmen gewonnenen – zusätzlichen Zeitbudget für Verkehrszwecke statt.

Eine anspruchsvollere Behandlung dieses Problemkomplexes erscheint insoweit geboten, als der 'induzierte Verkehr' in der öffentlichen Diskussion eine immer größere Rolle spielt. Aufgrund der häufig mißverständlichen Begriffsabgrenzung ist in diesem Zusammenhang folgendes Definitionspaar zum 'induzierten Verkehr' wesentlich:

1. Unter dem induzierten Verkehrs*aufkommen* ist die aus Maßnahmen resultierende Veränderung der Fahrtenzahl/Jahr zu verstehen.

2. Die induzierte Verkehrs*leistung* ist die aus Maßnahmen resultiernde Veränderung der Personenkilometer/Jahr, ergibt sich also aus den beiden Komponenten induziertes Verkehrsaufkommen und induzierte Veränderung der Reiseweiten.

So ist es beispielsweise möglich, daß das induzierte Verkehrsaufkommen negativ ist, während die induzierte Verkehrsleistung kräftig steigt (mehrere kurze Fahrten werden durch wenige weite Fahrten ersetzt). Wird in einem solchen Fall die Wahlentscheidung für Erzeugung und Verteilung sukzessiv abgebildet, so könnte dies zu einer Überschätzung der gesamten Reaktion führen, wenn das Erzeugungsmodell aufgrund des gewonnen Zeitbudgets höhere Quellenaufkommen prognostiziert, die dann vom Verteilungsmodell unter den Bedingungen der durch die Maßnahmen veränderten Erreichbarkeiten im Raum verteilt werden. Eine Überschreitung des von den Individuen angestrebten Zeitbudgets für Verkehr ist dann bei dieser Modellierung nicht ausgeschlossen, bzw. die Einhaltung einer Zeitbudgetvorgabe würde aufwendige Rückkopplungsprozesse erforderlich machen. Umgekehrt kann es bei niedriger Einschätzung der Veränderung bei der Verkehrserzeugung auch zu einer Unterschätzung der gesamten induzierten Verkehrsleistung kommen. Daher ist es empfehlenswert, die Verkehrserzeugung und -verteilung in einem integrierten Modellansatz zu behandeln. Die geläufigsten für solche Ansätze verwendeten Modelle (Gravitation, 'Intervening Opportunities'; s.u.) weisen gravierende Nachteile auf. Der Versuch, diesen Nachteilen durch disaggregierte Ansätze zu begegnen, ist theoretisch elegant, aber praktisch nicht gangbar. Dies aus folgenden Gründen:

1. Die Anzahl der Zielwahlmöglichkeiten ausgehend von einer Fahrtquelle ist in planungsrelevanten Netzgrößen außerordentlich hoch, wie auch der Aufwand für den Aufbau disaggregierter Nutzenfunktionen, Schätzfunktionen und Prognoseinputs (Komplexitätsproblem).

2. Manche Variablen, die für die Wahlentscheidung eine große Rolle spielen, sind nur auf der aggregierten (regionalen), aber nicht auf der disaggregierten (personenbezogenen) Ebene verfügbar (z.B. Einkommen).

Das in Verkehrsanalysen und -prognosen üblicherweise verwendete Modellierungsverfahren für die Verkehrsteilung ist das Gravitationsmodell. Es ist allerdings bekannt, daß dieses Modell die Realität nur begrenzt abbilden kann, weil möglicherweise relevante Zielalternativen aufgrund der theoretischen Struktur des Ansatzes nicht ausreichend und irrelevante in gleicher Stärke wie relevante berücksichtigt werden. So ist in der Realität zu beobachten, daß die bessere Erreichbarkeit eines Ziels von einer Quelle die Wahrscheinlichkeit dafür erhöht, daß die von diesem Ziel räumlich weiter entfernten Attraktivitäten ausgesucht werden, während die Wahrscheinlichkeit, daß räumlich näher gelegenen Raumpunkte aufgesucht werden, zurückgeht. Dies liegt daran, daß die Grenzkosten für die Erreichung der ferner gelegenen Ziele sinken, während die der näher gelegenen Ziele gleich bleiben. Diese Konkurrenz der Erreichbarkeit wird im Gravitationsansatz nicht berücksichtigt. Die eindimensionale Betrachtung von Veränderungen in der Zielwahl und dem Verkehrsaufkommen, resultiert aus der modelltechnisch bedingten Restriktion bei der Berechnung eines Verkehrsstromes zwischen Quelle und Ziel, die eine Konkurrenzsituation zwischen benachbarten Zielen und Quellen nicht umfaßt. Damit wirken sich Infrastrukturänderungen nur auf den direkten

Quell-Ziel-Strom aus und vernachlässigen Veränderungen in der Zielwahl sowie auch Fahrtenanzahl benachbarter konkurrierender Regionen bzw. Quell-Ziel-Paare.

Aber auch die alternative Modellentwicklung der 'Intervening Opportunities' weist bislang eine Reihe von Schwächen auf. Eine ihrer Schwierigkeiten liegt im Ersatz der Widerstandsgrößen durch Attraktivitäten ('Opportunitäten'). So wie das Gravitationsmodell den Aspekt der Attraktivitäten vernachlässigt, so klammert das 'Intervening-Opportunity'-Modell den empirisch relevanten Einfluß von Zeiten und Kosten aus. Der 'Intervening-Opportunity'-Ansatz basiert auf dem Grundgedanken, daß eine Reise nicht auf der Erreichbarkeit eines Zieles basiert, sondern vielmehr auf den relativen Zugangsmöglichkeit zu potentiellen Zielen, d.h. deren Attraktivität, die dem Zweck der Reise genügen. Demzufolge geht z.B. die Distanz zwischen Quelle und Ziel nicht wie im Gravitationsmodell als kontinuierliche kardinale Variable[6] ein, sondern als ordinale Variable[7]. Für jede Quelle werden also alle erreichbaren Ziele in einer Rangordnung entsprechend ihrer Entfernung von der Quelle klassifiziert. Durch diese Rangordnung von Zielen berücksichtigt das 'Intervening-Opportunity'-Modell die zugänglichen alternativen Möglichkeiten, die dem Reisezweck gerecht werden. Ein großes Problem stellt dabei allerdings die Definition einer geeigneten Rangordnung für die einzelnen Einflußkriterien bzw. Variablen dar.

Wie bei allen Modellen treten auch bei dem 'Intervening-Opportunity'- und dem Gravitationsansatz Modellierungsfehler auf, die entweder auf Spezifikationsfehler, modelltechnische Restriktionen oder eine fehlerbehaftete Datenbasis zurückzuführen sind. In beiden Modellformulierungen ist eine Analyse des Fehlerterms nicht vorgesehen.

Um den genannten Schwächen zu begegnen, umfaßt der von uns entwickelte Modellansatz die folgenden Komponenten:

1. Verknüpfte flexible Modellierung der Verkehrserzeugung und Verkehrsverteilung zur Abbildung des induzierten Verkehrsaufkommens und der induzierten Verkehrsleistung.

2. Reichhaltige Modellspezifikation mit sozioökonomischen und verkehrsträgerspezifischen Merkmalen zur qualitativen und quantitativen Abbildung der komplexen Struktur von Einflußkriterien.

[6]Kardinale Variable: Kontinuierlich meßbare Variable, z.B. Entfernung in Metern

[7]Ordinale Variable: Intensitätsmäßig abgestufte Variable, z.B. Entfernungsklasse bis 10 km, bis 50 km, bis 500 km

3. Transformation der Schätzvariablen des Modells mit Hilfe von Box-Cox-Transformationen, um eine hochgradig nichtlineare Struktur zu schaffen, in der die Beobachtungsdaten die Funktionsform weitestgehend selbst determinieren.

4. Auswertung der Fehlerterme, um ein Maximum an systematischen Informationen dem Residuum zu entziehen, so daß der Fehlerterm eine konstante Varianz sowie einen Mittelwert von Null besitzt und rein zufälliger Natur ist.

5. Integration des gesamten Verkehrsträgerangebots aus der Modalwahl zur problemgerechten Darstellung der Verkehrssituation und Verknüpfung der einzelnen Stufenmodelle.

6. Berücksichtigung von Konkurrenzbeziehungen zwischen benachbarten Regionen hinsichtlich der Zielwahl und dem Reisendenaufkommen.

7. Transparenz des Modellansatzes durch die Einführung eines einfachen Formates und neuer Interpretationshilfen.

Unter Berücksichtigung dieser Komponenten wurde eine maßnahmensensitive Modelltechnik entwickelt, die Auswirkungen von geplanten infrastrukturellen und verkehrspolitischen Vorhaben möglichst realitätsnah erfassen und prognostizieren kann.

1.5 Gesamtziel der vorliegenden Forschungsarbeit

In diesem Forschungsprojekt geht es primär um die Verbesserung der Prognosemethodik für die Abschätzung der Verkehrserzeugung und der Verkehrsverteilung in Abhängigkeit von infrastrukturellen und/oder ordnungspolitischen Maßnahmen. Hierzu müssen Schätzfunktionen konstruiert werden, die besonders sensitiv auf verkehrsträgerspezifische (Zeit, Kosten, Bedienungsfrequenz, etc.) und sozioökonomische (Einwohner, Einkommen, etc.) Merkmale reagieren.

Ein verknüpftes Verkehrsaufkommens- und -verteilungsmodell, welches Gravitations- und Intervening-Opportunity-Aspekte berücksichtigt, muß darüber hinaus eine Rückkoppelung und -anpassung auf Basis einer Auswertung der Residuen ermöglichen.

Besondere Beachtung erfahren das induzierte Verkehrsaufkommen sowie die induzierte Verkehrsleistung. Die Gestalt der Modellfunktionen hängt direkt von den zugrundeliegenden Daten zum räumlichen Verkehrsverhalten und seinen Determinanten ab und nicht von einer vorbestimmten Philosophie. Dies hat zur Folge, daß die Funktionskurven eine nichtlineare Form annehmen können und daher asymmetrisch zum Wendepunkt verlaufen, so daß auch Schwellenwerte, ab denen eine verstärkte Nachfragereaktion eintritt, zu analysieren sind. Eine Anreicherung der bislang in der BVWP verwendeten Daten um sozioökonomische Komponenten, wie Einkommen, Beschäftigung, etc., läßt eine spätere Untersuchung von weiteren Einflußfaktoren zu.

Die Neuentwicklungen gehen in wichtigen Aspekten über den Stand der zur Zeit benutzten Schätzverfahren hinaus. Sie erlauben dem Anwender eine erheblich umfassendere und gleichzeitig differenziertere Information über die Verkehrserzeugung und -verteilung zu gewinnen und geben ihm die Möglichkeit, die statistisch gewonnenen Ergebnisse mit guten plausiblen Interpretationen zu versehen. Diese Eigenschaft ist in Anbetracht der zunehmenden Komplexität der Schätzmethoden wesentlich. Die hier entwickelte verknüpfte Modellkonstruktion sowie Analyse der Residuen ist bislang in der Bundesrepublik Deutschland nicht durchgeführt worden und daher in dieser Beziehung originär.

Kapitel 2

Struktur der Erzeugungs-/Verteilungsmodelle

Die grundlegende Idee der gekoppelten Erzeugungs-/Verteilungsmodelle besteht darin den Verkehrsfluß von i nach j, T_{ij}, mit Hilfe von zwei Funktionsarten zu erklären. Die erste Funktion, genannt A_{ij_a}, umfaßt Aktivitäten der Quelle i und/oder des Zieles j, während die zweite Funktion, U_{ij_m}, die Nutzen der m Verkehrsträger repräsentiert

$$T_{ij} = g^d\left(\{A_{ij_a}\}, \{U_{ij_m}\}\right) \text{ mit } a = 1, \ldots, A \quad m = 1, \ldots, M \quad . \tag{2.1}$$

Eine geläufige Modellspezifikation für die erste Funktionsart ist das geometrische Mittel der Aktivitätswerte der Quelle und des Zieles, z.B.

$$A_{ij_a} = \left[S_{i_a}^{\frac{1}{2}} S_{j_a}^{\frac{1}{2}}\right] \quad , \tag{2.2}$$

wobei S_a eine sozioökonomische Variable wie die Bevölkerung oder das Einkommen darstellt.

Eine Modellspezifikation für die zweite Funktionsart ist

$$U_{ij_m} = e^{V_{ij_m}} \quad \text{mit} \quad V_{ij_m} = f(N_{ij_m}) \quad , \tag{2.3}$$

wobei V_{ij_m} im wesentlichen eine Funktion verkehrsträgerspezifischer Variablen N_{ij_n}, wie Kosten, Zeit, Entfernung oder sonstiger „Widerstände“ darstellt, aber ebenso sozioökonomische Variablen S_a als Gewichte enthalten kann.

Wegen der Komplexität des Problems ist es vorteilhaft, die Nutzen der Verkehrsträger zu aggregieren und als Index zu definieren (Verkehrsträgernutzenindex).

$$U_{ij} = \sum_m e^{V_{ijm}} \tag{2.4}$$

Dieser Index entspricht dem Nenner eines Logit-Modells und ermöglicht die Darstellung des Verkehrsflusses T_{ij} in der Form

$$T_{ij} = \beta_0 \, A_{ij_1}^{\beta_1} \ldots A_{ij_A}^{\beta_A} \, U_{ij}^{\beta_U} \, u_{ij} \quad , \tag{2.5}$$

wobei u_{ij} den Fehlerterm darstellt. Anzumerken ist ferner, daß β_U positiv sein sollte, da ein zunehmender Nutzen der Verkehrsträger höhere Verkehrsflüsse erwarten läßt. Die Vorzeichen der Koeffizienten der Aktivitäten hängen von der genauen Spezifikation der Aktivitätenvariablen ab; so sollte in einem einfachen Modell das Vorzeichen des Koeffizienten der Aktivitätsvariablen Bevölkerung positiv sein. Bei Verwendung von Variablen, wie z.B. Anteil von Arbeitsstellen eines speziellen Wirtschaftssektors, verwendet, können deren Koeffizienten sehr wohl negativ werden.

Die Formulierung (2.5) verwendet keine Doppelrestriktionen, die sicherstellen, daß die Summe der Reisen von allen Quellen – oder zu allen Zielen – der beobachteten Anzahl entspricht. Solche Restriktionen sind widersprüchlich in Modellen, die auch die Anzahl der Reisen erklären sollen.[1]

Sogar in Modellen, in denen versucht wird, die Verteilung – im Gegensatz zur Menge – von Reisen auf Quellen Q_i und Ziele D_j zu modellieren, wie in

$$T_{ij} = k \, O_i \, D_j \, U_{ij}^{\gamma} \, u_{ij} \quad , \tag{2.6}$$

kann die Verwendung von Restriktionen eine Fehlschätzung der γ-Parameter hervorrufen, da diese Restriktionen auch für den Fehlerterm gelten. Aus diesen beiden Gründen ist die Funktion (2.5) ein repräsentativer Ansatz für ein Erzeugungs-/Verteilungsmodell.

Alle aufgeführten Erzeugungs-/Verteilungsmodelle weisen drei Problembereiche auf, denen der im folgenden entwickelte Ansatz begegnen soll:

1. Restriktive Funktionsform

[1] Ausgleichende Faktoren wie Dummy-Variablen D_i und D_j würden exakt kollinear zu Variablen wie S_i und S_j sein, wenn diese in einer Regression zur Erklärung von T_{ij} benutzt werden. Bei der Verwendung von Ausgleichsfaktoren wird indirekt unterstellt, daß die Beobachtung (bzw. Stichprobenaufnahme) der Reisen von und nach T_i und T_j ohne jeglichen Fehler erfolgt. Die Ausgleichsfaktoren, die als duale Variablen in Abhängigkeit von Zeilen- und Spaltenrestriktionen fungieren, machen die Justierung von "Nicht-ij"-Flüssen, die aus einer Veränderung von U_{ij} resultieren, nicht vorhersagbar. Ferner müssen alle Ergebnisse (Flüsse) der Eigenschaft konstanter Gesamtkosten über alle Flüsse genügen.

2. Keine Analyse des Fehlerterms
3. Keine Berücksichtigung von räumlicher Konkurrenz bzw. Autokorrelation

Kapitel 3

Funktionsform und stochastische Spezifikation: ökonomische, mathematische und statistische Punkte

Um die drei Problemfelder aufzuzeigen, ist es vorteilhaft, die Funktionsform (2.5) als Regressionsproblem zu formulieren, wobei vereinfachend t das Quell-Ziel-Paar ij umschreibt und X_k für die Attraktivitäts- und/oder die Summe der verkehrsträgerspezifischen Nutzen (Verkehrsträgernutzenindex) verwendet wird.

$$Y_t^{(\lambda_Y)} = \beta_0 + \sum_k \beta_k X_k^{(\lambda_k)} + u_t \tag{3.1}$$

$$u_t = f(Z_t)^{\frac{1}{2}} v_t \tag{3.2}$$

$$v_t = \sum_l \rho_l \left[\sum_n \tilde{r}_{l,tn} v_n \right] + w_t \tag{3.3}$$

Der Ausdruck (λ) kennzeichnet die Box-Cox-Transformation (BCT). Auf die Bedeutung der stochastischen Spezifikation wird bei der Behandlung und Lösung der einzelnen Problemfelder eingegangen.

3.1 Funktionsform

Die Verwendung der Box-Cox-Transformation hat den Vorteil, daß der lineare ($\lambda = 1$) und der logarithmische ($\lambda = 0$) Fall als verknüpfte Spezialfälle berücksichtigt werden. Die multiplikative Form (2.5) ergibt sich z.B., wenn in Funktion (3.1) $\lambda_Y = \lambda_k = 0$ ist. Da Erzeugungs-/Verteilungsmodelle normalerweise als multiplikative Modelle formuliert werden, stellt sich natürlich die Frage, ob eine Verbesserung erreicht wird, wenn die λ-Parameter von Null abweichen. Gaudry und Wills [8] haben dies anhand eines Intercity-Modells, basierend auf kanadischen Daten von 1972, nachgewiesen. Seitdem wurde in vielen wissenschaftlichen Arbeiten gezeigt, daß die Box-Cox-Transformation ein sehr mächtiges Instrument für jede Art der Problemstellung ist, bei der ein hoher Genauigkeitsgrad bei der Abbildung empirischer Werte von Bedeutung ist.

Ein wichtiger Unterpunkt bei Erzeugungs-/Verteilungsmodellen besteht in der Frage, ob der verkehrsträgerspezifische Nutzenindex U multiplikativ in die Funktion eingeht oder nicht. Der Grund hierfür besteht darin, daß der natürliche Logarithmus des Nenners des Logit-Modells, $ln[U] = ln[\sum_m e^{V_m}]$, bekannterweise den erwarteten Wert des maximal verfügbaren Nutzen des Konsumenten über alle ihm zur Verfügung stehenden Verkehrsträger bzw. Alternativen repräsentiert. Gaudry und Wills [8] konnten in ihrer Veröffentlichung die logarithmische Form ($\lambda = 0$) für diesen Ausdruck nicht eindeutig widerlegen, obwohl ihnen dies für andere Funktionsterme der Erzeugungs-/Verteilungsmodelle leicht möglich war.

Die Funktionsform ist jedoch von Wichtigkeit, da sie ein wirtschaftliches Verhaltensproblem abbildet. Der hohe Berechnungsaufwand für zusätzliche Parameter hat jedoch bislang die Einführung der Box-Cox-Transformation als effektive Erweiterung der Regressionsanalyse verlangsamt.

Seit 1984 ist bekannt [24], daß die Box-Cox-Transformation statistische Probleme aufwirft, wenn 'unconditional' t-Statistiken für β_k-Koeffizienten berechnet werden sollen, da diese t-Werte von den gemessenen Werten der X_k-Variable, d.h. dem Variableniveau bzw. der Höhe des Variablenwertes, abhängen. Dieses Problem kann umgangen werden, indem 'conditional' t-Statistiken für die β_k-Parameter berrechnet werden; diese t-Werte hängen von den geschätzten, als gegeben anzunehmenden Box-Cox-Transformationswerten ab. Dies bedeutet, daß die so berechneten t-Werte die „wahren“ Werte überschätzen, die sich ergeben hätten, wenn die real geschätzten Box-Cox-Transformationswerte berücksichtigt worden wären.

3.2 Die Größenverteilung des Fehlerterms

Es ist bekannt, daß die Varianz des Fehlerterms u_t konstant sein muß, um statistisch saubere Schlußfolgerungen aus den verschiedenen Modellparametern ziehen zu können. In vielen Regressionsanalysen wird dieses Problem nur unzureichend untersucht. Hier muß dieses unbedingt aufgegriffen werden, da die Anwendung von Transformationen, im speziellen die der abhängigen Variablen, die Varianz des Fehlerterms deutlich verändert. So sollte beispielsweise die Verwendung der logarithmischen Form ($\lambda = 0$) der abhängigen Variablen hohe Werte dieser Variablen proportional stärker reduzieren als niedrige Werte und ferner dazu beitragen, die Größe der Fehlervarianz zu mindern und sie einer Konstanten anzunähern. Dieser Weg, eine konstante Varianz (Homoskedastizität) des Fehlerterms zu erreichen, ist in der Praxis jedem bekannt, der versucht unterschiedliche Modellierungen anzuwenden und dabei oft feststellt, daß die logarithmische Transformation der abhängigen Variablen zu „besseren“ t-Statistikwerten führt.

Die Realisierung von Homoskedastizität ist jedoch nicht einfach, da einige Transformationen dazu führen können, daß die Varianz des Fehlerterms nicht konstant (d.h. heteroskedastisch) wird, wie in Dagenais et al. [6] beschrieben. Dies ist nicht überraschend und führte dazu, spezielle Hilfsmittel zu definieren, um Homoskedastizität bei simultaner Schätzung der Funktionsform zu erhalten. Die ausdrückliche Form von $f(Z_t)$ in (3.2) lautet

$$f(Z_t) = \exp\left[\sum_m \delta_m Z_{m_t}^{(\lambda_{Z_m})}\right] \quad , \tag{3.4}$$

wobei Z für eine Menge potentieller Variablen Z_m steht. Die Funktionsform (3.4) stellt eine positive und konstante Varianz von v_t sicher. Anzumerken ist, daß die klassische Heteroskedastizität Z_t^2 erreicht wird, indem – außer einem δ_m gleich Eins – alle λ_{Z_m} und δ_m gleich Null gesetzt werden.

Das Erreichen einer konstanten Varianz durch die Formulierung einer geeigneten Form der Funktion $f(Z_t)$ ist nicht nur von statistischer Bedeutung, sondern kann auch als das Herausziehen funktionaler Informationen aus dem Fehlerterm u_t betrachtet werden. Läßt sich solch ein Modell nicht spezifizieren (d.h. $f(Z_t) = 1$) und damit $u_t = v_t$, so konnte keine ('contemporäre') Variable[1] gefunden werden, um den „aktuellen“ Wert des Fehlers u_t zu bestimmen. Hier stellt Z_m eine Variable dar, die nur in Funktion (3.4) verwendet wird. Die simultane Verwendung von Z_m in den Funktionen (3.1)

[1] Verzögerungsstrukturen (lag structures: zeitliche/räumliche Wechselwirkungen) können auch in Zeitreihenmodellen angewandt werden (vgl. auch Autokorrelation, Fußnote 5 auf Seite 28).

und (3.2) ist jedoch unter bestimmten Bedingungen nicht ausgeschlossen: beispielsweise enthält Funktion (3.2) dann mehr als eine Variable. Eine dieser Z_m-Variablen kann auch eine X_k-Variable sein, die zweierlei Bedeutung hat: einerseits das Niveau der abhängigen Variablen Y_t und andererseits die Varianz des Fehlerterms u_t zu erklären!

Aus ökonomischer Sicht wäre es sehr wünschenswert, wenn der in einem Modell zur Erklärung einer Verkehrsstrommatrix mit sehr unterschiedlichen Flüssen T_{ij} enthaltene restliche Fehler u_t eine konstante Varianz besitzt und somit nur mit der Größe der Ströme variert.

3.3 Das Problem der räumlichen Konkurrenz oder der Struktur der Quell-Ziel-Matrix

Die derzeit üblichen Modellspezifikationen von Erzeugungs-/Verteilungsmodellen beziehen den Verkehrsfluß von Quelle i nach Ziel j stets auf Einflußfaktoren, die lediglich der Quelle i, dem Ziel j oder beiden (wie z.B. der Verkehrsträgernutzenindex U_{ij}) zuzuordnen sind. Funktion (2.5) macht deutlich, daß jeder Verkehrsfluß nur von Größen des Quell-Ziel-Paares ij abhängt. Der Grund für den Ausschluß von Variablen, die im Zusammenhang mit anderen Quell-Ziel-Paaren stehen, wie z.B. U_{ik}, U_{hk} oder U_{hj}, ist auf das Problem der Multikollinearität[2] zurückzuführen. Dies bedeutet, daß aufgrund der Schwierigkeiten bei der Einführung zusätzlicher Terme, die die Attraktivität oder z.B. Zugangskosten konkurrierender Ziele (oder Quellen) repräsentieren, der Verkehrsfluß von Quelle i nach Ziel j nicht von den Charakteristika anderer Ziele k (oder Quellen h) oder den geringeren (Reise-)Nutzen zwischen diesen (d.h. hk, ik oder hj) abhängt.

Formal gesehen impliziert das Fehlen der Konkurrenz die Vereinbarkeit der Modelle mit dem "IIA-Axiom" von Luce[3] (d.h. Unabhängigkeit der Modelle von irrelevanten Alternativen), da das Verhältnis zweier „Wahlmöglichkeiten" (oder auch Verkehrsflüsse T_{ij} und T_{ik}) nur von den Charakteristika derselben abhängen. Funktion (3.5) veranschaulicht diesen Sachverhalt, wobei aus Gründen der vereinfachten Darstellung auf die Attraktivitätsvariablen in der

[2]Multikollinearität: die lineare Anhängigkeit von zwei oder mehreren erklärenden Variablen.

[3]Es wird gesagt, daß ein Modell dem IIA-Axiom von Luce unterliegt, wenn das Verhältnis zweier Flüsse, die durch das Modell erklärt werden, nur von den Charakteristika dieser zwei Flüsse abhängt und nicht von anderen – d.h. irrelevanten Flüssen.
Anmerkung: Das klassische Verteilungsmodell unterliegt *nicht* dem IIA-Axiom von Luce (vgl. Fußnote Seite 17).

Formel verzichtet wird.[4]

$$\frac{T_{ij}}{T_{ik}} = \frac{U_{ij}^{\beta_U}}{U_{ik}^{\beta_U}} \tag{3.5}$$

Konsequenterweise hat die Veränderung eines Verkehrsträgernutzens U_{iq} keinerlei Einfluß auf das oben dargestellte Verhältnis (3.5). Demzufolge wird die Einführung einer spurgeführten Hochgeschwindigkeitsverbindung die Struktur der Verkehrsstrommatrix nicht verändern; lediglich Quell-Ziel-Paare werden betroffen sein, bei denen eine direkte Modifikation des eigenen Verkehrsträgernutzens stattfindet.

Obwohl diese Vorgehensweise als eine verständliche Vereinfachung der Problematik angesehen werden kann, ist zu erwarten, daß eine ausschließliche Berücksichtigung der „eigenen“ Verkehrsträgernutzen die geschätzten Preis- und/oder Zeitelastizitäten nach obenhin fehlerhaft[5] beeinflußt, da kein Verkehrsfluß durch Substitutionseffekte erklärt werden kann (komplementäre Regionen sind äußerst selten und dürften eine spezielle Behandlung erfordern). Es ist zu vermuten, daß diese strukturelle Eigenschaft der Erzeugungs-/Verteilungsmodelle für einige der hohen Elastizitätswerte, die häufig in Querschnittsmodellen auftreten, verantwortlich ist. Die Elastizitäten in Querschnittsanalysen tendieren dazu höher zu sein als jene, die aus Zeitreihenmodellen abgeleitet werden.

Aufgrund der Wichtigkeit dieses Problems werden wir dies ausführlich diskutieren, wobei wir vorerst annehmen, daß Regionen (bzw. Quellen sowie Ziele) substituierbar sind.

[4] Wir transformieren den Modellansatz derart, daß er *weder* dem IIA-Axiom von Luce unterliegt *noch* die Schwächen und Lücken der klassischen Verteilungsmodelle (vgl. Fußnote Seite 17) aufweist.

[5] Dies bedeutet, daß eine zu hohe Elastizität ausgewiesen wird.

Kapitel 4

Ansätze zur Behandlung des Problems der räumlichen Konkurrenz

Rein intuitiv sollten die fehlenden Kreuzterme in Funktion (2.5) Berücksichtigung finden, wenn das ursprüngliche Problem, welches zu der Vereinfachung führte – d.h. die Multikollinearität – minimiert bzw. akzeptabel bearbeitbar gemacht werden kann. Wir haben zwei Wege untersucht, „Nicht-ij"-Terme (wie z.B. $U_{hk}, U_{ik}.U_{hj}$, etc.) in die Erklärung eines Verkehrsflusses T_{ij} einzubeziehen. Der erste Weg enspricht der direkten Implementierung, wie es Wills [26] aufzeigte, und der zweite basiert auf dem von Blum, Bolduc und Gaudry [2] formulierten Ansatz. Obwohl beide Veröffentlichungen gute Erläuterungen enthalten, so umfassen sie dennoch kein vollständig durchgeführtes Anwendungsbeispiel des jeweils vorgeschlagenen Lösungsansatzes. Nach eingehender Analyse wurde der zweite Ansatz für das weitere Vorgehen ausgewählt. Die Gründe hierfür zeigen wir nachfolgend auf.

4.1 Der direkte Ansatz von Wills

Wills [26] führt Kreuzterme (d.h. „Nicht-ij"-Terme $U_{ik}.U_{hj}, U_{hj}$) durch die Verallgemeinerung des Verkehrsträgernutzenindex (2.4) ein und nennt diese neue – in (4.1) dargestellte – Formulierung „Proportionalitätsfaktor"

$$\pi_{ij} = \left[\left(\sum_{k}^{j} U_{ik} \right)^{(\lambda_0,\tau)} - \left(\sum_{k}^{j-1} U_{ik} \right)^{(\lambda_0,\tau)} \right] \quad , \tag{4.1}$$

wobei

$$U_{ik} = \exp\left[(1-\psi_0)\sum_a \alpha_a\, S_{ik_a}^{(\lambda_a)} + \sum_n \gamma_n\, N_{ik_n}^{(\lambda_n)}\right] \quad . \tag{4.2}$$

Der Ausdruck (λ_a) bzw. (λ_n) kennzeichnet dabei die Box-Cox-Transformationen (BCT) und der Parameter ψ_0 stellt sicher, daß im Falle von $\psi_0 = 1$ das klassische Gravitationsmodell vorliegt.[1] Der Ausdruck (λ_0, τ) kennzeichnet eine konvexe Kombination von Termen, wobei der erste mittels einer direkten BCT und der zweite mittels einer inversen BCT transformiert wurde, wie Funktion (4.4) zeigt.

$$Y^{(\lambda_0,\tau)} = \tau Y^{(\lambda_0)} + (1-\tau) Y^{(\lambda_0^{-1})} \quad \text{mit} \quad 0 \le \tau \le 1 \tag{4.4}$$

Die Verallgemeinerung dieser Spezifikation besteht darin, daß die Funktion (4.1) erstens aus einer Differenz zweier Funktionen besteht, die sich jeweils aus der Summe der Verkehrsträgernutzen über “alle “ Relationen bzw. Ziele zusammensetzen und sich lediglich in einem einzigen Term (d.h. um die von der Infrastrukturmaßnahme direkt betroffene Relation) unterscheiden. Und zweitens resultiert aus der Ungleichheit der zwei Funktionen eine unterschiedliche Wirkung der Transformation auf die Terme, die in beiden Funktionen enthalten sind.

Obwohl diese Generalisierung es ermöglicht, den „üblichen“ Erzeugungs-/Verteilungsansatz sowie den ’Intervening Opportunities’-Ansatz als verknüpften Spezialfall zu berücksichtigen, ergibt sich ein gewichtiges Problem bei der Interpretation von Funktion (4.1) dadurch, daß nicht klar zu sehen ist, was neben dem Einfluß aller Verkehrsträgernutzen auf den verallgemeinerten („Proportionalitätsfaktor“ genannten) Verkehrsträgernutzen des Quell-Ziel-Paares ij zusätzlich wirkt. Darüberhinaus ist die Kombination der Funktionen (4.1) und (4.2) hochgradig nichtlinear. Die sich hieraus ergebende Komplexität führte wahrscheinlich auch dazu, daß Wills ein extrem einfaches Beispiel vorstellte und auch die multiplikative Form für (3.1) und (4.2) verwendete, die zu erhalten ist, wenn die Parameter λ der BCT a priori gleich Null gesetzt werden. Ferner verlangt der Ansatz von Wills eine Reihenfolgenordnung der Ziele, die von den verwendeten Kriterien bzw. Charakteristika abhängt und die Programmierung wie auch die Interpretation erheblich kompliziert.

---

[1] Die Box-Cox-Transformation einer strikt positiven Variablen ist wie folgt definiert:

$$X^{(\lambda)} = \begin{cases} (X^{\lambda}-1)/\lambda & , \text{für} \quad \lambda \neq 0 \\ \ln(X) & , \text{für} \quad \lambda = 0 \end{cases} \tag{4.3}$$

Aus diesen Gründen wird im folgenden ein anderer Weg beschritten.

4.2 Der indirekte Ansatz von Blum, Bolduc und Gaudry

4.2.1 Die Notation räumlicher Konkurrenz

Das grundlegende Problem der gebräuchlichen Modellspezifikation (2.5) besteht darin, daß diese Funktion nicht alle relevanten Faktoren erfassen kann, die die geographische Struktur beschreiben. Wenn zwei benachbarte Ziele, z.B. 2 und 7 aus der Abbildung 4.2, Einkaufs- und Touristikeinrichtungen besitzen, so könnten diese beiden Ziele für Touristen und Einkaufende aus Quelle 1 weitgehend Substitute[2] sein. Demzufolge sollte der Verkehrsfluß von Quelle 1 zu Ziel 2 – T_{12} – bzw. Ziel 7 – T_{17} – erklärt werden durch

$$\left.\begin{array}{rcl} T_{12} & = & f(A_{12}, A_{17}, U_{12}, U_{17}) + v_{12} \\ T_{17} & = & f(A_{12}, A_{17}, U_{12}, U_{17}) + v_{17} \end{array}\right\} \qquad \text{(VOLL)}$$

anstatt wie bisher üblich durch

$$\left.\begin{array}{rcl} T_{12} & = & f(A_{12}, —, U_{12}, —) + v_{12} \\ T_{17} & = & f(—, A_{17}, —, U_{17}) + v_{17} \end{array}\right\}. \qquad \text{(PARTIELL)}$$

Es wäre nicht überraschend, wenn die weggelassenen Variablen[3] in der PARTIELLen Formulierung der Grund für die positive Korrelation des Fehlertermes sind. Ferner ist zu befürchten, daß der Fehlerterm benachbarter Regionen aufgrund von Aggregationsfehlern (bedingt durch die Festlegung der Regionengrenzen), Ausgrenzungskriterien (verwendet bei der Definition der Quell-Ziel-Matrix), Annahmen zur Reisedauer und anderen Stichprobenschwächen nicht unabhängig sein wird; eine positive oder auch negative Korrelation[4] kann auftreten.

Nun stellt sich die Frage, was das Wissen um eine solche Korrelation in der PARTIELLen Formulierung bedeutet?

[2] substitutive Güter: steigen (sinken) die Kosten für das Gut A, so wächst (fällt) die Nachfrage nach Gut B, da Gut A durch Gut B ersetzt wird, wenn beide einen vergleichbaren Nutzen besitzen

[3] Werden diese Variablen als gemeinsamer Faktor angesehen, so bedingt dieses – bei deren Abwesenheit in alle Alternativen – die Gültigkeit des IIA-Axiomes.

[4] Korrelation: Abhängigkeit zweier Variablen voneinander.

Unter der Annahme, daß der Fehlerterm v_{12} der Relation (1,2) von dem Fehlerterm v_{17} der Relation (1,7) beeinflußt wird, d.h.

$$v_{12} = \rho\, v_{17} + w_{12} \qquad , \qquad \text{(R-EINFLUSS)}$$

so kann die PARTIELLe Formulierung und die R-EINFLUSS-Annahme kombiniert werden zu

$$T_{12} = f(A_{12}, U_{12}) + \rho\,(T_{17} - f(A_{17}, U_{17})) + w_{12} \qquad . \qquad \text{(WAHL)}$$

Hierbei wird deutlich, daß die Formulierung WAHL eine Approximation der Formulierung VOLL darstellt, wenn alle Einflußgrößen, die in der Formulierung PARTIELL fehlen, Berücksichtigung finden. Der Autokorrelationsparameter ρ dient der Gewichtung konkurrierender benachbarter Regionen, um den aktuell zu berechnenden Verkehrsfluß zu erklären. Formal gesehen hat der R-EINFLUSS für jeden Quell-Ziel-Verkehrsfluß t die nachfolgende Gestalt

$$v_t = \rho \sum_{n=1}^{N} r_{tn} v_n + w_t \quad \text{mit} \quad (t, n = 1, \ldots, N), \tag{4.5}$$

wobei r_{tn} gleich Eins ist, wenn die Quell-Ziel-Paare t und n als benachbart gelten, und gleich Null sonst. Auf diese Weise tragen alle Faktoren, die benachbarte Verkehrsflüsse (wie auch deren Werte) erklären, zu der Formulierung und Beschreibung des aktuell zu berechnenden Verkehrsflusses bei.

Die Definition der Gruppen benachbarter Beobachtungen, d.h. „naher“ Nachbarn, geschieht mittels einer Null-Eins-R-Matrix, die über jede Verbindung zwischen Beobachtung (bzw. Quell-Ziel-Paar) t und einer beliebigen Beobachtung n Auskunft gibt.

$$R = \begin{bmatrix} 0 & \cdots & r_{1t} & \cdots & r_{1n} & \cdots & r_{1k} & \cdots & r_{1l} \\ \vdots & \ddots & \vdots & & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ r_{t1} & \cdots & 0 & \cdots & r_{tn} & \cdots & 1 & \cdots & 1 \\ \vdots & & \vdots & \ddots & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ r_{n1} & \cdots & r_{nt} & \cdots & 0 & \cdots & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & & \vdots & & \vdots & \ddots & \vdots & & \vdots \\ r_{k1} & \cdots & 1 & 1 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix} \tag{4.6}$$

Die Funktionsform (4.5) kann auch umgeschrieben und um eine zweite Gruppe „naher“ Nachbarn erweitert werden.

$$v_t = \sum_{l} \rho_l \left[\sum_{n}^{N} r_{l,tn} v_n \right] + w_t \quad \text{mit} \quad (l = 1, 2) \tag{4.7}$$

Die Funktionsform (4.7) entspricht bis auf die Tilde (∼) der Funktion in (3.3). Dieser Unterschied in der Notation ist erforderlich, da Regressionsmodelle mit räumlich autoregressiven Residuenstrukturen wie in (4.5) und (4.7) keine konvexe Likelihood-Funktion hervorbringen, bevor die R-Matrix nicht zeilen- (oder spalten-) normiert wird. Eine Normierung erfolgt mittels Division der Einzelelemente der R-Matrix durch die entsprechende Zeilen- (oder Spalten-) Summe, in der sich das Einzelelement befindet. Dies ist eine seit langem bekannte Vorgehensweise (Ord [22]), die jedoch erst von Bolduc ([3], [4]) bewiesen wurde, als er die hieraus resultierenden statistischen Eigenschaften der Schätzungen untersuchte. Anzumerken ist hier, daß dieser Beweis es ermöglicht, die $\bar{R}$-Matrix beliebig zu spezifizieren. Damit muß die Definition der Gruppe „naher Nachbarn“ nicht mehr von Kriterien natürlicher Ordnung (wie Zeit und Raum) abhängen, sondern kann von einem Analytiker beliebig vorgegeben werden (z.B. um Fehlspezifikationen des originären Problems aufzufangen) (Gaudry und Blum [11]).

Die Tatsache, daß Faktoren, die benachbarte Beobachtungen erklären, bei der Beschreibung der aktuell betrachteten Beobachtung Verwendung finden, hilft, den Einfluß der Autokorrelation[5]. zu verstehen. Zur Veranschaulichung dient hier die Umformulierung der Funktion WAHL in ein lineares Format

$$T_{ij} = \rho\, T_{ik} + \beta\, (U_{ij} - \rho\, U_{ik}) + w_{ij} \qquad , \tag{4.8}$$

wobei aus Gründen der Vereinfachung die Attraktivitätsterme A vernachlässigt werden. Wenn der Parameter $\rho > 0$ ist, so ist der Einfluß von U_{ik} auf T_{ij} gegensätzlich zu dem von U_{ij} auf T_{ij}, was der Fall ist, wenn Güter Substitute sind, und somit eine Verbesserung des Verkehrsträgernutzenindexes U_{ik} den Verkehrsfluß T_{ij} verringert. Als Beispiel wäre eine Reduzierung der Reisekosten und/oder der Reisezeit bzw. eine Erhöhung der Bedienungsfrequenz der Relation ik zu nennen. Der gegensätzliche Effekt tritt bei $\rho < 0$ auf, was dem Sachverhalt der Komplementarität von Gütern[6] entspricht. Dies ermöglicht die Auswahl von R-Matrizen, die erwartete Strukturen von Substitution oder Komplementarität widerspiegeln. Anhand von Abbildung 4.1 ist dies leicht zu erläutern. Nehmen wir an, daß Region 1 die Wohnung, 2 ein historisches Kloster, 8 den Strand und 10 ein Museum darstellt.

[5]Autokorrelation bezeichnet die Korrelation zwischen Ausprägungen eines Merkmals über einen Zeitraum hinweg. Die verallgemeinerte Definition umfaßt jegliche Art von „Raum“, d.h. hier zeitliche und/oder räumliche Ausdehnung. Die Ausdehnung zwischen zwei autokorrelierten Merkmalsausprägungen wird als zeitliche/räumliche Interdependenz (lag structure) bezeichnet

[6]komplementäre Güter: steigen (sinken) die Kosten für ein Gut A, so sinkt (steigt) die Nachfrage nach Gut B in vergleichbarem Maße wie die nach Gutes A, wenn der Nutzen von Gut B an den von Gut A gekoppelt ist, da sich die Güter ergänzen.

Abbildung 4.1: Quelle mit möglicherweise komplementären Zielen

Sind die Ziele in Abbildung 4.1 komplementärer Natur, was zu erwarten ist, wenn die Quell-Ziel-Verkehrsstrommatrix richtungsabhängig stark asymmetrisch ist, so besteht die Möglichkeit einen negativen Autokorrelationsparameter ρ zu schätzen, falls die Einflußmatrix R definiert ist durch das Residueneinflußkriterium (RIC) natürlicher Ordnung (NO) mit

$$\left[r_{tn} = \begin{cases} 1, & \text{wenn der Verkehrsfluß } n \text{ stark asymmetrisch} \\ & \text{oder Teil einer häufig beobachteten Tour ist} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \right]. \qquad \text{NORIC-1}$$

Wird das Residueneinflußkriterium auf das Beispiel aus Abbildung 4.1 angewandt, so ergibt sich für den Einfluß der Verkehrsflüsse n – (1,2), (1,8) und (1,10) – auf den Fluß t – (1,2) – ein Einflußvektor $R = \left[\, r_{(1,2)(1,2)}\ r_{(1,2)(1,8)}\ r_{(1,2)(1,10)} \,\right] = [\,0\ 1\ 1\,]$.

In diesem Fall würden höhere Transportpreise bzw. Reisekosten für Verkehrsflüsse zwischen der Quelle (Wohnung) und komplementären Zielen zu einer Verringerung der Reisen zu allen Zielen führen; d.h. es finden weniger Reisen zum Strand, zum Kloster und zum Museum statt. Im Gegensatz führt eine Senkung der Reisekosten zu einer Zunahme an Reisen zu allen komplementären Zielen. Es ist durchaus vorstellbar, daß eine Schätzung von ρ auf Basis derselben Daten einmal $\rho_s > 0$ (substitutive Regionen) und ein anderes Mal $\rho_k < 0$ (komplementäre Regionen) ergibt, was durch die Definition von zwei geeigneten RIC und den sich daraus ergebenden zwei Einflußmatrizen R_s und R_k zu begründen ist.

Unser erstes Interesse gilt im folgenden der Untersuchung von Reisen, bei denen der Substitutionseffekt dominiert. Hierfür verwenden wir symmetrische Matrizen, um die Größe der R-Matrix zu reduzieren. Zur Verdeutlichung des

Problems dient die in Abbildung 4.2 gezeigte Struktur. Der Pfeil symbolisiert den symmetrischen Verkehrsfluß von Quelle 1 zu Ziel 2. Diese Regionen, die den aktuell betrachteten Verkehrsfluß T_{12} definieren, sind umgeben von einer Anzahl naher Nachbarn.

Abbildung 4.2: Quelle (1) und Ziel (2) mit benachbarten Regionen

Ein erster Versuch der Definition eines Residueneinflußkriteriums (RIC) könnte auf der Annahme beruhen, daß der Fehlerterm v_{12} aus T_{12} mit allen Verkehrsflüssen korreliert ist, die von Nachbarn der Quelle ausgehen und das gleiche Ziel haben. Das sich ergebende Residueneinflußkriterium – r_{tn} – lautet:

$$\left[r_{tn} = \begin{cases} 1, & \text{wenn der Fluß } n \text{ von einem nahen Nachbarn der} \\ & \text{Quelle des Flusses } t \text{ ausgeht und das gleiche Ziel hat} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \right] \qquad \text{NORIC-O}$$

In ähnlicher Weise könnte ein zweites Residueneinflußkriterium vice versa definiert werden.

$$\left[r_{tn} = \begin{cases} 1, & \text{wenn der Fluß } n \text{ zu einem nahen Nachbarn des} \\ & \text{Zieles des Flusses } t \text{ führt und die gleiche Quelle hat} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \right] \qquad \text{NORIC-D}$$

Die sich hieraus jeweils ergebende Einflußstruktur zeigt Abbildung 4.3.

Abbildung 4.3: Nachbarschaftseinfluß der Quelle (R_O) und des Zieles (R_D)

Für die in Abbildung 4.3 dargestellte Situation R_O stellt die Korrelation der Flüsse $T_{1,7}, T_{1,8}, T_{1,9}$ sowie $T_{1,10}$ mit $T_{1,2}$ dar und wird durch den Einflußvektor R_O reflektiert

$$R_O = \left[\, r_{(1,2)(1,2)} \; r_{(1,2)(3,2)} \; r_{(1,2)(4,2)} \;\; r_{(1,2)(5,2)} \;\; r_{(1,2)(6,2)} \, \right] = [\, 0\; 1\; 1\; 1\; 1 \,] \qquad .$$

Der Einflußvektor R_D spiegelt die entsprechende Situation der Abildung 4.3 wider

$$R_D = \left[\, r_{(1,2)(1,2)} \; r_{(1,2)(1,7)} \; r_{(1,2)(1,8)} \;\; r_{(1,2)(1,9)} \;\; r_{(1,2)(1,10)} \, \right] = [\, 0\; 1\; 1\; 1\; 1 \,] \qquad .$$

Ein sich logisch ergebendes weiteres Kriterium könnte die Vereinigung der beiden zuvor genannten Kriterien NORIC-O und NORIC-D zu NORIC-OD darstellen:

$$\left[r_{tn} = \begin{cases} 1, & \text{wenn der Fluß } n \text{ zu einem nahen Nachbarn} \\ & \text{des Zieles des Flusses } t \text{ führt} \\ & \text{und die gleiche Quelle hat } \textbf{oder vice versa} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \right] \qquad \text{NORIC-OD}$$

Dabei stellen die r_{tn} die Elemente einer $N \times M$ RIC-Matrix dar, die zur Definition der „nahen Nachbarschaft“ dient.

4.2.2 Nahe und ferne Nachbarn: Grad der Nachbarschaft

Es bleibt noch zu klären, ob es verschiedene Arten bzw. Grade der Nachbarschaft gibt. Angeregt durch Gaudry, der annahm, daß analog der Verteilung von Verzögerungseffekten bei Zeitreihen[7] auch ein entsprechender Sachverhalt für die räumliche Problematik existiert, formulierte Blum [1] einen ersten Lösungsansatz, der später abgeändert und erweitert wurde (Blum, Bolduc und Gaudry [2]). Diese Veröffentlichung geht von den folgenden Annahmen aus:

1. Es existiert eine Reihe von Nachbarschaftsmatrizen $\bar{R}^c$, deren Exponent c den Grad der Nachbarschaft angibt ($\bar{R}^2$ definiert die Nachbarn der Nachbarn, etc.), d.h.

$$\bar{R}, \bar{R}^2, \bar{R}^3, \ldots, \bar{R}^c \quad \text{und} \tag{4.9}$$

2. Es existiert eine normierte Reihe nicht-negativer Gewichtungsfaktoren, die entsprechend einer geometrischen Reihe abnehmen, d.h.

$$\sum_{c=1}^{\infty} a^{c-1}(1-a) = 1 \quad \text{für} \qquad a \in (0,1) \quad . \tag{4.10}$$

Dann konvergiert das Verfahren gewichteter Nachbarschaftsmatrizen der Ordnung c

$$v = \rho\,(1-a) \sum_{c=1}^{\infty} a^{c-1}\, \bar{R}^c\, v + w \tag{4.11}$$

zu

$$\begin{aligned} v &= \rho\,(1-a) \left[I - a\,\bar{R}\right]^{-1} \bar{R}\, v + w \\ &= \rho\,\pi \left[I - (1-\pi)\bar{R}\right]^{-1} \bar{R}\, v + w \\ &= \rho\,\tilde{R}\, v + w \quad , \end{aligned} \tag{4.12}$$

wobei $(1-a) = \pi, \tilde{R} = \pi \left[I - (1-\pi)\bar{R}\right]^{-1} \bar{R}$ und I für die Einheitsmatrix steht.

Dieser R-Koyck-Prozeß[8] gewichtet die Exponentialtransformation der Nachbarschaftsmatrizen $\bar{R}$ durch eine Reihe geometrisch abnehmender Gewichte.

[7] vgl. Fußnote 5 auf Seite 28

[8] Das klassische 'Koyck lag' der Zeitreihe stellt einen Spezialfall der Einflußmatrix dar, dabei wird eine Verzögerungsstruktur erster Ordnung $(t-1)$ durch eine Reihe Einsen parallel unterhalb der Diagonalen repräsentiert.

Der Exponent von $\bar{R}$ erlaubt, ausgehend von der Nachbarschaftsmatrix ersten Grades, vorwärts und rückwärts gerichtete Verkettungen. Die normierte Reihe der Gewichtungen macht es möglich, daß ein einziger Lagegunstparameter π den relativen Einfluß der nahen und fernen Nachbarn bzw. vice versa beschreibt. Ist $\pi = 1$ so erhalten wir

$$v = \rho\,\bar{R}\,v + w \tag{4.13}$$

und nähert sich π einem Wert ε nahe Null an ($\pi \to \varepsilon$), so ergibt sich

$$v = \rho\,\overline{\overline{R}}\,v + w, \tag{4.14}$$

wobei $\overline{\overline{R}}$ eine Matrix identischer Zeilen darstellt. Im ersten Fall ist der Lagegunstparameter π maximal und das Gewicht fernen Nachbarn ist Null; im letzteren Falle ist der Lagegunstparameter π klein, d.h. das relative Gewicht der fernen Nachbarn gegenüber den nahen ist hoch. Tatsächlich hat sich der relative Einfluß von nahen und fernen Nachbarn damit endogen ergeben.

Die Funktion (4.12) entspricht der Funktion (3.3), was ersichtlich wird, wenn wir die Vektorschreibweise verwenden. Das Beispiel aus Abbildung 4.3 auf Seite 31 mit zwei Einflußmatrizen ergibt sich dann zu:

$$v = \rho_O\,\tilde{R}_O\,v + \rho_D\,\tilde{R}_D\,v + w \qquad \text{mit} \qquad \tilde{R}_l = \pi_l\left[I - (1-\pi_l)\bar{R}_l\right]^{-1}\bar{R}_l \tag{4.15}$$

Die Tilde ($\sim$) kennzeichnet hier das von uns verwendete Verfahren aus der Familie der autoregressiven, benachbarten und verteilten Prozesse AR-C-D($l, \infty, G(\pi_l)$)[9].

4.2.3 Die Likelihood-Funktion

Unter der Annahme, daß der Fehlerterm w als ein normalverteiltes „weißes Rauschen"[10] mit der Varianz σ_w^2 vorliegt, hat die Log-Likelihood-Funktion (hinsichtlich der Funktionen (3.1), (3.2), (3.3)) in Matrixnotation für das Beispiel mit zwei Einflußmatrizen die nachfolgende Form

$$\begin{aligned} \ln(L) \;=\; & -\tfrac{N}{2}\ln(2\pi\sigma_w^2) - \tfrac{1}{2\sigma_w^2}w'w + \ln|detP| \\ & -\tfrac{1}{2}\textstyle\sum_t \ln\left[f(Z_t)\right] + (\lambda_Y - 1)\textstyle\sum_t \ln Y_t \end{aligned} \tag{4.16}$$

[9]AR-C-D: **A**uto**R**egressiv **C**ontiguous **D**istributed; l: Ordnung des AR-Prozesses, ∞: Grad der Nachbarschaft, π: Lagegunstparameter, $G(\pi_l)$: Funktion der Lagegunst der Ordnung l.
In Blum et al [2] sind AR-C-D-Prozesse beschrieben, die eine geringere Ordnung der Nachbarschaft zugrunde legen und verschiedene Verteilungen verwenden.

[10]vgl. Fußnote 4 auf Seite 8

wobei

$$
\begin{aligned}
w &= P(H^{-1}Y^{(\lambda_Y)} - H^{-1}X^{(\lambda_X)}\beta) && (4.17)\\
P &= I - \rho_O\tilde{R}_O - \rho_D\tilde{R}_D && (4.18)\\
f(Z_t) &= \exp\left[\sum_m \delta_m Z_{m_t}^{(\lambda_{Z_m})}\right] && (4.19)\\
H &= \begin{bmatrix} \sqrt{f(Z_1)} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \sqrt{f(Z_N)} \end{bmatrix} && (4.20)
\end{aligned}
$$

mit $-1 < \rho_l < 1 \quad \text{und} \quad 0 < \pi_l \leq 1.$

Dabei fällt auf, daß bei der Bildung des Logarithmus für die Jakobi-Determinante der Transformation von w zu u die Formulierung $\ln|detP|$ verwendet wird, statt den äquivalenten Ausdruck $\sum_{t=1}^{N} \ln[1-\rho\gamma_t]$ mit γ_t als Eigenwerte der RIC-Einflußmatrix $\tilde{R}$ zu benutzen. Letzterer wird häufig verwendet (z.B. Ord [22]; Blum, Bolduc und Gaudry [2]), wobei diese Vereinfachung eine Diagonalität der RIC-Einflußmatrix voraussetzt, was jedoch in Hinblick auf die Existenz asymmetrischer Matrizen (wie z.B. $\tilde{R}$) unrealistisch sein kann. Ferner ist die Verwendung dieser Vereinfachung nur erlaubt, wenn lediglich eine Autokorrelation erster Ordnung berücksichtigt wird. Dies bedeutet, daß es in unserem Verfahren nicht möglich ist, die Invertierung der $\tilde{R}_l$-Matrix während des Maximierungsprozesses (Liem und Gaudry [16]) hinsichtlich der Parameter

$$
\begin{array}{rl}
\beta_1, \ldots, \beta_k, \lambda_Y, \quad \text{und} \quad \lambda_{X_1}, \ldots, \lambda_{X_k} & \text{für Gleichung (3.1),}\\
\delta_1, \ldots, \delta_m \quad \text{und} \quad \lambda_{Z_1}, \ldots, \lambda_{Z_m} & \text{für Gleichung (3.2) und}\\
\rho_O, \pi_O, \rho_D, \pi_D \quad \text{und} \quad \sigma_w^2 & \text{für Gleichung (3.3)}
\end{array}
$$

zu umgehen. Obwohl unser Verfahren aus numerischer Sicht gute Ergebnisse erzielt, so hatten wir bislang nicht die Gelegenheit, die statistischen Eigenschaften als Schätzfunktion tiefgehend zu untersuchen. Es ist jedoch anzunehmen, daß Eigenschaften, die im Falle einer seriellen Korrelation multipler Ordnung (Dagenais, Gaudry und Liem [6]) und bei räumlichen Prozessen erster Ordnung (Bolduc [3], [4]) Bestand haben, ihre Gültigkeit auch bei einer räumlichen Autokorrelation zweiter Ordnung – wie in Funktion (4.16) berücksichtigt – beibehalten.

Kapitel 5

Anwendung des Modellansatzes auf die Bundesrepublik Deutschland (Datenbasis 1985)

Im folgenden werden die Annahmen beschrieben, die zum Testen der Methode auf einer Datenbasis für die Bundesrepublik für das Jahr 1985 zugrundegelegt wurden.

Ziel war es, angemessene realistische Modellkomponenten zu spezifizieren, um die Nützlichkeit des methodischen Ansatzes darzustellen. Die wichtigsten Entscheidungen betrafen die Auswahl der zu untersuchenden Quell-Ziel-Ströme, die Spezifikation des Verkehrsträgerwahlmodells zur Bestimmung der Verkehrsträgernutzen sowie des Erzeugungs-/Verteilungsmodells. Diese drei Hauptkomponenten werden nachfolgend der Reihe nach untersucht.

5.1 Auswahl der Verkehrsströme und der Residueneinflußkriterien

5.1.1 Symmetrie der Quell-Ziel-Matrix und andere Verkehrsstromauswahlkriterien

Angesichts der geringen Erfahrung mit dem neuen Algorithmus und im besonderen aufgrund der Notwendigkeit die Größe einer Matrix R so zu bestimmmen, daß die wiederholte Invertierung von P in (4.16) nicht übermäßig viel Rechenzeit benötigt, wurden symmetrische Verkehrsströme aus der vorhandenen asymmetrischen 282 × 282-Verkehrsstrommatrix 1985 erzeugt, indem die Flüsse für Hin- T'_{ij} und Rückrichtung T'_{ji} arithmetisch gemittelt wurden.

$$T_{ij} = \frac{T'_{ij} + T'_{ji}}{2} \tag{5.1}$$

Obwohl dies zu nicht vernachlässigbaren Fehlern führt und die Demonstration der Nützlichkeit dieser neuen Technik, die den Wettbewerb der Verkehrsziele betont, beeinflußt, – vom partiellen Ausgleich des Autoregressionsverfahrens abgesehen, wie im weitern gezeigt wird – war diese Vorgehensweise der Verdopplung des Matrizenumfangs vorzuziehen. Bei den derzeit verwendeten 286 × 286-Matrizen müßten jeweils fünf bis sechs Stunden Rechenzeit auf einem SPARC 10-Computer für einige der nachfolgend beschriebenen Experimente veranschlagt werden.

Sowohl das Verkehrsträgerwahlmodell, das die Verkehrsträgernutzen enthält, als auch das Erzeugungs-/Verteilungsmodell sind dafür konzipiert, positive Flüsse zu erklären[1]. Daher war eine geeignete Datenbank aufzubereiten, die ein Maximum an Informationen enthält, aber gleichzeitig einen noch vertretbaren Aufwand für das Testen verschiedener Modelle erlaubt, sowie die zu untersuchenden Fragestellungen nicht zusätzlich durch Datenungenauigkeiten (Meßfehler, Problem der kleinen Zahlen, Abgrenzungsprobleme) belastet. Die Anwendung der nachfolgenden Auswahlkriterien auf die Originärdaten führte zu einer Datenbasis, die 286 unterschiedliche Relationen enthält und den obigen Anforderungen genügt:

1. mindestens 10.000 Reisen pro Relation (Reduzierung des Stichprobenfehlers, der dazu neigt (relativ) zu wachsen, wenn der Gesamtverkehrsstrom sinkt).

2. mindestens 1% des Marktes wird von jedem der drei Verkehrsträger bedient {Straße, Schiene, Luft} (Reduzierung des Stichprobenfehlers bei kleinen Strömen und Vermeidung von Schwierigkeiten bei der Schätzung des Anteilsmodells (Share), die auftreten, wenn zuviele sehr kleine Anteile betrachtet werden).

[1] Der verwendete SHARE S-1/S-5 Algorithmus (Gaudry, Dagenais, Laferriére und Liem[12]) erlaubt es zwar unter bestimmten Bedingungen auch einen Marktanteil zu schätzen, selbst wenn einzelne Marktanteile für Relationen nicht verfügbar sind, aufgrund der in einem solchen Fall zu unterstellenden Annahmen wurde jedoch davon abgesehen, von dieser Möglichkeit Gebrauch zu machen.

3. mindestens 100 und höchstens 180 Kilometer zwischen Quell- und Zielregion (Ausklammerung der Ströme, die durch die Regionalabgrenzung Reisen enthalten, die ihrer Natur nach eher zum Nahverkehr zu zählen sind; Berücksichtigung von EDV-technischen Kapazitätsrestriktionen).

Der nächste Abschnitt erläutert mit welcher Methode die räumliche Struktur dargestellt werden kann. Der verwendete AR-C-D-Prozeß[2] benutzt dazu die schon vorgestellten RIC-Matrizen.

5.1.2 Gewählter AR-C-D-Prozeß

Es wurden drei R-Matrizen – NORIC-O, NORIC-D sowie NORIC-OD – spezifiziert und gleichzeitig "Nachbarschaft" als eine Situation definiert, in der zwei Untersuchungsregionenschwerpunkte zwischen 100 und 180 Kilometer (PKW-Entfernung) auseinanderliegen.

Die Benutzung dieser Nachbarschaftsdefinition mindert die unangenehme Eigenschaft, die sich aus der Verwendung symmetrischer Ströme gemäß Gleichung (5.1) ergibt, da Regionen in diesem 80 Kilometer breiten Gürtel weniger wahrscheinlich Komplemente darstellen als nähergelegene Regionen. Es ist daher zu erwarten, daß die Vorzeichen der Autoregressionsparameter ρ_O, ρ_D bzw. ρ_{OD} (in Verbindung mit der zugehörigen Residueneinflußmatrix) positiv sind.

Die Verwendung der drei Auswahlkriterien führte zu einer jeweils unterschiedlichen Anzahl von ausschließlich mit Nullen besetzten Zeilen in den R-Matrizen, wie in Tabelle 5.1 zu sehen ist. Solche Zeilen sind für den Algorithmus unproblematisch und ergeben keine Schwierigkeiten bei der Invertierung, da in Funktion (4.19) die Einheitsmatrix I verwendet wird.

R-Matrix PKW-Distanz 100-180 km	Anzahl der Zeilen mit				Charakteristik der positiven Elemente pro Zeile		
	total	positiven Elementen					
		keine	einige				
			verschieden	identisch	Min	Max	Ø
NORIC-O	286	29	257	0	1	35	10.98
NORIC-D	286	160	124	2	1	36	5.07
NORIC-OD	286	1	285	0	1	36	16.05

[2] AR-C-D-Prozeß: *AU*toregressive *C*ontiguous *D*istributed: autoregressiver, benachbarter und verteilter Prozeß.

Tabelle 5.1: Einflußmatrizen, Deutschland 1985, 286 Quell-Ziel-Paare

Zwei weitere Anmerkungen sollten zur Aussagefähigkeit der R-Matrizen gemacht werden. Erstens, wenn Quelle und Ziel weit voneinander entfernt sind, dann überschneiden sich deren Gürtel nicht – wie in Abbildung 5.1 dargestellt (wobei angenommen wird, daß – wie in Abbildung 4.3 – beide vier Nachbarn haben).

Abbildung 5.1: R-Matrixelemente ohne überschneidende Gürtel

Im anderen Falle, wenn die Gürtel sich überschneiden – vollständige Überlappung tritt selbst dann nicht auf, wenn der Abstand zwischen den betrachteten Schwerpunkten minimal ist (100 Kilometer) – dann sind einige der Punkte in der Schnittmenge der beiden Gürtel und können daher sowohl in R_O als auch in R_D auftreten, wie es im Beispiel (Abbildung 5.2) für zwei Punkte der Fall ist.

Abbildung 5.2: R-Matrixelemente mit sich teilweise überschneidenden Gürteln

Zweitens müssen um die Quellen und Ziele nicht gleich viele Nachbarn vorhanden sein. Wie Tabelle 5.1 deutlich zeigt, haben – aufgrund der räumlichen Verteilung deutscher Städte – manche Gegenden eine höhere „Dichte" an Städten, mit der Konsequenz, daß eine quellorientierte Regel hinsichtlich des Entfernungskriteriums viel mehr Flüsse führt, als eine zielorientierte, wie Abbildung 5.3 illustriert.

Abbildung 5.3: Quellorientierte Regel vs. zielorientierte Regel zur Bestimmung benachbarter Regionen

Tabelle 5.1 läßt erkennen, daß die quellorientierte Regel (NORIC-O) zu doppelt so vielen „Nachbarn“ führt wie die zielorientierte (NORIC-D).

5.2 Verkehrsträgerwahl und Verkehrsträgernutzenindex

Das Modell zur Berechnung der verkehrsträgerspezifischen Nutzen (2.4) ist ein Verkehrsträgeranteilsmodell, bei dem für jedes Quell-Ziel-Paar t der Anteil des m-ten Verkehrsträgers definiert ist als

$$sh(m)_t = \frac{e^{V_{m_t}}}{\sum_{p=1}^{n} e^{V_{p_t}}} \tag{5.2}$$

wobei die repräsentativen Nutzenfunktionen die Struktur

$$V_{m_t} = \beta_{0_m} + \sum_k \beta_k X_{k_t}^{(\lambda_{X_k})} \tag{5.3}$$

haben und X_k sowohl für verkehrsträgerspezifische Varaiblen steht, als auch für sozioökonomische und reisezweckspezifische. Während die verkehrsträgerspezifischen Variablen zwischen den Verkehrsträgern variieren, ist dies für die sozioökonomischen und reisezweckspezifischen Variablen nicht der Fall. Letztere werden berücksichtigt, um auch den Zweck der Reisen zu erfassen. Dabei wurde versucht die Modellspezifikation beizubehalten, die der für disaggregierte Daten der 1979er KONTIFERN-Befragung aus Mandel [19] sowie Mandel, Gaudry und Rothengatter [20] und [21] entspricht. Diese besitzt für den einzelnen Reisenden i die Form

$$V_{m_i} = \beta_{0_m} + \sum_n \beta_n N_{n_i}^{(\lambda_{X_n})} + \sum_a \beta_a S_{a_i} + \sum_p \beta_p P_{p_i} \tag{5.4}$$

mit	N	=	Reisekosten, Reisezeit, Bedienungsfrequenz
	S	=	Altersklassen, Geschlecht, Beschäftigungsstatus
	P	=	Geschäfts-, Privatreise

und – im optimalen Modell – einen BC-Parameter (λ_{X_n}).

Aufgrund der Natur aggregierter Daten mußten die nachfolgenden Änderungen an der Spezifiaktion (5.4) vorgenommen werden:

N: Netzbezogene Variablen treten normalerweise in Logit-Modellen (ebenso wie in anderen Modellklassen) in einer Form auf, die als Aufwand an Zeit oder Geld bezeichnet werden kann; wie z.B. :

$$\left[\begin{array}{lll} Kosten_{OD_m} & : & \text{Reisekosten von der Quelle zum} \\ & & \text{Ziel mit dem Verkehrsmittel } m \\ Zeit_{OD_m} & : & \text{Reisezeit von der Quelle zum} \\ & & \text{Ziel mit dem Verkehrsmittel } m \end{array}\right] \tag{5.5}$$

Es ist bereits bekannt, daß falsche Vorzeichen auftreten können, wenn die Regressionskoeffizienten dieser Variablen nicht über alle Verkehrsträger gleich – also als 'specific' und nicht als 'generic'[3] – gesetzt werden (wie in (5.4), wo die Koeffizienten β_n nicht über die m Verkehrsträger variieren). Aus diesem Grunde – detailliert erläutert in (Gaudry und Dagenais [10]) – kann eine abweichende Spezifikation in Form von Verhältnissen vorteilhaft sein, wie z.B. :

$$\begin{bmatrix} \mathit{Entfernung}_{OD_m} & : & \text{Reiseentfernung von der Quelle zum} \\ & & \text{Ziel mit dem Verkehrsmittel } m \\ \mathit{Preis}_{OD_m} & : & \mathit{Kosten}_{OD_m} \;/\; \mathit{Entfernung}_{OD_m} \\ \mathit{Geschwindigkeit}_{OD_m} & : & \mathit{Entfernung}_{OD_m} \;/\; \mathit{Zeit}_{OD_m} \end{bmatrix} \tag{5.6}$$

Beide Variablen verwenden Entfernungseinheiten und können als Geld- oder Zeitaufwand je Einheit verstanden werden. Die Entfernungsvariable übernimmt hier eine ähnliche Rolle wie das Einkommen in den üblichen Spezifikationen mikroökonomischer Nachfragesysteme, die die Form

$$q_m^d = f(\mathit{Preis}_m, \ldots, \mathit{Einkommen}) \tag{5.7}$$

besitzen, wobei die Menge des nachgefragten Gutes m – q_m^d – durch die Kosten per Einheit (und möglicherweise auch durch Preise anderer Güter) und das Einkommen erklärt wird.

In der Anwendung auf die Bundesrepublik Deutschland (aggregierte Datenbasis 1985) machte es die sehr hohe Kolliniarität zwischen Reisekosten und Reisezeit des Verkehrsträgers Straße unmöglich – von einigen zweifelhaften Fällen abgesehen – die erwarteten Vorzeichen für diese beiden Variablen gleichzeitig zu erhalten.

Um robuste Ergebnisse zu bekommen, verblieben zwei Möglichkeiten:

1. Fixierung der relativen Gewichte für Reisekosten und Reisezeit, um „generalisierte Kosten“ oder einen Widerstand zu definieren; dafür könnten die aus der disaggregierten Datenbasis 1979 ermittelten Parameter verwendet werden.

   Eine solche Entscheidung, die in der Praxis oft benutzt wird, um Problemen mit Kolliniarität auszuweichen, bringt die Schwierigkeit mit sich, daß die ermittelten Gewichte mit der funktionalen

[3] 'specific': Die Variable ist spezifisch für einen Verkehrsträger; 'generic': Die Variable ist allgemeiner Natur für alle Verkehrsträger. In LEVEL-Modellen können ferner die Exponentialparameter auch für Y und X-Variablen gemeinsam ('generic') oder verschieden ('specific') definiert werden.

Form der Variablen wechseln. Wie in MANDEL [19] gezeigt, führt die starke Nichtlinearität der repräsentativen Nutzenfunktion zu besseren Ergebnissen als die lineare Funktionsform.

2. Verwendung der Verhältnisform (5.6), die den Vorteil hat, daß BC-Transformationen auf allen Variablen möglich sind.

   Die Anwendung dieser Möglichkeit führte auch zu robusten Ergebnissen. Zur Interpretation der Ergebnisse ist anzumerken, daß der Entfernungsterm als eine Basis bzw. ein Referenzmaß für das verfügbare Einkommen an Zeit und Geld, das für eine Reise von O nach D auszugeben ist, angesehen werden kann und daß die Einheit Reisekosten (bei gegebenen Entfernungen) die Anteile der Verkehrsträgerwahl beeinflußt.

   Wie allerdings (5.6) in (5.5) mittels BC-Transformation integriert werden kann, ist zu untersuchen: es ist offensichtlich, daß bei logarithmischer Form von (5.6) die Möglichkeit besteht, durch Umformungen von Aussagen und die Beschränkung von Koeffizienten die Funktion (5.5) zu erhalten. Eine vertiefte Untersuchung dieses Sachverhaltes war aus Zeitgründen nicht mehr möglich.

S_a**:** Bei einem aggregierten (Marktanteils-, Share-)Modell ist die Form (2.2) geeignet. Die Bevölkerungsvariablen sind alle als Anteil bezogen auf die Region (i oder j) definiert.

POP0014	:	Bevölkerung 0 bis 14 Jahre / Gesamtbevölkerung
POP5064	:	Bevölkerung 50 bis 64 Jahre / Gesamtbevölkerung
POPMALE	:	männliche Bevölkerung / Gesamtbevölkerung
TOTEMPL	:	Beschäftigte (total) / Gesamtbevölkerung

Obwohl auch Informationen zur Altersklasse „15 bis 49 Jahre“ verfügbar waren, zeigte sich, daß die resultierende Variable eine extreme Kollinearität zur Variablen POPMALE aufwies: dies bedeutet, daß sowohl die Altersklasse „15 bis 49 Jahre“ als auch die Klasse „65 und älter“ eine implizite Referenzkategorie darstellen.

P_t**:** Da die Ströme je Reisezweck für alle Quell-Ziel-Beziehungen bekannt sind, ist es möglich Variablen zu erzeugen, die das Verhältnis „Anzahl aller Reisen“ zu „reisezweckspezifische Fahrten“ beschreiben.

BUSINESS	:	Geschäftsreisen über alle Modes / alle Reisen
PRIVATE	:	Privatreisen über alle Modes / alle Reisen

Dabei entfällt die Notwendigkeit eine Variable für Urlaubsreisen zu definieren; dieser Reisezweck entspricht der impliziten Referenzkategorie.

Referenzkategorie-Variablen können nicht gleichzeitig mit den anderen verwendet werden, da sich sonst die Variablen gleicher Klasse zu Eins summieren und Kollinearität zur Regressionskonstanten auftritt.

Tabelle 5.2 enthält die Ergebnisse des Verkehrsträgerwahlmodells. Jede Spalte entspricht einer Modellvariante. Der erste Tabellenteil enthält die Punktelastizitäten und die t-Statistiken für die zugrundeliegenden β-Regressionskoeffizienten die abhängig von den Werten der BCT – die im zweiten Tabellenteil aufgeführt sind – berechnet wurden. Der dritte Teil enthält globale Auswertungen, z.B. den Log-Likelihood-Wert für die Beobachtungen etc. Hinzuweisen ist auf

Funktionsform: bei der Einführung der nichtlinearen Funktionsform steigt der Log-Likelihood-Wert in erheblichem Maße; bei einem freien BCT-Parameter erhöht sich der Wert um sechs Punkte und um weitere 20 Punkte bei der Zulassung von drei zusätzlichen freien BCT-Parametern (ein λ-Parameter je Netzvariable).

Die t-Statistiken zeigen, daß die Box-Cox-Transformationen der Variablen "Preis" und "Geschwindigkeit" hauptsächlich für die Erhöhung der Log-Likelihood-Werte verantwortlich sind, die BC-Transformationen auf "Entfernung" und "Frequenz" jedoch nicht: Für die Variable "Entfernung" kann die logarithmische Form ($\lambda = 0$) nicht verworfen werden und für die Variable "Frequenz" kann der lineare Ausgangspunkt ($\lambda = 1$) nicht zurückgewiesen werden.

Ebenso ist bemerkenswert, daß ganz allgemein die Anwendung der BCT die statistische Signifikanz der Netzvariablen erhöht, die der sozioökonomischen verringert und keinen globalen Einfluß auf die reisezwecksspezifischen Variablen hat.

Die Mächtigkeit der BCT zeigt sich ebenfalls in der Gleichung für den Verkehrsträger Schiene, wo eine sozioökonomische Variable ihr Vorzeichen wechselt, aber immer signifikant bleibt!

spezifische Variablen: Obwohl die für die Spezifikation (5.6) mit verschiedenen BC-Werten erhaltenen Ergebnisse nicht detailliert untersucht und ausführlich für eine Feinabstimmung der Schätzwerte analysiert wurden, erscheinen die Ergebnisse grundsätzlich sinnvoll – selbst die sehr hohe Schienen-Preiselastizität aufgrund der negativen BCT. Die Elastizität ist wie folgt zu ermitteln:

$$\eta(p_m, X_k) = \frac{\partial p_m}{\partial X_k} \frac{X_k}{p_m} = \beta_k (1 - p_m) X_k^{\lambda_{X_k}}, \tag{5.8}$$

VARIANT		1	2	3
INDEPENDENT VARIABLE	BETA COEFFICIENT	OWN ELASTICITY (CONDITIONAL T)		
NETWORK		ALTERNATIVE: AIR		
PRICE-AIR	GEN	-1.93	-0.46	-3.88
		(-4.92)	(-2.47)	(-6.99)
SPEED-AIR	GEN	0.92	1.13	0.47
		(2.92)	(5.72)	(4.97)
DIST-AIR	GEN	-0.70	-0.05	-1.20
		(-2.64)	(-0.58)	(-4.34)
FREQ-AIR	GEN	0.27	0.06	0.06
		(4.50)	(6.67)	(6.99)
NETWORK		ALTERNATIVE: RAIL		
PRICE-RAIL	GEN	-0.88	-0.03	-14.67
		(-4.92)	(-2.47)	(-6.99)
SPEED-RAIL	GEN	0.59	0.30	0.05
		(2.92)	(5.72)	(4.97)
DIST-RAIL	GEN	-0.61	-0.04	-1.05
		(-2.64)	(-0.58)	(-4.34)
FREQ-RAIL	GEN	0.46	0.64	0.64
		(4.50)	(6.67)	(6.99)
SOCIOECONOMIC				
POP0014	SPE	-5.97	-5.96	-5.23
		(-4.39)	(-4.66)	(-3.83)
POP5064	SPE	0.23	-0.12	-0.22
		(5.90)	(5.55)	(4.07)
POPMALE	SPE	7.70	7.33	7.44
		(4.72)	(5.09)	(4.65)
TOTEMPL	SPE	0.93	0.81	0.84
		(2.70)	(3.29)	(2.87)
TRIP PURPOSE				
BUSINESS	SPE	-0.52	-0.51	-0.44
		(-9.71)	(-10.05)	(-10.98)
PRIVATE	SPE	-1.29	-1.19	-0.80
		(-0.59)	(1.36)	(0.16)
NETWORK		ALTERNATIVE: CAR		
PRICE-CAR	GEN	-0.28	-0.01	-3.56
		(-4.92)	(-2.47)	(-6.99)
SPEED-CAR	GEN	0.20	0.12	0.03
		(2.92)	(5.72)	(4.97)
DIST-CAR	GEN	-0.16	-0.01	-0.28
		(-2.64)	(-0.58)	(-4.34)
SOCIOECONOMIC				
POP0014	SPE	1.46	1.32	1.18
		(1.82)	(1.49)	(1.97)
POP5064	SPE	0.83	0.75	0.46
		(7.70)	(7.78)	(5.86)
POPMALE	SPE	-0.92	-0.73	-1.07
		(3.06)	(3.53)	(2.79)
TOTEMPL	SPE	-0.17	-0.11	-0.15
		(0.73)	(1.82)	(1.00)
TRIP PURPOSE				
BUSINESS	SPE	-0.01	-0.01	-0.01
		(-9.12)	(-9.43)	(-10.74)
PRIVATE	SPE	0.41	0.39	0.23
		(5.47)	(7.90)	(3.68)
BOX-COX		PARAMETER VALUE (UNCONDITIONAL T with PAR=0) <UNCONDITIONAL T with PAR=1>		
LAMBDA	PRICE	1.00	3.88	-2.20
			(3.42)	(-4.10)
			<2.54>	<-5.96>
	SPEED	1.00	3.88	6.39
			(3.42)	(2.88)
			<2.54>	<2.43>
	DIST	1.00	3.88	-0.15
			(3.42)	(-0.25)
			<2.54>	<-1.89>
	FREQ	1.00	3.88	3.94
			(3.42)	(1.31)
			<2.54>	<0.98>
LOG-LIKELIHOOD		-709.96	-703.39	-683.90
R2 (overall)		0.58	0.58	0.61
NUMBER OF PAIRS		286	286	286

PRICE : Kosten / Entfernung
SPEED : Entfernung / Zeit
DIST : Entfernung
FREQ : Bedienungsfrequenz
POP0014 : Bevoelkerung bis 14 Jahre
POP5064 : Bevoelkerung zwischen 50 und 64 Jahren
POPMALE : Maennliche Bevoelkerung
TOTEMPL : Beschaeftigte
BUSINESS : Reisezweck geschaeftlich
PRIVATE : Reisezweck privat

Tabelle 5.2: Lineare und Box-Cox-Logit-Share-Modelle für die Bundesrepublik Deutschland (aggregierte symmetrische Datenbasis 1985) wobei sich alle Berechnungen auf den Stichprobenmittelwert beziehen.

Bei Betrachtung der Funktion 5.8 ist zu verstehen, daß bei $\lambda_{X_k} < 0$ und sehr großen Werten wie im Fall der Kostenvariablen ($\hat{\lambda}_{X_k} = -2.20$), etwas ungewöhnliche Werte auftreten können, die eine weitere Variation der Modellspezifikation hinsichtlich der verwendeten Variablen erfordert.

Aufgrund der großen Verbesserungen in der Modellvariante 3 (mit vier BCT), wurde diese Variante für die Bestimmung des Verkehrsträgernutzenindex verwendet. Die Ergebnisse dieses Modells hängen daher von den vorausgegangenen und eigenständigen Schätzungen des Modalwahlmodells, die in Tabelle 5.2, Spalte 3 aufgeführt sind, ab. Es wäre nicht sinnvoll, das Modalwahl- und Erzeugungs-/Verteilungsmodell gleichzeitig zu schätzen, da dies zuviel Rechenzeit in Anspruch nimmt.

5.3 Erzeugungs-/Verteilungsmodell

Zusätzlich zu der gemäß (2.4) entwickelten Variable U benötigt die Spezifikation des Erzeugungs-/Verteilungsmodells – siehe Tabelle 5.3 oder 5.4 – drei weitere Variablen, die jeweils gemäß Format (2.2) erzeugt werden: Bevölkerung, Einkommen (hier wird das Bruttosozialprodukt verwendet) und Fläche der Region (zum Testen auf Heteroskedastizität).

Die sich ergebende Spezifikation ist verhältnismäßig einfach, jedoch angemessen, um die Nützlichkeit des gewählten Ansatzes zu demonstrieren. Verfeinerte Spezifikationen, die z.B. Indikatoren für das Arbeitsplatzangebot (Industrie, Dienstleistung, etc.) beinhalten sind noch zu untersuchen, beeinflussen jedoch die prinzipiellen Ergebnisse dieser Studie nur unwesentlich. Gleiches könnte auf Dummy-Variablen zutreffen, die die Grenznähe beschreiben. Diese Art der Berücksichtigung von Auswirkungen der räumlichen Korrelation auf das Reiseverhalten ist möglicherweise ungeeignet, dem Umstand Rechnung zu tragen, daß einige Städte nahe einer „Grenze“ (Nordsee, Frankreich, etc.) liegen, da diese Situation wegen fehlender Auslandsreisen in der Datenbasis im Modell nicht berücksichtigt wird oder da eingeschränkte Reisemöglichkeiten die Ströme zu den erreichbaren Zielen erhöhen könnten.

Die Anzahl direkter Nachbarn beeinflußt die $\bar{R}$-Matrix, da (durch die Normalisierung der Matrix) Zeilen mit vielen Werten ungleich Null diese Beobachtungen geringer gewichten, als dies bei Zeilen mit weniger Werten ungleich Null der Fall ist. Dies kann aber unter Umständen nicht ausreichend sein, um die Grenzeffekte auszuschalten. Nur eine detaillierte Studie könnte diese Frage durch die Anreicherung der Modellspezifikation um Grenz-Dummyvariablen beantworten.

Die entscheidende Frage ist die nach dem Einfluß von Prozessen räumlicher Korrelation – die implizit die räumliche Konkurrenz einführen – auf die Elastizität des Nutzens von Reisen. Zudem ist zu fragen, ob die Antwort darauf von der funktionalen Form des Modells abhängt oder davon wie die Heteroskedastizität berücksichtigt wurde. Zur Beantwortung dieser Frage wurden Test durchgeführt, deren Ergebnisse in den Tabellen 5.3 und 5.4 dargestellt sind.

Diese Tabellen sind – wie Tabelle 5.2 – in drei Abschnitte untergliedert: im ersten werden die Elastizitäten der in den Gleichungen (3.1) oder (3.2) verwandten Variablen dargestellt, im zweiten Abschnitt die BCT auf diese Variablen sowie die Autokorrelations- und Lagegunstparameter des durch die Formel (3.3) und (4.6) beschriebenen Verfahrens. Der dritte Abschnitt enthält allgemeine statistische Größen bzw. deskriptive Angaben.

In beiden Tabellen enthält die erste Spalte den allgemeinen multiplikativen Modellansatz, in der zweiten Spalte wird die Autokorrelation ρ unter der Annahme eines fixen Lagegunstparameters ($\pi = 1$, der Einfluß naher Nachbarn ist hoch) und in Spalte 3 unter der Annahme eines variablen Lagegunstparameters ($\equiv$ Einfluß naher und ferner Nachbarn) untersucht. Die nachfolgenden drei Spalten weisen zusätzlich zu ρ und π den Einfluß der BCT aus. Dabei wird in Spalte 4 für die zu erklärende d.h. abhängige Variable Y und alle erklärende d.h. unabhängigen Variablen X ein gemeinsamer ('generic') und in Spalte 5 ein unterschiedlicher λ-Parameter angenommen.[4] In Spalte 6 besitzt jede Variable X sowie auch Y einen eigenen ('specific') λ-Parameter. In den letzten fünf Spalten wurde zusätzlich Heteroskedastizität in den Varianten der Spalten 2 bis 6 berücksichtigt und in der selben Reihenfolge als Varianten 7 bis 11 bezeichnet.

Die Ergebnisse des NORIC-OD autoregressiven, benachbarten und verteilten Prozesses AR-C-D$(1, \infty, G(\pi_{OD}))$ führen zu nachfolgenden Aussagen:

Funktionsform: Obwohl die BCT extrem mächtig und daher der multiplikative Fall leicht zurückzuweisen ist (vgl. Log-Likelihood-Werte der Spalte 3 mit denen der Spalten 4 und 5 bzw. im Falle der Berücksichtigung der Heteroskedastizität Spalte 8 mit Spalten 9 und 10), so ergeben sich bei Anreicherung der Modellspezifikation von zwei BCT auf vier

[4] vgl. Fußnote 3 auf Seite 42.

VARIANT		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
CLASS		LOG	LOG+	LOG+	BC1+	BC2+	BC4+	LOG+	LOG+	BC1+	BC2+	BC4+
SUBCLASS			AU	AU+PR	AU+PR	AU+PR	AU+PR	AU+HG	AU+PR+HG	AU+PR+HG	AU+PR+HG	AU+PR+HG
INDEPENDENT VARIABLES						ELASTICITY (CONDITIONAL T)						
POPULATION	X1	1.37	1.63	1.61	1.45	1.45	1.41	1.63	1.62	1.46	1.46	1.42
		(14.35)	(17.41)	(16.97)	(12.74)	(13.29)	(13.65)	(17.27)	(16.55)	(12.70)	(13.37)	(13.66)
INCOME	X2	1.33	1.60	1.60	1.55	1.45	1.35	1.63	1.63	1.58	1.47	1.36
		(10.16)	(9.95)	(9.95)	(8.39)	(7.94)	(7.41)	(10.14)	(9.87)	(8.51)	(8.16)	(7.56)
UTILITY	X3	0.40	0.24	0.25	0.19	0.24	0.24	0.24	0.25	0.20	0.24	0.24
(Variant 3)		(9.68)	(5.40)	(5.59)	(4.31)	(5.71)	(5.71)	(5.70)	(5.89)	(4.56)	(5.86)	(5.79)
HETEROSKEDASTICITY												
SIZE	Z1							0.02	0.05	0.05	0.05	0.04
								(1.80)	(1.76)	(1.50)	(1.18)	(0.76)
BOX-COX TRANSFORMATIONS						PARAMETER VALUE (UNCONDITIONAL T with PAR=0) <UNCONDITIONAL T with PAR=1>						
HETEROSKEDASTICITY												
LAMBDA	Z1							0.78	0.74	0.72	0.51	0.39
								(0.41)	(0.39)	(0.32)	(0.17)	(0.08)
								<-0.12>	<-0.14>	<-0.12>	<-0.17>	<-0.13>
DEPENDENT VARIABLE												
LAMBDA	Y	0.00	0.00	0.00	-0.34	-0.46	-0.41	0.00	0.00	-0.33	-0.46	-0.41
					(-3.03)	(-5.30)	(-4.54)			(-3.01)	(-5.31)	(-4.52)
					<-12.08>	<-16.77>	<-15.75>			<-12.25>	<-16.92>	<-15.67>
INDEPENDENT VARIABLES												
LAMBDA	X1	0.00	0.00	0.00	-0.34	0.54	0.71	0.00	0.00	-0.33	0.52	0.69
					(-3.03)	(3.18)	(2.50)			(-3.01)	(3.11)	(2.40)
					<-12.08>	<-2.72>	<-1.00>			<-12.25>	<-2.87>	<-1.10>
	X2	0.00	0.00	0.00	-0.34	0.54	1.64	0.00	0.00	-0.33	0.52	1.56
					(-3.03)	(3.18)	(1.90)			(-3.01)	(3.11)	(1.71)
					<-12.08>	<-2.72>	<0.74>			<-12.25>	<-2.87>	<0.61>
	X3	0.00	0.00	0.00	-0.34	0.54	0.41	0.00	0.00	-0.33	0.52	0.41
					(-3.03)	(3.18)	(1.71)			(-3.01)	(3.11)	(1.75)
					<-12.08>	<-2.72>	<-2.44>			<-12.25>	<-2.87>	<-2.49>
SPATIAL CORRELATION						PARAMETER VALUE (CONDITIONAL T with PAR=0) <CONDITIONAL T with PAR=1>						
O and D: DIST. (100-180 km) (NORIC-OD)												
RHO (DIST_OD)			0.76	0.80	0.79	0.76	0.73	0.77	0.80	0.80	0.76	0.74
			(10.65)	(8.13)	(7.53)	(5.89)	(5.08)	(10.83)	(8.32)	(7.71)	(5.90)	(5.07)
PI (DIST_OD)			1.00	0.74	0.67	0.52	0.49	1.00	0.74	0.68	0.52	0.50
				(2.42)	(2.21)	(1.72)	(1.52)		(2.34)	(2.18)	(1.69)	(1.51)
				<-0.86>	<-1.10>	<-1.62>	<-1.57>		<-0.82>	<-1.04>	<-1.55>	<-1.52>
LOG-LIKELIHOOD		-3057.31	-3029.34	-3028.82	-3019.40	-2997.58	-2995.30	-3027.96	-3027.46	-3018.32	-2997.02	-2995.10
PSEUDO-(L)-R2 (adjusted for D.F.)		0.91	0.93	0.93	0.93	0.94	0.94	0.93	0.93	0.93	0.94	0.94
NUMBER OF PAIRS		286	286	286	286	286	286	286	286	286	286	286

POPULATION : Bevoelkerung   INCOME : Bruttosozialprodukt   SIZE : Flaeche der Region

Tabelle 5.3: Erzeugungs-/Verteilungsmodelle für die Bundesrepublik Deutschland:
AR-C-D-Prozeß 1. Ordnung (aggregierte symmetrische Datenbasis 1985)

VARIANT		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
CLASS		LOG	LOG+	LOG+	BC1+	BC2+	BC4+	LOG+	LOG+	BC1+	BC2+	BC4+
SUBCLASS			AU	AU+PR	AU+PR	AU+PR	AU+PR	AU+HG	AU+PR+HG	AU+PR+HG	AU+PR+HG	AU+PR+HG
INDEPENDENT VARIABLES						ELASTICITY (CONDITIONAL T)						
POPULATION	X1	1.37	1.60	1.61	1.47	1.50	1.42	1.60	1.60	1.47	1.50	1.41
		(14.35)	(17.96)	(17.79)	(13.28)	(12.19)	(12.46)	(17.75)	(17.37)	(13.26)	(12.20)	(12.31)
INCOME	X2	1.33	1.43	1.44	1.39	1.39	1.29	1.46	1.47	1.42	1.41	1.27
		(10.16)	(8.46)	(8.17)	(7.05)	(6.90)	(6.50)	(8.72)	(8.23)	(7.17)	(6.93)	(6.47)
UTILITY	X3	0.40	0.31	0.31	0.27	0.32	0.31	0.31	0.31	0.27	0.32	0.32
(Variant 3)		(9.68)	(7.02)	(7.16)	(6.10)	(7.18)	(7.25)	(7.09)	(7.18)	(6.15)	(7.02)	(7.34)
HETEROSKEDASTICITY												
								0.02	0.02	0.02	0.01	-0.01
SIZE	Z1							(1.22)	(1.13)	(0.83)	(0.54)	(-0.75)
BOX-COX TRANSFORMATIONS						PARAMETER VALUE (UNCONDITIONAL T with PAR=0) <UNCONDITIONAL T with PAR=1>						
HETEROSKEDASTICITY												
								0.40	0.29	0.17	0.01	5.81
LAMBDA	Z1							(0.15)	(0.10)	(0.04)	(0.00)	(0.58)
								<-0.23>	<-0.24>	<-0.20>	<-0.15>	<0.48>
DEPENDENT VARIABLE												
LAMBDA	Y	0.00	0.00	0.00	-0.33	-0.49	-0.43	0.00	0.00	-0.32	-0.50	-0.43
					(-3.02)	(-5.00)	(-4.50)			(-2.98)	(-4.99)	(-4.43)
					<-12.27>	<-15.03>	<-14.92>			<-12.25>	<-15.05>	<-14.71>
INDEPENDENT VARIABLES												
LAMBDA	X1	0.00	0.00	0.00	-0.33	0.46	0.71	0.00	0.00	-0.32	0.45	0.75
					(-3.02)	(3.06)	(2.25)			(-2.98)	(3.04)	(2.32)
					<-12.27>	<-3.62>	<-0.90>			<-12.25>	<-3.67>	<-0.79>
	X2	0.00	0.00	0.00	-0.33	0.46	1.97	0.00	0.00	-0.32	0.45	2.06
					(-3.02)	(3.06)	(2.00)			(-2.98)	(3.04)	(2.10)
					<-12.27>	<-3.62>	<0.98>			<-12.25>	<-3.67>	<1.08>
	X3	0.00	0.00	0.00	-0.33	0.46	0.35	0.00	0.00	-0.32	0.45	0.34
					(-3.02)	(3.06)	(1.80)			(-2.98)	(3.04)	(1.76)
					<-12.27>	<-3.62>	<-3.38>			<-12.25>	<-3.67>	<-3.48>
SPATIAL CORRELATION						PARAMETER VALUE (CONDITIONAL T with PAR=0) <CONDITIONAL T with PAR=1>						
O: DIST. (100-180 km) (NORIC-O)												
RHO (DIST_O)			0.42	0.46	0.42	0.38	0.31	0.42	0.46	0.43	0.38	0.30
			(5.15)	(4.29)	(3.61)	(2.60)	(1.87)	(5.07)	(4.29)	(3.60)	(2.59)	(1.81)
PI (DIST_O)			1.00	0.70	0.66	0.51	0.52	1.00	0.71	0.68	0.51	0.49
				(1.97)	(1.70)	(1.05)	(0.86)		(1.95)	(1.70)	(1.04)	(0.76)
				<-0.86>	<-0.86>	<-1.02>	<-0.79>		<-0.79>	<-0.81>	<-1.00>	<-0.79>
D: DIST. (100-180 km) (NORIC-D)												
RHO (DIST_D)			0.41	0.40	0.41	0.27	0.21	0.42	0.40	0.41	0.27	0.20
			(3.10)	(2.50)	(2.51)	(1.18)	(0.84)	(3.08)	(2.49)	(2.52)	(1.17)	(0.79)
PI (DIST_D)			1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
				(1.38)	(1.45)	(1.06)	(0.86)		(1.37)	(1.44)	(1.06)	(0.81)
				<0.00>	<0.00>	<0.00>	<0.00>		<0.00>	<0.00>	<0.00>	<0.00>
LOG-LIKELIHOOD		-3057.31	-3042.08	-3041.47	-3032.10	-3010.11	-3006.68	-3041.50	-3040.97	-3031.81	-3010.00	-3005.84
PSEUDO-(L)-R2 (adjusted for D.F.)		0.91	0.92	0.92	0.93	0.94	0.94	0.92	0.92	0.93	0.94	0.94
NUMBER OF PAIRS		286	286	286	286	286	286	286	286	286	286	286

POPULATION : Bevoelkerung   INCOME : Bruttosozialprodukt   SIZE : Flaeche der Region

Tabelle 5.4: Erzeugungs-/Verteilungsmodelle für die Bundesrepublik Deutschland:
AR-C-D-Prozeß 2. Ordnung (aggregierte symmetrische Datenbasis 1985)

BCT (vgl. Spalte 5 vs. 6 oder Spalte 10 vs. 11) keine signifikanten Verbesserungen des Modells.

Heteroskedastizität: In der multiplikativen Form scheint etwas Heteroskedastizität vorhanden zu sein (Spalte 2 vs. 7), jedoch verschwindet diese (mit „SIZE" als erklärende Variable) bei der Verwendung von BC-Transformationen.

Autokorrelation: Die Berücksichtigung von Autokorrelation unter der Annahme eines fixen Lagegunstparameters ($\pi = 1$) führt zu einer großen Verbesserung des Log-Likelihood-Wertes um 28 Punkte (Spalte 1 vs. 2) und einem Wert von 0,76 für ρ, der auch bei Einführung des Lagegunstparameters und der BCT stabil über alle Varianten bleibt.

Lagegunst: Die Einführung des freien Lagegunstparameters π erbringt keine signifikante Verbesserung des Log-Likelihood-Wertes (vgl. Spalte 2 vs. 3 bzw. Spalte 7 vs. 8). Der geschätzte Wert von π sinkt jedoch, wenn mehr Box-Cox-Transfrormationen verwendet werden (was bei der zunehmenden Anzahl von Freiheitsgraden auch sinnvoll ist), bis er einen Wert von ca. $\pi = 0,5$ erreicht hat.

Abbildung 5.4 zeigt, wie sehr der Lagegunstparameter von Null verschieden ist (bzw. von 0,01, da $\tilde{R}$ in (4.12) für $\pi \to 0$ vollkommen verschwindet). Dies bedeutet, daß der Einfluß ferner Nachbarn von untergeordneter Bedeutung ist.[5]

[5] Für Variante 6, die in Abbildung 5.4 gezeigt wird, betragen die Log-Likelihood-Werte $\log L(\pi = 1) = -2996,83$ und $\log L(\pi = 0,01) = -3008,94$; für die von uns bevorzugte Varinate 5 beträgt der entsprechende Log-Likelihood-Wert -2999,14 bzw. -3014,57.

Abbildung 5.4: Verlauf der Log-Likelihood-Funktion der Variante 6 aus Tabelle 5.3 über den kompletten Wertebereich des Lagegunstparameters π

Spezifische Ergebnisse: Der wichtigste Einfluß der Einführung der Autokorrelation ist die starke Senkung der Elastizität des Nutzenindex (von 0,40 auf 0,24), wie es auch zu erwarten ist, wenn ein IIA-konsistentes Modell den Einfluß substitutiver Ziele unterbewertet.

Ein zweites Ergebnis stellt die Steigerung der Elastizitäten der Bevölkerungs- und Einkommensterme dar (Spalte 1 vs. 2). In diesem Falle sind die Elastizitäten der Erwartungswerte von T_{ij} definiert als

$$\eta(T, X_k) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N} \left(\frac{\partial E(T)}{\partial X_{k_t}} \frac{X_{k_t}}{E(T)} \right) \quad , \tag{5.9}$$

wobei die Ableitungen detailliert in Liem und Gaudry [16] behandelt werden. Dieses Werk umfaßt z.B. die Ableitungen für die λ_Y und λ_{X_k}

sowie die für die Elastizität von T gegenüber Z_m (wenn Z_m in Funktion 3.2 verwendet wird). Letzteres ist in den Tabellen 5.3 und 5.4 in den Fällen der Heteroskedastizität ausgewiesen.

Als drittes Ergebnis ist anzumerken, daß der Verkehsrträgernutzenindex U keine logarithmische Form besitzt, was bei einem Vergleich der Spalten 5 und 6 zu erkennen ist.

In Tabelle 5.4 sind zwei signifikante Unterschiede zu Tabelle 5.3 hervorzuheben. Auffällig ist als erstes die Verbesserung des Log-Likelihood-Wertes bei Verwendung von vier Box-Cox-Transformationen, so daß die Versuchung besteht, dieses Modell gegenüber dem mit zwei Box-Cox-Transformationen zu favorisieren, wäre nicht der zweite kritische Unterschied, der sich auf die Lagegunst bezieht. Obwohl sich die gemeinsame Verwendung der Autokorrelationsparameter ρ_O und ρ_D offensichtlich lohnt (vgl. Spalte 1 vs. 2), so wird jedoch keine Verbesserung bei Einführung der Lagegunstparameter π_O und π_D erzielt. Vielmehr noch, π_D konvergiert stets gegen Eins, was darauf hindeutet, daß bei Verwendung des Residueneinflußkriteriums NORIC-D nur angrenzende Nachbarn eine konkurrierende Rolle spielen – ein Ergebnis, das in Anbetracht der partiellen Besetzung der Residueneinflußmatrix R_D, dargestellt in Abbildung 5.3 und in Tabelle 5.1 beschrieben, nicht überrascht. Hieraus ist zu folgern, daß eine gering besetzte Residueneinflußmatrix jeden Einfluß ferner Nachbarn unterbindet.

Die gleichzeitige Verwendung von zwei Lagegunststrukturen scheint labiler zu sein als die Verwendung nur einer Struktur, insbesondere wenn die Werte von ρ_O und ρ_D relativ nahe beieinander liegen. Wären diese Werte gleich, so implizierte dies eine Addition der Matrizen $\tilde{R}_O$ und $\tilde{R}_D$, wodurch auch die Normierungsregel der sich daraus ergebenden Matrix verletzt würde. Um diesen Sachverhalt genauer zu untersuchen, haben wir einige Tests mit multiplikativen Modellen durchgeführt. In Tabelle A.1 im Appendix sind diese Testergebnisse dargestellt. Da der Wert von π_D unabhängig davon, ob ρ_O und π_O simultan geschätzt werden oder nicht, stets gegen Eins konvergiert, sind wir davon überzeugt, daß das Fehlen des in NORIC-D definierten Einflusses ferner Nachbarn eher die Brauchbarkeit dieser Nachbarschaftsregel widerspiegelt als Schwierigkeiten bei der simultanen Schätzung zweier Verzögerungsstrukturen.

Aus diesen zwei Testserien kann der Schluß gezogen werden, daß sich die Erwartungen an die Einführung räumlicher Konkurrenz durch einen autoregressiven, benachbarten und verteilten Prozeß erfüllt haben. Dies bedeutet, daß die Elastizität des Verkehrsträgernutzenindex wie erwartet sinkt, wenn die Autokorrelation positiv ist und den Einfluß von Substituten erklärt. Die zusätzliche Rolle des Lagegunstparameters in der Bestimmung des relativen Einflusses ferner und naher Nachbarn hängt sehr von den spezifischen räumlichen Kennzeichen ab, die durch die Kriterien zur Erstellung der Residueneinflußmatrix bestimmt sind.

Kapitel 6

Zusammenhänge des Ansatzes: das quasi-direkte Format (QDF)

Ein anderer Weg, unseren Ansatz zu interpretieren, besteht in der Kombination der Erzeugungs-/Verteilungsgleichung (2.1) mit der Modalwahl-Gleichung (5.2) zu einem Produkt, das die Reisenachfrage je Verkehrsträger T_m erklärt (unter Aussparung der Indizes für Quell-Ziel-Paare).

$$T_m = T * p_m \tag{6.1}$$

Die Funktion 6.1 ist in dem quasi-direkten Format (QDF) geschrieben. Dabei repräsentiert der erste Faktor die Gesamtnachfrage

$$T = g^d\left(\{A_s\}, U\right) \tag{6.2}$$

und der zweite den Marktanteil des Verkehrsträgers m

$$p_m = U_m/U \qquad \text{mit} \qquad m = 1, \ldots, M \tag{6.3}$$

sowie

$$\begin{aligned} U_m &= u_m\left(\{N_n\}, \{A_s\}\right) \\ U &= \left(U_1 + \cdots + U_M\right) \qquad . \end{aligned} \tag{6.4}$$

Der Ausdruck $\{A_s\}$ steht für die sozioökonomischen Einflußgrößen bzw. Variablen ($s = 1, \ldots, S$) und $\{N_n\}$ für verkehrsträgerspezifische Variablen ($n = 1, \ldots, N$). Die Gestalt der Funktionen $g^d(\bullet)$ und $u_m(\bullet)$ entspricht der der Funktionen (2.3), (3.1), (3.2), (3.3) sowie (5.3).

Die Verwendung des quasi-direkten Formats (QDF) bedeutet, daß der Einfluß jeder Variablen X_k auf die verkehrsträgerspezifische Nachfrage T_m (Mode) in ihre Wirkung auf den Verkehrsträgeranteil p_m (Share) und die Gesamtnachfrage (Total) zerlegt werden kann, wobei letzteres ohne Rücksicht auf den Verkehrsträger geschieht. Wird dieser Effekt in Form von Elastizitäten η ausgedrückt, so läßt sich – da QDF ein Produkt ist – einfach zeigen, daß

$$[\eta_{\text{Mode}}] \equiv [\eta_{\text{Total}}] + [\eta_{\text{Share}}] \tag{6.5}$$

oder umformuliert

$$\eta(T_m, X_k) = \eta(T, X_k) + \eta(p_m, X_k) \tag{6.6}$$

Hier ergeben sich bezogen auf X_k drei interessante Fälle:

Fall L: X_k tritt in dem Total-Modell, nicht aber in dem Share-Modell auf, d.h. X_k ist in der Funktion (2.5) eine $\{A_s\}$-Variable;

Fall S: X_k tritt in dem Share-Modell und konsequenterweise auch in dem Term des Verkehrsträgernutzens U der Funktion (2.5) auf;

Fall LS: X_k tritt in dem Total-Modell und dem Share-Modell sowie konsequenterweise auch in dem Term des Verkehrsträgernutzens U der Funktion (2.5) auf.

Die Übertragung der drei Fälle auf Funktion (6.6) führt uns zu den Funktionen (6.7), (6.8) und (6.9). Die Darstellung (6.10) repräsentiert die QDF-Schreibweise.

$$\eta(T_m, X_k)_L = \eta(T, X_{k,A}) \tag{6.7}$$

$$\eta(T_m, X_k)_S = \eta(T, U) * \eta(U, X_{k,U}) + \eta(p_m, X_k) \tag{6.8}$$

$$\eta(T_m, X_k)_{LS} = \eta(T, X_{k,A}) + \eta(T, U) * \eta(U, X_{k,U}) + \eta(p_m, X_k) \tag{6.9}$$

$$(F) \qquad \underbrace{\text{(A)} \qquad \text{(B)} \qquad \text{(C)}}_{(E)} \qquad \text{(D)} \tag{6.10}$$

Am meisten interessiert uns der Verkehrsträgernutzenterm U, weshalb die Funktion (6.6) etwas ausführlicher in Funktion (6.8) wiedergegeben wurde. Diese Darstellung zeigt ebenfalls deutlich die zwei in der Funktion enthaltenen Elastizitäten, d.h. (D) im Modalwahlmodell und (A) oder (B) im Erzeugungs-/Verteilungsmodell. Zusätzlich ermöglicht diese Formulierung die Berechnung von (E) und (F) sowie auch eine sogenannte Verlagerungsrate bzw. einen Verlagerungsindex. Letzterer ist eine interessante statistische Größe, die aus der Erklärung der Veränderungen des Terms T_m abgeleitet wird, und uns Auskunft darüber gibt, zu wieviel Prozent die T_m-Veränderungen von der Variation der Gesamtnachfrage abhängen (Induktionsrate/-index) und wieviel auf der Verlagerung von und zu anderen Verkehrsträgern beruhen (Verlagerungsrate/-index). In Abschnitt 6.2 untersuchen wir diese statistischen Größen.

6.1 Erklärung der Reisenachfrage in Abhängigkeit des Verkehrsträgers

Bei der Betrachtung der Funktionen (6.8) bis (6.9) tritt die Frage auf, ob hier ein Konsistenzproblem zwischen den verschiedenen Teilen der Formel, die die Reisenachfrage in Anhängigkeit des Verkehrsträgers erklären, vorliegt. So könnte es beispielsweise möglich sein, daß die Variation des Verkehrsträgeranteils, die aus der Veränderung der Variablen X_k erfolgt, von dem Erzeugungs-/Verteilungsterm derart ausgeglichen wird, daß die Auswirkungen auf die verkehrsträgerspezifischen Reisen (F) nicht in der Stärke erfolgen, wie es die Reaktion des Verkehrsträgeranteils (D) erwarten ließe.

Wir sind zuvor schon einmal auf das Problem eingegangen, daß sequentielle Schätzverfahren zwar rechentechnisch handhabbar, jedoch ineffizient sind und eventuell zu Inkonsistenzen führen, da die Schätzung von (B) in Abhängigkeit der Schätzung von (D) und damit auch von (C) erfolgt. Laferriére [13] hat anhand eines Modells für die Luftverkehrsnachfrage, das die Wahl der Reiseroute bezogen auf den Verkehrsträger Luft erklärt, gezeigt, daß die gemeinsame Schätzung von (A)-(B)-[(C)-(D)] effizient ist bzw. zu einer besseren Modellgüte führt, der Sachverhalt der statistischen Konsistenz wurde von ihm aber nicht analysiert.

Die intuitive Bedeutung der Konsistenzfrage ist von mathematischer Natur. Um sie zu beantworten muß Klarheit über die Wirkungsrichtung der einzelnen Terme der Funktionen (6.7), (6.8) und (6.9) bestehen. Es ist anzunehmen, daß der Term (F) ein positives und die Terme (C) und (D) immer das gleiche Vorzeichen besitzen. Hieraus folgt, daß der Term (A) stets mindestens so groß wie der Term (D) ist. Betrachten wir die folgenden Fälle:

1. Reagiert die Gesamtnachfrage nicht auf Veränderungen der Verkehrsträgernutzen, so ist (B) = 0 und der Einfluß auf die verkehrsträgerspe-

zifischen Reisen (F) wird durch den auf den Verkehrsträgeranteil (D) ausgeglichen, d.h. (F) = (D);

2. Sind die Verkehrsträger absolut komplementär (was kein sehr realistischer Fall ist), so ist (D) = 0 und der Betrag von (F) mindestens so groß wie der von (D) (d.h. $|(F)| \geq |(D)|$; unter der Annahme der Sinnhaftigkeit dieses Falles);

3. Nur wenn (C) und (D) gegensätzliche Vorzeichen besitzen, können praktisch gesehen Inkonsistenzen auftreten. Dies erfordert allerdings, daß das Modalwahlmodell sehr starke Kreuzeffekte zuläßt. Eintreten würde dieser Fall, wenn z.B. e^{V_1} sinkt und gleichzeitig $e^{V_2} + \cdots + e^{V_n}$ so stark ansteigt, daß die Summe $U = \sum_m e^{V_m}$ ansteigt, obwohl e^{V_1} sinkt. In einem verallgemeinerten Box-Cox-Logit-Modell, in dem alle verkehrsträgerspezifischen (Netz-)Charakteristika in allen V_i Nutzenfunktionen verwendet werden dürfen, ist die konzeptionelle Möglichkeit für einen solchen Fall gegeben. Kreuzeffekte (d.h. Effekte abseits der Diagonalen) sind jedoch normalerweise schwächer als Eigeneffekte (d.h. Effekte auf der Diagonalen); andernfalls würde sich die Frage nach der Definition der betrachteten Güter stellen. Somit ist es unwahrscheinlich, daß dieser Fall bei der Verwendung eines verallgemeinerten ('generalized') und unmöglich, daß er bei einem üblichen Box-Cox-Logit-Modell auftritt.

6.2 Aufteilung der Veränderungen des verkehrsträgerspezifischen Reiseaufkommens: Verlagerung und Induktion

Unter Berücksichtigung der „stilisierten Hypothese“ der TGV-Linie Paris-Lyon[1] in Tabelle 6.1 weist das quasi-direkte Format (QDF) das gestiegene Verkehrsaufkommen auf dieser Relation der Erzeugung-Verteilung und der Modalwahl zu. Angenommen, daß (F) mindestens so groß ist wie (D), wie kann dann der gestiegene Verkehrsfluß in Tabelle 6.1 erklärt werden?

[1] Marktanteile vor (nach) der Einführung 1993 der AVE-Linie Madrid-Sevilla (470 km): Iberia Airline 18% (7%); Schiene 20% (44%); Strasse 51% (39%) (Quelle: Financial Times 15.03.1994)

Verkehrsträgeranteil (%)	Luft	Schiene	Straße	Total
vor der TGV-Einführung	30	30	40	100
nach der TGV-Einführung	10	75	35	120

Tabelle 6.1: Stilisierte Hypothese[2] der TGV-Linie Paris-Lyon

Das QDF unterscheidet entsprechend der Fälle (6.7), (6.8) und (6.9) zwischen dem Einfluß auf eine Variable der Modalwahl und dem Einfluß auf die Gesamtnachfrage. Der Vorteil dieses Vorgehens besteht in der problemgerechten Konzentration der Variablen in den verschiedenen Funktionstermen, für die sie von größter Relevanz sind. Es ist zu vermuten, daß die jüngste Tendenz der Erhöhung der Anzahl der sozioökonomischen Variablen in Modalwahlmodellen zumeist auf die überproportional starken Anstrengungen, das Modalwahlproblem zu analysieren, zurückzuführen ist, was sehr zu Lasten der Erzeugungs-/Verteilungsmodelle geht und die Forderung nach einem besser ausgeglichenen Ansatz unterstreicht. Eventuell führt die gemeinsame Schätzung beider Modelle zu einer Verlagerung einiger sozioökonomischer Variablen aus dem Modalwahlterm in den Erzeugungs-/Verteilungsterm.

Ein praktischer Weg die Veränderungen der Schienenverkehrsnachfrage in Tabelle 6.1 zu erklären, und in diesem Zusammenhang die Veränderungen in jedem anderen Mode T_m, die sich aus den Veränderungen der k-ten Charakteristik des m-tem Modes, X_k^m, ergeben, ist deren Darstellung als Komponente der Gesamtnachfrage (Liem und Gaudry [17]):

$$\frac{\partial T}{\partial X_k^m} = \frac{\partial T_m}{\partial X_k^m} + \sum_{j \neq m} \frac{\partial T_j}{\partial X_k^m} \qquad . \tag{6.11}$$

Die Veränderung der Nachfrage des einen Modes ergibt sich nach kurzer Umformung von (6.11) aus der Veränderung der Gesamtnachfrage T abzüglich der Nachfrageveränderungen aller anderen Modi T_j (mit $j \neq m$). Diese Tautologie kann nach Laferrière [14] so umgeformt werden, daß sich die bekannten Elastizitäten ergeben. Dazu werden alle Terme mit (X_k^m/T) multipliziert und der erste Term der rechten Seite mit (T_m/T_m) bzw. der zweite Term der rechten Seite mit (T_j/T_j) erweitert:

$$\eta_{T,X_k^m} = p_m\, \eta_{T_m,X_k^m} + \sum_{j \neq m} p_j \eta_{T_j,X_k^m} \tag{6.12}$$

[2]Es handelt sich hier um ein Beispiel, das von Olivier Morrelet (INRETS) zu Argumentationszwecken auf der World Conference on Transportation Research 1992 präsentiert wurde.

$$\frac{\eta_{T,X_k^m}}{p_m\eta_{T_m,X_k^m}} = 1 + \sum_{j\neq m}\frac{p_j\eta_{T_j,X_k^m}}{p_m\eta_{T_m,X_k^m}} \tag{6.13}$$

$$\text{(IR)} = 1 + \text{(DR)} \tag{6.14}$$

Hierdurch wird es möglich eine Verlagerungs- oder Substitutionsrate *DR* und deren Komplement – eine Induktionsrate *IR* – zu definieren. Erstere lautet

$$DR(T_m, X_k^m) = \frac{\eta_{T,X_k^m}}{p_m\,\eta_{T_m,X_k^m}} - 1 \tag{6.15}$$

und bemißt die Verlagerung der geänderten Nachfrage des Modes m von oder zu anderen Modes, verglichen mit der Änderung der Gesamtnachfrage. Obwohl die Vorzeichen der Elastizitäten in (6.15) von Bedeutung sind, variiert die Verlagerungsrate nicht klar zwischen minus Eins und Null. Um dieses Verhalten zu untersuchen, beginnen wir mit dem einfachsten Fall.

Wenn die Gesamtnachfrage unempfindlich gegenüber X_k^m ist, dann besitzt die Verlagerungsrate den Wert minus Eins: Die Veränderungen der verkehrsträgerspezifischen Nachfrage ergeben sich dann vollständig aus den Verlagerungen zwischen den Verkehrsträgern, so daß eine zusätzliche Reise im Modus m eine Reise weniger für die anderen Modi bedeutet. Gleiches gilt, wenn die Anteilselastizitäten $\eta(p_m, X_k^m)$ den Wert Null besitzen, da sich aus den Gleichungen (6.5) und (6.9) ergibt, daß die Verkehrsträgerelastizitäten und die Gesamtnachfrage gleich sind; ist zusätzlich der Verkehrsträgeranteil des Modes m gleich Eins, dann ist die Verlagerungsrate gleich Null.

In den „üblichen" Fällen, daß eine Netzvariable nur zu der repräsentativen Nutzenfunktion ihres zugehörigen Verkehrsträgers gehört (X_k^m existiert nur in V_m), bedeutet eine Verlagerungsrate (DR) von -0,80, daß 80 Prozent des Effektes aus der Verlagerung von anderen Verkehrsträgern resultieren und 20 Prozent sich aus einer Veränderung der Gesamtnachfrage ergeben, denn die Induktionsrate (IR) ergibt sich aus $IR = 1{+}DR$.

In dem komplizierteren Fall, daß eine Netzvariable zusätzlich auch in Nutzenfunktionen anderer Verkehrsträger verwendet wird – wie z.B. in generalisierten Box-Cox-Logit-Modellen oder sonstigen Modellen, die eine aufwendigere Spezifikation besitzen als einfache Box-Cox-Logit-Modelle – kann die Verlagerungsrate auch positive Werte annehmen. Zwei Fälle lassen sich unterscheiden: wenn die Modes Substitute sind, ergibt sich $DR < 0$; sind sie Komplemente und Verlagerungs- und Induktionsrate verstärken sich gegenseitig, dann kann sich $DR > 0$ ergeben. In dem üblichen Fall, daß eine sozioökonomische Variable in mehr als einer Nutzenfunktion auftritt, kann die Verlagerungsrate jeden Wert annehmen, z.B. wenn die Veränderung der

Nachfrage für den Mode m möglicherweise weitmehr als eine 1:1-Verlagerung einschließt: eine Rate von minus Drei bedeutet, daß Veränderungen von X_k^m einen relativ großen Einfluß auf die Verkehrsträgernachfrage T_m haben, weil – beispielsweise – die Gesamtelastizität η_T in Gleichung (6.15) verhältnismäßig hoch ist oder der Marktanteil des Modes p_m verhältnismäßig klein ist.

Grundsätzlich ergibt sich aus der Formel, daß kleine Verkehrsträgeranteile normalerweise hohe Verlagerungsraten (DR) von/zu anderen Modes bedingen und Modelle mit niedrigen Gesamtelastizitäten η_T Verlagerungsraten (DR) nahe minus Eins besitzen. Die Verlagerungsrate berücksichtigt dabei die Vorzeichen der verschiedenen Einflußfaktoren.

Im Gegensatz dazu ergibt sich LAFERRIÈRES „Verlagerungsindex" (DI) durch die Berücksichtigung der absoluten Werte von $\partial T_m / \partial X_k^m$ in Gleichung (6.11). Dies entspricht

$$DI(T_m, X_k^m) = 1 - \frac{\eta_{T,X_k^m}}{p_m \, \eta_{T_m,X_k^m}} \qquad , \tag{6.16}$$

wobei die Werte von DI für den oben erwähnten „üblichen Fall" auf das Intervall $[0,1]$ beschränkt ist, was jedoch nicht für den allgemeinen Fall einer sozioökonomischen oder Netzvariablen gilt, die in mehreren Nutzenfunktionen verwendet wird. LAFERRIÈRE stellt auch dar, daß mit einer multiplikativen Form des Gesamtnachfragemodells die Verlagerung einfacher als Form von $\hat{\beta}_U$, der Elastizität des Verkehrsträgernutzens, dargestellt werden kann, was zu unserer Verlagerungsrate führt:

$$DR(T_m, X_k^m) = \frac{(\hat{\beta}_U - 1)(1 - \hat{p}_m)}{1 + (\hat{\beta}_U - 1)\hat{p}_m} \qquad . \tag{6.17}$$

Werden die beobachteten Anteile $\hat{p}_m$ in Gleichung (6.17) durch die geschätzten p_m ersetzt, so kann für diesen speziellen Fall ein erster Näherungswert für die Verlagerungsrate berechnet werden.

6.3 Abgeleitete Verkehrsträgerelastizitäten und Verlagerungsraten

In Tabelle 6.2 sind die wichtigsten Ergebnisse für das in 6.10 und 6.15 definierte quasi-direkte Format zusammengestellt. Im ersten Tabellenteil befinden sich die Elastizitäten (A) und (B), im zweiten die Elatizitäten (C)-(F) sowie die Verlagerungsrate (DR).

$$\left.\begin{array}{lll} Level: & (A): & \eta(T,X) \\ & & (t\text{-Statistik der zugrundeliegenden Koeffizienten}) \\ & (B): & \eta(T,U) \\ & & (t\text{-Statistik der zugrundeliegenden Koeffizienten}) \\ Share: & (C): & \eta(U,X) \\ & (D): & \eta(p_m,X) \\ & & (t\text{-Statistik der zugrundeliegenden Koeffizienten}) \\ & (E): & \eta(T) = (A) + [(B) * (C)] \\ & (F): & (D) + (E) \\ & DR: & (E)/[(F) * p_m] - 1 \end{array}\right\} \tag{6.18}$$

Da es wichtig ist, zu wissen, wie groß die einzelnen Verkehsrträgeranteile sind, werden diese für die Stichprobe ebenfalls ausgewiesen.

Die für die Bundesrepublik Deutschland gewählten Modellvarianten ermöglichen den theoretischen Modellansatz und die Wirkung der einzelnen Komponenten schrittweise darzulegen. Spalte 1 der Tabelle weist ein gewöhnliches multiplikatives Modell aus. Die nächsten Spalten (2 - 4) berücksichtigen schrittweise den Einfluß von Autokorrelation, räumlicher Nähe und Box-Cox-Transformationen unter Verwendung der Residueneinflußmatrix $R_{OD} =$ (NORIC-OD). In den letzten drei Spalten (5 - 7) wurden $R_O =$ (NORIC-O) und $R_D =$ (NORIC-D) verwendet. Es sei angemerkt, daß das Modalwahlmodell in allen sieben Fällen das gleiche ist, so daß die Zeilen für (C) und (D) zwangsläufig über alle Spalten identisch sind. Ebenso sind die Verlagerungsraten für eine bestimmte Alternative innerhalb einer Spalte für alle Netzvariablen gleich.[3]

Das interessanteste Ergebnis in der Tabelle 6.2 ist, wie erwartet, daß die Einführung der räumlichen Korrelation nicht nur die Elastizität des Nutzenterms von 0,4 in der ersten Spalte auf einen wesentlich geringeren Wert (vgl. andere Spalten) reduziert, sondern auch die Verlagerungsrate für Netzvariablen sich dem Wert von minus Eins annähert. Dieses bedeutet nichts anderes, als daß die Veränderungen der Verkehrsträgernachfrage T_m in einem höheren Maß auf einer Verlagerung als auf einer Induktion beruhen – was ebenfalls ein vernünftiges Ergebnis darstellt.

[3]Dies beruht darauf, daß die Variable nur in einer Alternative auftritt und auch unverändert bliebe, wenn die Regressionskoeffizienten im Modalwahlmodell als „specific“ anstatt „generic“ definiert wären.

VARIANT		1	2	3	4	5	6	7
LEVEL		LOG	LOG+ AU-OD	LOG+ AU-OD+ PR-OD	BC4+ AU-OD+ PR-OD	LOG+ AU-O+D	LOG+ AU-O+D+ PR-O+D	BC4+ AU-O+D+ PR-O+D
SHARE		VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3
LEVEL								
POPULATION	EL(T,X)	1.373	1.626	1.610	1.410	1.599	1.607	1.422
	(t)	(14.25)	(17.41)	(16.96)	(13.65)	(17.96)	(17.79)	(12.43)
INCOME	EL(T,X)	1.328	1.598	1.597	1.352	1.431	1.441	1.286
	(t)	(10.16)	(9.95)	(9.95)	(7.41)	(8.46)	(8.17)	(6.50)
UTILITY	EL(T,U)	0.400	0.236	0.247	0.236	0.311	0.315	0.311
(Variant 3)	(t)	(9.68)	(5.40)	(5.59)	(5.71)	(7.02)	(7.16)	(7.25)
SHARE								
ALTERNATIVE (MEAN = 0.111): AIR								
PRICE-AIR	EL(U)	-0.203	-0.203	-0.203	-0.203	-0.203	-0.203	-0.203
	EL(Sm)	-3.875	-3.875	-3.875	-3.875	-3.875	-3.875	-3.875
	(t)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)
	EL(T)	-0.081	-0.048	-0.050	-0.048	-0.063	-0.064	-0.063
	EL(Tm)	-3.957	-3.923	-3.925	-3.923	-3.938	-3.939	-3.938
	DR	-0.815	-0.890	-0.885	-0.890	-0.855	-0.853	-0.855
SPEED-AIR	EL(U)	0.025	0.025	0.025	0.025	0.025	0.025	0.025
	EL(Sm)	0.470	0.470	0.470	0.470	0.470	0.470	0.470
	(t)	(4.97)	(4.97)	(4.97)	(4.97)	(4.97)	(4.97)	(4.97)
	EL(T)	0.010	0.006	0.006	0.006	0.008	0.008	0.008
	EL(Tm)	0.480	0.476	0.476	0.476	0.477	0.477	0.477
	DR	-0.815	-0.890	-0.885	-0.890	-0.855	-0.853	-0.855
DIST-AIR	EL(U)	-0.063	-0.063	-0.063	-0.063	-0.063	-0.063	-0.063
	EL(Sm)	-1.200	-1.200	-1.200	-1.200	-1.200	-1.200	-1.200
	(t)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)
	EL(T)	-0.025	-0.015	-0.016	-0.015	-0.020	-0.020	-0.020
	EL(Tm)	-1.225	-1.215	-1.216	-1.215	-1.220	-1.220	-1.220
	DR	-0.815	-0.890	-0.885	-0.890	-0.855	-0.853	-0.855
FREQ-AIR	EL(U)	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
	EL(Sm)	0.059	0.059	0.059	0.059	0.059	0.059	0.059
	(t)	(6.99)	(6.99)	(6.99)	(6.99)	(6.99)	(6.99)	(6.99)
	EL(T)	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
	EL(Tm)	0.061	0.060	0.060	0.060	0.060	0.060	0.060
	DR	-0.815	-0.890	-0.885	-0.890	-0.855	-0.853	-0.855
ALTERNATIVE (MEAN = 0.223): RAIL								
PRICE-RAIL	EL(U)	-3.000	-3.000	-3.000	-3.000	-3.000	-3.000	-3.000
	EL(Sm)	-14.675	-14.675	-14.675	-14.675	-14.675	-14.675	-14.675
	(t)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)
	EL(T)	-1.200	-0.708	-0.741	-0.708	-0.933	-0.945	-0.933
	EL(Tm)	-15.874	-15.382	-15.415	-15.382	-15.607	-15.619	-15.607
	DR	-0.661	-0.793	-0.784	-0.793	-0.732	-0.728	-0.732
SPEED-RAIL	EL(U)	0.011	0.011	0.011	0.011	0.011	0.011	0.011
	EL(Sm)	0.054	0.054	0.054	0.054	0.054	0.054	0.054
	(t)	(4.97)	(4.97)	(4.97)	(4.97)	(4.97)	(4.97)	(4.97)
	EL(T)	0.004	0.003	0.003	0.003	0.003	0.004	0.003
	EL(Tm)	0.059	0.057	0.057	0.057	0.058	0.058	0.058
	DR	-0.661	-0.793	-0.784	-0.793	-0.732	-0.728	-0.732
DIST-RAIL	EL(U)	-0.215	-0.215	-0.215	-0.215	-0.215	-0.215	-0.215
	EL(Sm)	-1.053	-1.053	-1.053	-1.053	-1.053	-1.053	-1.053
	(t)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)
	EL(T)	-0.086	-0.051	-0.053	-0.051	-0.067	-0.068	-0.067
	EL(Tm)	-1.139	-1.104	-1.106	-1.104	-1.120	-1.121	-1.120
	DR	-0.661	-0.793	-0.784	-0.793	-0.732	-0.728	-0.732

Tabelle 6.2: Anteile (S_m), Gesamt- (T) und Verkehrsträgerelastizitäten (T_m); Verlagerungsraten (DR) (Modelle aus Tabelle 5.3 und 5.4; aggregierte symmetrische Datenbasis 1985)

VARIANT		1	2	3	4	5	6	7
LEVEL		LOG	LOG+ AU-OD	LOG+ AU-OD+ PR-OD	BC4+ AU-OD+ PR-OD	LOG+ AU-O+D	LOG+ AU-O+D+ PR-O+D	BC4+ AU-O+D+ PR-O+D
SHARE		VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3
FREQ-RAIL	EL(U)	0.132	0.132	0.132	0.132	0.132	0.132	0.132
	EL(Sm)	0.644	0.644	0.644	0.644	0.644	0.644	0.644
	(t)	(6.99)	(6.99)	(6.99)	(6.99)	(6.99)	(6.99)	(6.99)
	EL(T)	0.053	0.031	0.033	0.031	0.041	0.041	0.041
	EL(Tm)	0.697	0.676	0.677	0.676	0.685	0.686	0.685
	DR	-0.661	-0.793	-0.784	-0.793	-0.732	-0.728	-0.732
POP0014	EL(U)	0.688	0.688	0.688	0.688	0.688	0.688	0.688
	EL(Sm)	-5.226	-5.226	-5.226	-5.226	-5.226	-5.226	-5.226
	(t)	(-3.83)	(-3.83)	(-3.83)	(-3.83)	(-3.83)	(-3.83)	(-3.83)
	EL(T)	0.275	0.162	0.170	0.162	0.214	0.217	0.214
	EL(Tm)	-4.951	-5.063	-5.056	-5.063	-5.012	-5.009	-5.012
	DR	-1.250	-1.144	-1.151	-1.144	-1.192	-1.194	-1.192
POP5064	EL(U)	6.518	6.518	6.518	6.518	6.518	6.518	6.518
	EL(Sm)	-0.221	-0.221	-0.221	-0.221	-0.221	-0.221	-0.221
	(t)	(4.07)	(4.07)	(4.07)	(4.07)	(4.07)	(4.07)	(4.07)
	EL(T)	2.607	1.538	1.610	1.538	2.027	2.053	2.027
	EL(Tm)	2.386	1.317	1.389	1.317	1.806	1.832	1.806
	DR	3.905	4.242	4.203	4.242	4.038	4.030	4.038
POPMALE	EL(U)	8.527	8.527	8.527	8.527	8.527	8.527	8.527
	EL(Sm)	7.443	7.443	7.443	7.443	7.443	7.443	7.443
	(t)	(4.65)	(4.65)	(4.65)	(4.65)	(4.65)	(4.65)	(4.65)
	EL(T)	3.411	2.012	2.106	2.012	2.652	2.686	2.652
	EL(Tm)	10.853	9.455	9.549	9.455	10.094	10.129	10.094
	DR	0.411	-0.045	-0.010	-0.045	0.179	0.190	0.179
TOTEMPL	EL(U)	0.518	0.518	0.518	0.518	0.518	0.518	0.518
	EL(Sm)	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845
	(t)	(2.87)	(2.87)	(2.87)	(2.87)	(2.87)	(2.87)	(2.87)
	EL(T)	0.207	0.122	0.128	0.122	0.161	0.163	0.161
	EL(Tm)	1.052	0.967	0.972	0.967	1.006	1.008	1.006
	DR	-0.116	-0.433	-0.410	-0.433	-0.281	-0.274	-0.281
BUSINESS	EL(U)	-1.660	-1.660	-1.660	-1.660	-1.660	-1.660	-1.660
	EL(Sm)	-0.441	-0.441	-0.441	-0.441	-0.441	-0.441	-0.441
	(t)	(-10.98)	(-10.98)	(-10.98)	(-10.98)	(-10.98)	(-10.98)	(-10.98)
	EL(T)	-0.664	-0.392	-0.410	-0.392	-0.516	-0.523	-0.516
	EL(Tm)	-1.105	-0.833	-0.851	-0.833	-0.957	-0.964	-0.957
	DR	1.698	1.112	1.163	1.112	1.421	1.435	1.421
PRIVATE	EL(U)	0.846	0.846	0.846	0.846	0.846	0.846	0.846
	EL(Sm)	-0.797	-0.797	-0.797	-0.797	-0.797	-0.797	-0.797
	(t)	(0.16)	(0.16)	(0.16)	(0.16)	(0.16)	(0.16)	(0.16)
	EL(T)	0.338	0.200	0.209	0.200	0.263	0.266	0.263
	EL(Tm)	-0.458	-0.597	-0.588	-0.597	-0.534	-0.530	-0.534
	DR	-4.312	-2.500	-2.595	-2.500	-3.212	-3.255	-3.212
ALTERNATIVE (MEAN = 0.667): CAR								
PRICE-CAR	EL(U)	-12.648	-12.648	-12.648	-12.648	-12.648	-12.648	-12.648
	EL(Sm)	-3.556	-3.556	-3.556	-3.556	-3.556	-3.556	-3.556
	(t)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)	(-6.99)
	EL(T)	-5.059	-2.985	-3.124	-2.985	-3.933	-3.984	-3.933
	EL(Tm)	-8.615	-6.541	-6.680	-6.541	-7.489	-7.540	-7.489
	DR	-0.119	-0.315	-0.298	-0.315	-0.212	-0.207	-0.212
SPEED-CAR	EL(U)	0.094	0.094	0.094	0.094	0.094	0.094	0.094
	EL(Sm)	0.026	0.026	0.026	0.026	0.026	0.026	0.026
	(t)	(4.97)	(4.97)	(4.97)	(4.97)	(4.97)	(4.97)	(4.97)
	EL(T)	0.037	0.022	0.023	0.022	0.029	0.029	0.029
	EL(Tm)	0.064	0.048	0.049	0.048	0.055	0.056	0.055
	DR	-0.119	-0.315	-0.298	-0.315	-0.212	-0.207	-0.212

Tabelle 6.2 (Forts.): Anteile (S_m), Gesamt- (T) und Verkehrsträgerelastizitäten (T_m); Verlagerungsraten (DR) (Modelle aus Tabelle 5.3 und 5.4; aggregierte symmetrische Datenbasis 1985)

VARIANT		1	2	3	4	5	6	7
LEVEL		LOG	LOG+ AU-OD	LOG+ AU-OD+ PR-OD	BC4+ AU-OD+ PR-OD	LOG+ AU-O+D	LOG+ AU-O+D+ PR-O+D	BC4+ AU-O+D+ PR-O+D
SHARE		VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3	VARIANT 3
DIST-CAR	EL(U)	-1.008	-1.008	-1.008	-1.008	-1.008	-1.008	-1.008
	EL(Sm)	-0.283	-0.283	-0.283	-0.283	-0.283	-0.283	-0.283
	(t)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)	(-4.34)
	EL(T)	-0.403	-0.238	-0.249	-0.238	-0.314	-0.318	-0.314
	EL(Tm)	-0.687	-0.521	-0.532	-0.521	-0.597	-0.601	-0.597
	DR	-0.119	-0.315	-0.298	-0.315	-0.212	-0.207	-0.212
POP0014	EL(U)	0.688	0.688	0.688	0.688	0.688	0.688	0.688
	EL(Sm)	1.180	1.180	1.180	1.180	1.180	1.180	1.180
	(t)	(1.97)	(1.97)	(1.97)	(1.97)	(1.97)	(1.97)	(1.97)
	EL(T)	0.275	0.162	0.170	0.162	0.214	0.217	0.214
	EL(Tm)	1.455	1.343	1.350	1.343	1.394	1.397	1.394
	DR	-0.716	-0.819	-0.811	-0.819	-0.770	-0.767	-0.770
POP5064	EL(U)	6.518	6.518	6.518	6.518	6.518	6.518	6.518
	EL(Sm)	0.463	0.463	0.463	0.463	0.463	0.463	0.463
	(t)	(5.86)	(5.86)	(5.86)	(5.86)	(5.86)	(5.86)	(5.86)
	EL(T)	2.607	1.538	1.610	1.538	2.027	2.053	2.027
	EL(Tm)	3.071	2.002	2.073	2.002	2.491	2.517	2.491
	DR	0.274	0.153	0.165	0.153	0.221	0.224	0.221
POPMALE	EL(U)	8.527	8.527	8.527	8.527	8.527	8.527	8.527
	EL(Sm)	-1.075	-1.075	-1.075	-1.075	-1.075	-1.075	-1.075
	(t)	(2.79)	(2.79)	(2.79)	(2.79)	(2.79)	(2.79)	(2.79)
	EL(T)	3.411	2.012	2.106	2.012	2.652	2.686	2.652
	EL(Tm)	2.336	0.938	1.031	0.938	1.577	1.611	1.577
	DR	1.191	2.220	2.064	2.220	1.523	1.501	1.523
TOTEMPL	EL(U)	0.518	0.518	0.518	0.518	0.518	0.518	0.518
	EL(Sm)	-0.151	-0.151	-0.151	-0.151	-0.151	-0.151	-0.151
	(t)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)	(1.00)
	EL(T)	0.207	0.122	0.128	0.122	0.161	0.163	0.161
	EL(Tm)	0.056	-0.028	-0.023	-0.028	0.010	0.012	0.010
	DR	4.503	-7.443	-9.432	-7.443	22.272	18.650	22.272
BUSINESS	EL(U)	-1.660	-1.660	-1.660	-1.660	-1.660	-1.660	-1.660
	EL(Sm)	-0.010	-0.010	-0.010	-0.010	-0.010	-0.010	-0.010
	(t)	(-10.74)	(-10.74)	(-10.74)	(-10.74)	(-10.74)	(-10.74)	(-10.74)
	EL(T)	-0.664	-0.392	-0.410	-0.392	-0.516	-0.523	-0.516
	EL(Tm)	-0.674	-0.402	-0.420	-0.402	-0.526	-0.533	-0.526
	DR	0.478	0.463	0.465	0.463	0.472	0.472	0.472
PRIVATE	EL(U)	0.846	0.846	0.846	0.846	0.846	0.846	0.846
	EL(Sm)	0.227	0.227	0.227	0.227	0.227	0.227	0.227
	(t)	(3.68)	(3.68)	(3.68)	(3.68)	(3.68)	(3.68)	(3.68)
	EL(T)	0.338	0.200	0.209	0.200	0.263	0.266	0.263
	EL(Tm)	0.565	0.427	0.436	0.427	0.490	0.493	0.490
	DR	-0.102	-0.298	-0.281	-0.298	-0.195	-0.190	-0.195

POPULATION : Bevoelkerung
INCOME : Bruttosozialprodukt
UTILITY : Verkehrstraegernutzenindex der Variante 3
PRICE : Reisekosten
SPEED : Reisegeschwindigkeit
DIST : Reiseentfernung
FREQ : Bedienfrequenz
POP0014 : Bevoelkerungsanteil bis 14 Jahre
POP5064 : Bevoelkerungsanteil zwischen 50 und 64 Jahren
POPMALE : Anteil der maennlichen Bevoelkerung
TOTEMPL : Anteil der erwerbstaetigen Bevoelkerung
BUSINESS : Geschaeftsreiseanteil
PRIVATE : Privatreiseanteil

Tabelle 6.2 (Forts.): Anteile (S_m), Gesamt- (T) und Verkehrsträgerelastizitäten (T_m); Verlagerungsraten (DR) (Modelle aus Tabelle 5.3 und 5.4; aggregierte symmetrische Datenbasis 1985)

Kapitel 7

Anwendung des Modellansatzes auf Kanada (Datenbasis 1976)

Es stellt sich die Frage, ob diese Ergebnisse ausschließlich für Deutschland Gültigkeit besitzen. Um dies zu überprüfen wurden parellele Testreihen auf Basis einer kanadischen, vier Alternativen umfassenden Fernverkehrsstrommatrix durchgeführt. In diesem Kapitel wird auf die Eigenschaften dieses Modellansatzes eingegangen, indem zielgerichtet Übereinstimmungen oder Abweichungen von den deutschen Ergebnissen dargelegt werden.

7.1 Auswahl der Verkehrsströme und Residueneinflußkriterien

Die symmetrische Quell-Ziel-Matrix enthielt 120 Relationen, die einen relevanten Personenverkehrsstrom auswiesen. Mit einem Marktanteil von 2,6 % repräsentieren in Kanada die im Fernverkehr eingesetzten Linienbusse die vierte Verkehrsmittelalternative. Somit berücksichtigt das kanadische Modell vier Verkehrsträger und das deutsche drei. In beiden Fällen erklärt das jeweilige Modell jedoch den durchschnittlichen Quell-Ziel-Verkehrsstrom.

Um die Spezifikation interessant zu gestalten, wurde die größt mögliche Anzahl naher Nachbarn berücksichtigt, ohne eine Mindestdistanz festzulegen. Die größte Entfernung liegt bei 320 Kilometern: jenseits dieser Grenze nimmt die Anzahl der 'Nachbarn' nur langsam zu und diese können auch nach amerikanischem Maßtab nicht mehr als nahe Nachbarn bezeichnet werden. Die Residueneinflußkriterien NORIC-O, NORIC-D und NORIC-OD werden analog zum deutschen Fall formuliert.

$$\left[r_{tn} = \begin{cases} 1, & \text{wenn der Fluß } n \text{ von einem nahen Nachbarn der} \\ & \text{Quelle des Flusses } t \text{ ausgeht und das gleiche Ziel hat} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \right] \qquad \text{NORIC-O}$$

$$\left[r_{tn} = \begin{cases} 1, & \text{wenn der Fluß } n \text{ von einem nahen Nachbarn des} \\ & \text{Zieles des Flusses } t \text{ ausgeht und die gleiche Quelle hat} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \right] \qquad \text{NORIC-D}$$

$$\left[r_{tn} = \begin{cases} 1, & \text{wenn der Fluß } n \text{ von einem nahen Nachbarn der} \\ & \text{Quelle des Flusses } t \text{ ausgeht und das gleiche Ziel hat} \\ & \text{oder } \textbf{vice versa} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \right] \qquad \text{NORIC-OD}$$

Zusätzlich definierten wir die zwei weiteren Residueneinflußkriterien DORIC und NODORIC:

$$\left[r_{tn} = \begin{cases} 1, & \text{wenn der Fluß } n \text{ eine Quelle mit einem Ziel verbindet,} \\ & \text{deren Bevölkerung nicht mehr als 30\% von der} \\ & \text{der Quelle des Flusses } t \text{ abweicht oder vice versa} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \right], \qquad \text{DORIC}$$

und

$$\left[r_{tn} = \begin{cases} 1, & \text{wenn} \\ & \alpha) \text{ der Fluß } n \text{ das gleiche Ziel hat und seine Quelle ein} \\ & \quad \text{Nachbar der Quelle des Flusses } t \text{ ist oder vice versa;} \\ & \beta) \text{ der Fluß } n \text{ eine Quelle mit einem Ziel verbindet,} \\ & \quad \text{deren Bevölkerung um nicht mehr als 30 \% von der} \\ & \quad \text{der Quelle des Flusses } t \text{ abweicht oder vice versa} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \right], \qquad \text{NODORIC}$$

Hierbei soll die Definition von DORIC einen möglichen Wettbewerb des betrachteten Quell-Ziel-Städtepaares mit Städten der gleichen Größenklasse widerspiegeln. NODORIC entsteht durch die Verbindung von NORIC-OD und DORIC. Tabelle 7.1 faßt die Eigenschaften der fünf Residueneinflußkriterien zusammen.

R-Matrix PKW-Distanz 0-320 km	Anzahl der Zeilen mit				Charakteristik der positiven Elemente pro Zeile		
	total	positiven Elementen					
		keine	einige				
			verschieden	identisch	Min	Max	Ø
NORIC-O	120	14	102	4	1	7	2.83
NORIC-D	120	37	83	0	1	10	2.85
NORIC-OD	120	6	102	12	1	12	5.68
DORIC	120	4	114	2	1	8	4.13
NODORIC-OD	120	0	120	0	1	19	8.49

Tabelle 7.1: Einflußmatrizen, Kanada 1976, 120 Quell-Ziel-Paare

7.2 Modellspezifika

Das kanadische Modalwahlmodell unterscheidet sich geringfügig von dem deutschen durch die zur Verfügung stehenden sozioökonomischen Variablen. Dies betrifft:

REVE : Geometrisches Mittel des Einkommens pro Einwohner in den Städten des Quell-Ziel-Paares.

LANGFR : Zugehörigkeit zu der gleichen Sprachfamilie an der Quelle und am Ziel; Definition:{100 - | (% Anteil der Frankokanadier der Quellregion) - (% Anteil der Frankokanadier der Zielregion)| }.

ODREG : Dummy-Variable zur Kennzeichung, ob Quelle und Ziel in der gleichen Provinz liegen (1 = ja, 0 = nein).

Zusätzlich fand bei der Spezifikation des Verkehrsträgers Straße die Variable

NUITA : Anzahl der Übernachtungen

Berücksichtigung. Ferner ist im kanadischen Modell die Variable Frequenz für den Verkehrsträger Luft wie folgt definiert:

FREQ1 : {min[Frequenz Luft, max(Frequenz Schiene, Frequenz Bus)]}

Das Erzeugungs-/Verteilungsmodell enthält neben dem Verkehrsträgernutzenindex, der Bevölkerung und dem Einkommen pro Einwohner auch den 'Frankokanadierindex' (LANGFR). Somit liegt der Unterschied zwischen deutschem und kanadischen Modell im wesentlichen in der Verwendung der linguistischen Variable, die den Anteil der französischen bzw. englischen Sprachkultur in Quelle und Ziel widerspiegelt. Ähnliche Variablenformulierungen für das deutsche Modell wäre nur sinnvoll, wenn dieses auf Europa angewendet werden soll. Eine Zusammenfassung der in Appendix B ausgewiesenen Ergebnisse folgt im nächsten Abschnitt.

7.3 Ergebnisse

Modalwahl: Wie im deutschen Modell so zeigt auch Tabelle B.1, daß bei Einführung der Box-Cox-Transformation (BCT) eine erhebliche Verbesserung der Modellgüte eintritt. Für die Variable Geschwindigkeit und Entfernung weisen die Ergebnisse eine logarithmische Form aus; für die Variablen Frequenz und Kosten eine lineare Form. Diese Ergebnisse treten auch im deutschen Modell für die Variablen 'Entfernung' und 'Frequenz' auf.

Bevor auf die Ergebnisse der Erzeugungs-/Verteilungsmodellierung eingegangen wird, zeigt Tabelle 7.2 nochmals in Kurzform die Definition der verwendeten Residueneinflußkriterien.

Kurztitel	Kurzdefinition für $r_{tn} = 1$
NORIC-O	wenn der Fluß n von einem nahen Nachbarn der Quelle des Flusses t ausgeht und das gleiche Ziel hat
NORIC-D	wenn der Fluß n von einem nahen Nachbarn des Zieles des Flusses t ausgeht und die gleiche Quelle hat
NORIC-OD	wenn der Fluß n von einem nahen Nachbarn der Quelle des Flusses t ausgeht und das gleiche Ziel hat oder **vice versa**
DORIC	wenn der Fluß n eine Quelle mit einem Ziel verbindet, deren Bevölkerung nicht mehr als 30% von der der Quelle des Flusses t abweicht oder vice versa
NODORIC	wenn α) der Fluß n das gleiche Ziel hat und seine Quelle ein Nachbar der Quelle des Flusses t ist oder vice versa; β) der Fluß n eine Quelle mit einem Ziel verbindet, deren Bevölkerung um nicht mehr als 30 % von der der Quelle des Flusses t abweicht oder vice versa

Tabelle 7.2: Residueneinflußkriterien

Erzeugung-Verteilung: Die BCT kann die multiplikative Form nicht signifikant verbessern, wenn die BC-Parameter für alle Variablen gleich gesetzt werden (GEN). Wenn aber die BCT der abhängigen Variablen von der der erklärenden Variablen differiert, treten erhebliche Verbesserungen des Log-Likelihood-Wertes ein, wie Tabellen B.2 und B.3 zeigen (vgl. Spalte 4 und 5); dennoch bleibt der numerische Wert der BCT nahe Null. Wird auf jede einzelne Variable eine eigene BCT angewendet, so ergeben sich in beiden Fällen weitere Verbesserungen. Im speziellen wird, wie im deutschen Modell, auch hier die logarithmische Form des Verkehrsträgernutzenindexes zurückgewiesen.

Wie in der Modellreihe für Deutschland führte auch die Berücksichtigung der Autokorrelation (mit NORIC-OD) in Tabelle B.2 und (mit NORIC-O und NORIC-D) in Tabelle B.3 zu signifikanten Verbesserungen. Der Lagegunstparameter π trägt hierzu jedoch nur im letzten Fall bei, da sich π_O (quellorientierte Nachbarschaftsabgrenzung) dem Wert Null annähert und π_D (zielorientierte Nachbarschaftsabgrenzung) den Wert Eins annimmt. Im deutschen Modell schwankte der Annäherungsparameter π_O zwischen Null und Eins, während π_D ebenfalls den Wert Eins annahm. Dieses unterschiedliche Ergebnis könnte auf die Verwendung des für Kanada maximal definierten Residueneinflußkriteriums zurückzuführen sein, da z.B. in dem verdichteten Quebec-Ontario-Korridor alle Quellen konkurrieren, d.h. die Funktion verläuft sehr flach gegen Null.

Generell ist in der kanadischen Testreihe gegenüber der deutschen die Bedeutung der Box-Cox-Transformation besser zu erkennen. Je mehr Freiheiten der Funktion bzw. den Variablen eingeräumt werden um ihre 'natürliche' Gestalt anzunehmen, desto geringer fällt die Signifikanz der Lagegunstparameters π (bzw. π_O und vor allem π_D) aus. Tabelle 7.3 zeigt die verwendeten Modellspezifikationen und Ergebnisse der kanadischen Testreihe im Überblick.

R-Typ	(ohne)	NORIC-OD					NORIC-O und NORIC-D				
AU	-	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•
π_{OD}	-	-	•	•	•	•	-	-	-	-	-
π_O, π_D	-	-	-	-	-	-	-	•	•	•	•
λ 'gen'	-	-	-	•	-	-	-	-	•	-	-
λ_Y, λ_X	-	-	-	-	•	-	-	-	-	•	-
λ 'spec'	-	-	-	-	-	•	-	-	-	-	•
L	-1318	-1294	-1294	-1293	-1297	-1262	-1309	-1301	-1300	-1287	-1272

Tabelle 7.3: Kanadische Modellspezifikationen; Residueneinflußkriterium (R-Typ), Autokorrelation (AU), Lagegunstparameter (π), Box-Cox-Transformation (λ), LogLikelihood-Wert (L)

Anzumerken ist ebenfalls, daß die Einführung der räumlichen Konkurrenz die Elastizität des Verkehrsträgernutzenindexes um 10 % verringert – entgegen 20 % im deutschen Modell.

Die in Tabelle B.4 zusätzlich ausgewiesene Testreihe untersucht weitere Eigenschaften der räumlichen Autokorrelation unter der Annahme eines multiplikativen Modells. Hier ist der Vergleich von Modellen möglich, die sich lediglich durch die verwendete Residueneinflußmatrix unterscheiden. Die Testserie umfaßt daher ein Modell ohne Berücksichtigung der räumlichen Autokorrelation, ein Modell mit NORIC-OD und eines mit DORIC sowie ein Modell, welches beide verwendet und letztlich ein Modell, das auf der Vereinigung der Kriterien DORIC und NORIC-OD zu NODORIC beruht. Jeweils parallel zu diesen Modellen wurde die Einführung eines Lagegunstparameters untersucht. Die Ergebnisse zeigen, daß die Berücksichtigung der räumlichen Autokorrelation stets zu einer Verbesserung des Log-Likelihood-Wertes führt, während ein zusätzlicher Lagegunstparameter (Indikator für räumliche Nähe) keine Ergebnisverbesserung hervorbringt. Bei einem Vergleich der Ergebnisse wird deutlich, daß die Kombination von NORIC-OD und DORIC das beste Ergebnis erzielt (Log-Likelihood-Wert = -1283), gefolgt von NORIC-OD (-1294), dann die Vereinigung der Kriterien NODORIC (-1301) und schließlich DORIC (-1307). Das Modell ohne Residueneinflußkriterien weist einen Log-Likelihood-Wert von -1318 aus. Das etwas schwache Abschneiden von NODORIC resultiert zum Teil auch aus der implizit durch die Kriteriendefinition vorgegebenen Restriktion von $\rho_O = \rho_D = 0,8$; denn wie in den Spalten 6 bis 8 zu sehen ist, unterscheiden sich die π-Werte von DORIC ($\rho_D \approx 0,38$) und NORIC-OD ($\rho_{OD} \approx 0,59$) deutlich. Tabelle 7.4 zeigt die beschriebenen

Ergebnisse nochmals auf einen Blick.

R-Typ	(ohne)	NORIC-O NORIC-D	NORIC-OD	DORIC	NORIC-OD DORIC	NODORIC
L	-1318	-1301	-1294	-1307	-1283	-1301

Tabelle 7.4: Kanadische Testreihe; Residueneinflußkriterien (R-Typ), Log-Likelihood-Wert (L)

Tabelle B.5 zeigt die Ergebnisse des quasi-direkten Formats (QDF) für Kanada. Anzumerken ist, daß die Verlagerungsraten der Einkommensvariable "REVE" und der Linguistikvariable "LANGFR" positiv sind, was Gleichung (6.15) auch erlaubt; insbesondere für Verkehrsträger mit kleinem Marktanteil werden sehr hohe Werte ausgewiesen.

Kapitel 8

Fazit

In dieser Arbeit wurde ein grundlegender Ansatz zur Beschreibung von Verkehrsströmen entwickelt, der die herkömmlichen Verkehrsträgerwahl- und Erzeugungs-/Verteilungsmodelle widerspruchsfrei verknüpft und dabei die Aussagekraft dieser Modelle erweitert.

A. Mit Blick auf die Spezifikation des Modells

A.1. verwendet das gewählte quasi-direkte Format (QDF) in der Erzeugungs-/Verteilungsgleichung einen aussagekräftigen Index der Attraktivität bzw. des Nutzens der verfügbaren Verkehrsmittelalternativen.

Erzeugungs-/Verteilungsmodelle verwenden häufig eine sehr vereinfachte Spezifikation der Bedeutung des Verkehrs. Üblicherweise wird dessen Einfluß durch eine einzige Variable wie z.B. Kosten oder Entfernung eines maßgeblichen Verkehrsträgers ausgedrückt. In unserem Ansatz sind die Kosten- und Bedienungsniveaus aller verfügbaren Verkehrsträger in einem Index maßgebend, da dieser als Nenner des Logit-Modells der Verkehrsträgerwahl dient. Daraus folgt, daß die Veränderung einzelner Reisekosten oder Bedienungsniveaus sowohl die Verkehrsträgerwahl als auch das Reiseaufkommen beeinflußt. Außerdem ist aus der Nutzentheorie bekannt, daß – unter bestimmten Bedingungen – der natürliche Logarithmus dieses Verkehrsträgerindexes als der zu erwartende größtmögliche Nutzen über alle Verkehrsträger interpretiert werden kann.

A.2. fügt das gewählte QDF den quell-ziel-bezogenen Variablen, die derzeit zur Erklärung von Verkehrsströmen verwendet werden, den

Einfluß anderer Alternativen hinzu.

Das zweifelhafteste Merkmal der bisherigen Spezifikationen von Erzeugungs-/Verteilungsmodellen ist die alleinige Abhängigkeit eines bestimmten Quell-Ziel-Verkehrsstromes von den verkehrlichen und sozioökonomischen Bedingungen des Quell-Ziel-Paares. Dieses hängt mit dem Auftreten von Kollinearität bei Berücksichtigung anderer Alternativen zusammen – vorausgesetzt die relevanten konkurrierenden bzw. komplementären alternativen Beziehungen sind überhaupt zu ermitteln. Der gewählte Ansatz löst beide Probleme – das der Ermittlung sowie das der Kollinearität – durch die Formulierung überprüfbarer Hypothesen zur Auswahl relevanter Alternativen auf Basis korrelierender Fehlerterme[1] und die Gewichtung des Einflußes solcher zusätzlicher Alternativen mittels eines Korrelationparameters, der grundsätzlich die Multikollinearität vermindern soll. Diese indirekte Methode der Einführung 'fremder' statt lediglich 'eigener' Variablen in die Erklärung von Verkehrsströmen ist flexibel und an die Besonderheiten jedes Problems anpassbar.

B. Hinsichtlich der Kalibration des Einflusses aller Variablen erlaubt der gewählte Ansatz den Daten zu entscheiden, welche mathematische Form für das Problem die geeigneteste ist. Beispielsweise

B.1. wurde für das Verkehrsträgerwahlmodell getestet, ob Veränderungen bei sehr kleinen bzw. sehr großen Verkehrsträgeranteilen einen gleichförmigen Einfluß auf die Wahlwahrscheinlichkeiten besitzen und in welchem Umfang im besonderen asymmetrische Reaktionsschwellenwerte vorhanden sind.

Unter Verwendung des klassischen Logit-Modells wurde die mathematische Form der eingehenden Nutzenfunktionen untersucht, wonach die lineare Form verworfen werden mußte. Sie impliziert die Annahme, daß Veränderungen der Reisebedingungen Effekte haben, die vollständig unabhängig von der Reiseweite und gleichförmig über alle Verkehrsträger sind (Mandel, Gaudry und Rothengatter [21]). Die Werte der geschätzten Box-Cox-Transformationen zeigen, daß die Nutzenfunktionen nichtlinear sind und implizieren das Vorhandensein von asymmetrischen Schwellenwerten in den Reaktionen der Reisenden. Die verwendete flexible Spezifikation weist die beliebte einfache lineare Form,

[1] Üblicherweise resultieren korrelierende Fehlerterme aus dem Mangel an erklärenden Variablen im Modell.

die oft ohne die notwendige Prüfung der Bedeutung des Funktionsverlaufs und der empirischen Gültigkeit unterstellt wird, mit Bestimmtheit zurück.

B.2. wurde im reinen Erzeugungs-/Verteilungsteil des Modells die Kalibration der Wechselwirkungen zugelassen und den Daten 'erlaubt' sich von der üblichen multiplikativen Form zu entfernen.

Obwohl zu erwarten ist, daß räumliche Wechselwirkungen, wie Verkehrs- oder Kommunikationsflüsse, durch eine Struktur bestimmt sind, in der der Einfluß jeder Variable ebenso von ihrem Niveau als auch dem anderer Variablen abhängt – wie es in einem multiplikativen Modell der Fall ist, wurde im gewählten Ansatz eine zusätzliche Feinabstimmung dieser Wechselwirkungen mittels Box-Cox-Transformationen vorgenommen. Es zeigte sich, daß einige Variablen multiplikativ, andere dagegen additiv in das Modell eingehen sollten. Hier konnte die Modellgüte in erheblichem Maße verbessert werden, auch wenn die transformierten Werte sich nicht wesentlich von denen der multiplikativen Modellform unterscheiden.

C. Die Extraktion der systematischen Information aus dem Residualfehler konnte erfolgreich vorgenommen werden, so daß der Fehlerterm nun von rein zufälliger Natur ist, eine konstante Varianz sowie einen Mittelwert von Null ausweist und die Unabhängigkeit erfüllt, was sich positiv auf die Zuverlässigkeit des statistischen Test auswirkt.

Angesichts der Tatsache, daß es unmöglich ist ein perfektes Modell zu spezifizieren, ist es unerläßlich, aus den Fehlertermen ein Modell zu erzeugen, um zumindest die systematischen Informationen zu extrahieren, die erfahrungsgemäß enthalten sind. Die Formulierung systematischer Zusammenhänge zur Erklärung von Korrelationen zwischen den Beobachtungen bzw. um eine konstante Varianz der Fehlerterme zu erhalten, ist nicht nur notwendig, um die beobachteten Ströme so gut wie möglich zu erklären, sondern auch, um einen Modellierungsfehler zu erhalten, der es erlaubt, statistische Größen – wie z.B. die t-Statistiken – zu berechnen, die nicht fehlerbehaftet sind. Solche Fehlerterm-Modelle beeinflussen auch die Schätzwerte für alle anderen Strukturparameter. Sie nehmen Einfluß auf die Bedeutung der Modellstruktur, verändern die maßgeblichen Korrelationsschemata für die erklärenden Variablen und verbessern die Wahrscheinlichkeitsmaße sowie unterschiedliche Tests, die üblicherweise für jede erklärende Modellstruktur durchgeführt werden. Die besondere Betonung der räumli-

> chen Natur von Informationen in Verkehrsmodellen verlangt nach speziellen Erweiterungen der bestehenden Kalibrationsverfahren. Es konnte gezeigt werden, daß solche Verfahren erhebliche Auswirkungen auf die Modellparameter haben – z.B. auf die Nachfrageelastizität – und auch in die erwartete Richtung wirken. Schon an anderer Stelle (Picard, Nguyen und Gaudry, [23]) wurde gezeigt (vgl. Kapitel 2), daß die durch einfachere Modelle erzeugten Widerstände zu groß sind, da gesamtwirtschaftliche Input-Output-Beschränkungen ebenso wenig berücksichtigt werden wie eine besondere räumliche Konkurrenzstruktur bzw. Konkurrenzsituation.

Unser Ansatz ist daher reich an Spezifikationsmöglichkeiten, weist eine flexible funktionale Modellform auf und besitzt wirksame Möglichkeiten der Extraktion von Informationen aus den Daten bzw. der Modellanpassung an die Erhebungsdaten.

Literaturverzeichnis

[1] Blum, U.C.: „A Distributed 'Lag' for Spatially Correlated Residuals“, Veröffentlichung # 512, Centre de recherche sur les transports, Universität Montreal, Kanada, 1987

[2] Blum, U.C., Bolduc, D. und M.J.I. Gaudry: „From Correlation to Distributed Contiguities: A Family of AR-C-D Autocorrelation Processes“, Veröffentlichung # 734, Centre de recherche sur les transports, Universität Montreal, Kanada, 1990

[3] Bolduc, D.: „Deux procédures d'estimation en présence d'autocorrélation spatiale“, Veröffentlichung # 443 Centre de recherche sur les transports, Universität Montreal, Kanada, 1985

[4] Bolduc, D.: „On the Estimation of Models with Generalized SAR(I) Processes on the Residuals of a Regression“, Veröffentlichung # 508, Centre de recherche sur les transports, Universität Montreal, Kanada, 1987

[5] Box, G.E.P. und D.R. Cox: „An Analysis of Transformations“, Journal of the Royal Statistical Society, Serie B 26, 1964

[6] Dagenais, M.G., Gaudry, M.J.I. und T.C. Liem: „Urban Travel Demand: The Impact of Box-Cox Transformation with Nonspherical Residual Errors“, Transportation Research B 21 (6), S. 443-477, 1987

[7] Eberhard, C., Mandel, B. und W. Rothengatter: „Einzelfragen der Ausgestaltung der Verkehrsentwicklungsmodelle - Untersuchung zur Privatisierung der Bundesautobahnen“, internes Draftpaper, Institut für Wirtschaftpolitik und Wirtschaftsforschung (IWW) der Universität Karlsruhe (TH), Deutschland, 1993

[8] Gaudry, M.J.I. und M.J. Wills: „Estimating the Functional Form of Travel Demand Models“, Transportation Research 12 (4), S. 257-289, 1978

[9] Gaudry, M.I.J.: „The Inverse Power Transformation Logit and Dogit Mode Choice Model Specification“, Transportation Research B 15 (2), 1981

[10] Gaudry, M.J.I. und M. Dagenais: „Can Aggregate Direct Travel Demand Models Work?“, Proceedings of the World Conference on Transportation Research, Center for Transportation Studies, University of British Columbia, Vancouver, Kanada, S. 1669-1676, 1986

[11] Gaudry, M.J.I. und U.C. Blum: „An Example of Correlation among Residuals in Directly Ordered Data“, Economics Letters 26 (4), S. 335-340, 1988

[12] Gaudry, M.J.I., Dagenais, M.G., Laferrière, R. und T.C. Liem: „TRIO Model Types, Version 1.0“, Veröffentlichung # 904, Centre de recherche sur les transports, Universität Montreal, Kanada, 1993

[13] Laferrière, R.: „Is Trip Disaggregation Worthwhile in Models of Ait Travel Demand?“, Veröffentlichung # 597, Centre de recherche sur les transports, Universität Montreal, Kanada, 1988

[14] Laferrière, R.: „A Model Diversion Index“, Veröffentlichung # 875, Centre de recherche sur les transports, Universität Montreal, Kanada, 1992

[15] Last, J. und B. Mandel: „VIA Systemkomponenten Version 1.2 – Progammdokumentation“, internes Draftpaper, 1994

[16] Liem, T.C. und M.J.I. Gaudry: „LEVEL: The L-2.0 progam for BC-DAUHESEQ regression – Box-Cox Directed AUtoregressive HEteroskedastic Single EQuation models“, Veröffentlichung # 972, Centre de recherche sur les transports, Universität Montreal, Kanada, 1994

[17] Liem, T.C. und M.J.I. Gaudry: „QDF: a Quasi Direct Format Used to Combine Total and Mode Choice Results to Obtain Modal Elasticities and Diversion Rates“, Veröffentlichung # 982, Centre de recherche sur les transports, Universität Montreal, Kanada, 1994

[18] Liem, T.C., Gaudry, M.J.I. und R. Laferrière: „SHARE: The S-1 to S-5 Programs for the Standard and Generalized BOX-COX LOGIT and DOGIT and for the Linear and Box-Tukey INVERSE POWER TRANSFORMATION-LOGIT Models with Aggregate Data“,

Veröffentlichung # 899, Centre de recherche sur les transports, Universität Montreal, Kanada, 1993

[19] MANDEL, B.: „Schnellverkehr und Modal Split“, Nomos Verlag, Baden-Baden, 1992

[20] MANDEL, B., GAUDRY, M.J.I. UND W. ROTHENGATTER: „A Disaggregate Box-Cox Logit Mode Choise Model of Intercity Passenger Travel in Germany and its Implications for High Speed Rail Demand Forecasts“, Veröffentlichung # 844-L (auch in # 904 enthalten), Centre de recherche sur les transports, Universität Montreal, Kanada, 1993

[21] MANDEL, B., GAUDRY, M.J.I. UND W. ROTHENGATTER: „Linear or Nonlinear Utility Functions in Logit Models? The Impact on German High-Speed Rail Demand Forecasts“, Transportation Research B, 28B (2), S. 91-101, 1994

[22] ORD, K.: „Estimation Methods for Models of Spatial Interaction“, Journal of the American Statistical Association 70, # 349, S. 120-126, 1975

[23] PICARD, G., NGUYEN, S. UND M.J.I. GAUDRY: „FRET: un modèle de simulation des flux de marchandises au Canada“, Les Cahiers Scientifiques du Transport, 17-18, S. 183-200, 1988

[24] SPITZER, J.J.: „Variances Estimates in Models with the Box-Cox Transformation: Implication for Estimation and Hypothesis Testing“, The Review of Economics and Statistics 66, S. 645-652, 1984

[25] TUKEY, J.W.: „On the Comparative Anatomy of Transformations“, Analysis of Mathematical Statistics, 1957

[26] WILLS, M.J.: „A Flexible Gravity-Opportunities Model for Trip Distribution“, Transportation Research B # 20B, S. 89-111, 1986

Anhang A

Ergänzende Testreihe Bundesrepublik Deutschland

VARIANT		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
CLASS		LOG	LOG+	LOG+	LOG+	LOG+	LOG+	LOG+	LOG+	LOG+	LOG+
SUBCLASS			AU	AU+PR	AU	AU+PR	AU	AU+PR	AU+PR	AU	AU+PR
INDEPENDENT VARIABLES						ELASTICITY (CONDITIONAL T)					
POPULATION	X1	1.37	1.45	1.46	1.49	1.49	1.60	1.61	1.60	1.63	1.61
		(14.35)	(16.63)	(16.81)	(16.43)	(16.34)	(17.96)	(17.94)	(17.78)	(17.41)	(16.97)
INCOME	X2	1.33	1.50	1.52	1.32	1.32	1.43	1.44	1.43	1.60	1.60
		(10.16)	(9.50)	(9.51)	(9.25)	(8.89)	(8.46)	(8.43)	(8.20)	(9.95)	(9.95)
UTILITY	X3	0.40	0.33	0.33	0.40	0.40	0.31	0.31	0.31	0.24	0.25
(Variant 3)		(9.68)	(7.50)	(7.65)	(9.89)	(9.83)	(7.02)	(7.19)	(6.98)	(5.40)	(5.59)
BOX-COX TRANSFORMATIONS						PARAMETER VALUE (UNCONDITIONAL T with PAR=0) <UNCONDITIONAL T with PAR=1>					
DEPENDENT VARIABLE											
LAMBDA	Y	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
INDEPENDENT VARIABLES											
LAMBDA	X1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	X2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	X3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
SPATIAL CORRELATION						PARAMETER VALUE (CONDITIONAL T with PAR=0) <CONDITIONAL T with PAR=1>					
O: DIST. (100-180 km) (NORIC-O)											
RHO (DIST_O)			0.40	0.46			0.42	0.46	0.42		
			(4.62)	(4.23)			(5.15)	(4.36)	(5.15)		
PI (DIST_O)			1.00	0.61			1.00	0.70	1.00		
				(1.60)				(2.05)			
				<-1.03>				<-0.90>			
D: DIST. (100-180 km) (NORIC-D)											
RHO (DIST_D)					0.36	0.36	0.41	0.40	0.41		
					(2.15)	(1.90)	(3.10)	(3.02)	(2.49)		
PI (DIST_D)					1.00	1.00	1.00	1.00	1.00		
						(1.28)			(1.47)		
						<0.00>			<0.00>		
O and D: DIST. (100-180 km) (NORIC-OD)											
RHO (DIST_OD)										0.76	0.80
										(10.65)	(8.13)
PI (DIST_OD)										1.00	0.74
											(2.42)
											<-0.86>
LOG-LIKELIHOOD		-3057.31	-3048.83	-3048.08	-3053.57	-3053.57	-3042.08	-3041.47	-3042.08	-3029.34	-3028.82
PSEUDO-(L)-R2 (adjusted for D.F.)		0.91	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.93	0.93
NUMBER OF PAIRS		286	286	286	286	286	286	286	286	286	286

POPULATION : Bevoelkerung   INCOME : Bruttosozialprodukt   UTILITY : Verkehrstraegernutzenindex der Variante 3

Tabelle A.1: Erzeugungs-/Verteilungsmodelle, verschiedene Residueneinfluß-kriterien unter Verwendung des Verkehrsträgernutzenindexes der Variante 3 aus Tabelle 5.2 (aggregierte symmetrische Datenbasis 1985)

Anhang B

Testreihen Kanada

VARIANT		1	2	3
INDEPENDENT VARIABLE	BETA COEFFICIENT	OWN ELASTICITY (CONDITIONAL T)		
NETWORK		ALTERNATIVE: AIR		
F1/D1	GEN	-1.37	-1.67	-0.95
		(-5.05)	(-5.29)	(-7.38)
D1/T1	GEN	0.60	1.29	1.16
		(1.64)	(5.87)	(6.24)
DIST1	GEN	-2.71	-2.22	-1.22
		(-6.81)	(-12.63)	(-14.45)
FREQU1	GEN	0.29	0.38	0.26
		(5.45)	(5.56)	(6.25)
SOCIOECONOMIC				
REVE	SPE	3.33	0.92	1.36
		(1.69)	(0.79)	(1.29)
LANGFR	SPE	-0.28	0.17	0.40
		(-0.92)	(1.10)	(2.53)
ODREG	SPE	-0.06	0.11	-0.03
		(-0.43)	(1.24)	(-0.29)
NETWORK		ALTERNATIVE: RAIL		
F2/D2	GEN	-0.66	-2.06	-0.32
		(-5.05)	(-5.29)	(-7.38)
D2/T2	GEN	0.17	1.48	1.41
		(1.64)	(5.87)	(6.24)
DIST2	GEN	-3.75	-3.19	-1.76
		(-6.81)	(-12.63)	(-14.45)
FREQ2	GEN	0.22	0.50	0.25
		(5.45)	(5.56)	(6.25)
SOCIOECONOMIC				
REVE	SPE	2.01	2.05	1.92
		(1.51)	(1.41)	(1.57)
LANGFR	SPE	-0.22	-0.03	-0.19
		(-0.94)	(0.40)	(0.30)
ODREG	SPE	0.00	0.05	0.03
		(-0.13)	(1.03)	(0.17)
NETWORK		ALTERNATIVE: BUS		
F3/D3	GEN	-0.58	-2.06	-0.26
		(-5.05)	(-5.29)	(-7.38)
D3/T3	GEN	0.17	1.51	1.44
		(1.64)	(5.87)	(6.24)
DIST3	GEN	-4.07	-3.29	-1.77
		(-6.81)	(-12.63)	(-14.45)
FREQ3	GEN	0.51	0.58	0.53
		(5.45)	(5.56)	(6.25)

VARIANT		1	2	3
INDEPENDENT VARIABLE	BETA COEFFICIENT	OWN ELASTICITY (CONDITIONAL T)		
SOCIOECONOMIC				
REVE	SPE	0.01	-0.98	-0.57
		(0.66)	(-0.21)	(0.30)
LANGFR	SPE	0.71	0.85	0.59
		(2.42)	(3.94)	(3.62)
ODREG	SPE	-0.04	0.06	0.16
		(-0.52)	(1.27)	(1.51)
NETWORK		ALTERNATIVE: CAR		
F4/D4	GEN	-0.20	-0.89	-0.14
		(-5.05)	(-5.29)	(-7.38)
D4/T4	GEN	0.06	0.66	0.68
		(1.64)	(5.87)	(6.24)
DIST4	GEN	-1.14	-1.38	-0.83
		(-6.81)	(-12.63)	(-14.45)
NUITA	SPE	-0.21	-0.17	-0.29
		(-7.99)	(-4.58)	(-8.43)

BOX-COX		PARAMETER VALUE (UNCONDITIONAL T with PAR=0) <UNCONDITIONAL T with PAR=1>		
LAMBDA	PRICE	1.00	0.14	1.63
			(1.99)	(2.89)
			<-12.20>	<1.12>
	SPEED	1.00	0.14	0.15
			(1.99)	(0.61)
			<-12.20>	<-3.52>
	DIST	1.00	0.14	-0.25
			(1.99)	(-1.83)
			<-12.20>	<-9.06>
	FREQ	1.00	0.14	0.85
			(1.99)	(2.70)
			<-12.20>	<-0.47>

	1	2	3
LOG-LIKELIHOOD	-537.74	-494.56	-479.51
R2 (overall)	0.89	0.95	0.95
NUMBER OF PAIRS	120	120	120

F/D : Kosten / Entfernung (Preis)
D/T : Entfernung / Reisezeit (Geschwindigkeit)
DIST : Entfernung
FREQ : Frequenz
REVE : Einkommen (gewichtet) von Quelle und Ziel
LANGFR : Zugehoerigkeit zur gleichen Sprachfamilie
ODREG : Quelle und Ziel in gleicher Provinz (Dummy)
NUITA : Anzahl Uebernachtungen

Tabelle B.1: Lineare und Box-Cox-Logit-Share-Modelle für Kanada (aggregierte symmetrische Datenbasis 1976)

```
==========================================================================
VARIANT                 1         2         3         4         5         6
CLASS                  LOG      LOG+      LOG+      BC1+      BC2+      BC5+
SUBCLASS                         AU      AU+PR     AU+PR     AU+PR     AU+PR
==========================================================================
INDEPENDENT VARIABLES                       ELASTICITY
=====================                     (CONDITIONAL T)

   POPULATION   X1    1.39      1.42      1.42      1.44      1.51      1.54
                    (25.45)   (28.04)   (28.36)   (29.98)   (32.66)   (37.50)

   REVE         X2    0.83      1.80      1.71      1.89      1.21      1.14
                     (1.20)    (2.39)    (2.22)    (2.50)    (1.65)    (2.23)

   LANGFR       X3    0.07      0.33      0.35      0.37      0.32      0.22
                     (1.20)    (4.08)    (4.16)    (4.42)    (4.69)    (6.69)

   UTILITY      X4    0.63      0.57      0.57      0.55      0.66      0.69
                    (42.33)   (25.07)   (25.27)   (25.99)   (21.13)   (24.37)

--------------------------------------------------------------------------
BOX-COX TRANSFORMATIONS                   PARAMETER VALUE
=======================             (UNCONDITIONAL T with PAR=0)
                                    <UNCONDITIONAL T with PAR=1>
   DEPENDENT VARIABLE
   ------------------
      LAMBDA    Y     0.00      0.00      0.00     -0.02      0.06      0.06
                                                  (1.39)    (4.02)    (2.40)
                                                <-63.10>  <-64.36>  <-36.42>

   INDEPENDENT VARIABLES
   ---------------------
      LAMBDA    X1    0.00      0.00      0.00     -0.02     -0.05      0.16
                                                  (1.39)   (-1.96)    (2.57)
                                                <-63.10>  <-43.92>  <-13.70>

                X2    0.00      0.00      0.00     -0.02     -0.05     20.00
                                                  (1.39)   (-1.96)    (1.24)
                                                <-63.10>  <-43.92>    <1.18>

                X3    0.00      0.00      0.00     -0.02     -0.05     -0.15
                                                  (1.39)   (-1.96)   (-0.43)
                                                <-63.10>  <-43.92>   <-3.31>

                X4    0.00      0.00      0.00     -0.02     -0.05     -0.08
                                                  (1.39)   (-1.96)   (-3.24)
                                                <-63.10>  <-43.92>  <-44.72>

--------------------------------------------------------------------------
SPATIAL CORRELATION                       PARAMETER VALUE
===================                  (CONDITIONAL T with PAR=0)
                                     <CONDITIONAL T with PAR=1>
   O and D: DIST. < 320 km (NORIC-OD)
   -----------------------
      RHO (DIST_OD)             0.75      0.76      0.78      0.77      0.86
                              (11.00)   (10.95)   (12.63)   (10.71)    (7.82)

      PI (DIST_OD)              1.00      0.84      0.86      0.44      0.00
                                         (2.72)    (2.76)    (1.37)    (0.00)
                                        <-0.52>   <-0.45>   <-1.74><-37867.5>

==========================================================================

LOG-LIKELIHOOD     -1318.24  -1294.58  -1294.48  -1293.94  -1279.71  -1262.98

PSEUDO-(L)-R2         0.99      0.99      0.99      0.99      0.99      0.99
(adjusted for D.F.)
NUMBER OF PAIRS        120       120       120       120       120       120

==========================================================================

POPULATION : Bevoelkerung           REVE    : Einkommen
LANGFR     : Frankokanadierindex    UTILITY : Verkehrstraegernutzenindex
```

Tabelle B.2: Erzeugungs-/Verteilungsmodelle: AR-C-D-Prozeß 1. Ordnung unter Verwendung des Verkehrsträgernutzenindexes der Variante 3 aus Tabelle B.1 (aggregierte symmetrische Datenbasis 1976)

VARIANT		1	2	3	4	5	6
CLASS		LOG+	LOG+	LOG+	BC1+	BC2+	BC5+
SUBCLASS			AU	AU+PR	AU+PR	AU+PR	AU+PR
INDEPENDENT VARIABLES				ELASTICITY (CONDITIONAL T)			
POPULATION	X1	1.39	1.41	1.43	1.46	1.50	1.50
		(25.45)	(25.61)	(29.06)	(31.40)	(37.05)	(30.01)
REVE	X2	0.83	1.32	0.94	1.35	0.21	0.31
		(1.20)	(1.56)	(1.28)	(1.95)	(0.31)	(0.58)
LANGFR	X3	0.07	0.24	0.29	0.31	0.25	0.20
		(1.20)	(2.39)	(3.76)	(4.24)	(4.22)	(5.94)
UTILITY	X4	0.63	0.60	0.54	0.51	0.66	0.67
		(42.33)	(21.25)	(18.76)	(19.10)	(22.20)	(22.83)
BOX-COX TRANSFORMATIONS				PARAMETER VALUE (UNCONDITIONAL T with PAR=0) <UNCONDITIONAL T with PAR=1>			
DEPENDENT VARIABLE							
LAMBDA	Y	0.00	0.00	0.00	0.03	0.06	0.07
					(1.57)	(3.21)	(2.07)
					<-51.44>	<-51.72>	<-29.05>
INDEPENDENT VARIABLES							
LAMBDA	X1	0.00	0.00	0.00	0.03	-0.06	0.18
					(1.57)	(-2.53)	(2.49)
					<-51.44>	<-48.52>	<-11.22>
	X2	0.00	0.00	0.00	0.03	-0.06	6.55
					(1.57)	(-2.53)	(0.14)
					<-51.44>	<-48.52>	<0.12>
	X3	0.00	0.00	0.00	0.03	-0.06	-0.25
					(1.57)	(-2.53)	(-0.42)
					<-51.44>	<-48.52>	<-2.12>
	X4	0.00	0.00	0.00	0.03	-0.06	-0.07
					(1.57)	(-2.53)	(-2.75)
					<-51.44>	<-48.52>	<-44.08>
SPATIAL CORRELATION				PARAMETER VALUE (CONDITIONAL T with PAR=0) <CONDITIONAL T with PAR=1>			
O: DIST. < 320 km (NORIC-O)							
RHO (DIST_O)			0.42	0.59	0.63	0.52	0.57
			(3.38)	(6.15)	(7.25)	(5.01)	(5.72)
PI (DIST_O)			1.00	0.00	0.01	0.00	0.00
				(0.00)	(0.23)	(0.00)	(0.00)
				<-22.21>	<-15.96>	<-22.57>	<-7.19>
D: DIST. < 320 km (NORIC-D)							
RHO (DIST_D)			0.32	0.21	0.22	0.24	0.25
			(1.87)	(1.31)	(1.64)	(1.40)	(1.84)
PI (DIST_D)			1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
				(0.64)	(0.69)	(0.67)	(0.88)
				<0.00>	<0.00>	<0.00>	<0.00>
LOG-LIKELIHOOD		-1318.24	-1309.49	-1301.11	-1300.22	-1287.21	-1272.27
PSEUDO-(L)-R2 (adjusted for D.F.)		0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
NUMBER OF PAIRS		120	120	120	120	120	120

POPULATION : Bevoelkerung   REVE : Einkommen
LANGFR : Frankokanadierindex   UTILITY : Verkehrstraegernutzenindex

Tabelle B.3: Erzeugungs-/Verteilungsmodelle: AR-C-D-Prozeß 2. Ordnung unter Verwendung des Verkehrsträgernutzenindexes der Variante 3 aus Tabelle B.1 (aggregierte symmetrische Datenbasis 1976)

VARIANT		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
CLASS		LOG	LOG+	LOG+	LOG+	LOG+	LOG+	LOG+	LOG+	LOG+	LOG+
SUBCLASS			AU	AU+PR	AU	AU+PR	AU	AU+PR	AU+PR	AU	AU+PR
INDEPENDENT VARIABLES						ELASTICITY (CONDITIONAL T)					
POPULATION	X1	1.39	1.42	1.42	1.42	1.42	1.46	1.47	1.46	1.47	1.47
		(25.45)	(28.04)	(28.36)	(15.67)	(15.57)	(21.51)	(21.80)	(21.51)	(17.65)	(17.63)
REVE	X2	0.83	1.80	1.71	0.30	0.30	1.72	1.52	1.72	0.48	0.48
		(1.20)	(2.39)	(2.22)	(0.39)	(0.39)	(2.33)	(1.92)	(2.31)	(0.61)	(0.59)
LANGFR	X3	0.07	0.33	0.35	0.14	0.14	0.31	0.32	0.31	0.24	0.24
		(1.20)	(4.08)	(4.16)	(2.34)	(2.26)	(5.06)	(5.13)	(4.78)	(3.65)	(3.56)
UTILITY	X4	0.63	0.57	0.57	0.60	0.60	0.56	0.55	0.56	0.58	0.58
		(42.33)	(25.07)	(25.27)	(39.11)	(38.76)	(29.94)	(29.95)	(27.94)	(27.26)	(26.96)
BOX-COX TRANSFORMATIONS						PARAMETER VALUE (UNCONDITIONAL T with PAR=0) <UNCONDITIONAL T with PAR=1>					
DEPENDENT VARIABLE											
LAMBDA	Y	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
INDEPENDENT VARIABLES											
LAMBDA	X1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	X2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	X3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	X4	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
SPATIAL CORRELATION						PARAMETER VALUE (CONDITIONAL T with PAR=0) <CONDITIONAL T with PAR=1>					
O and D: DIST. < 320 km (NORIC-OD)											
RHO (DIST_OD)			0.75	0.76			0.59	0.60	0.59		
			(11.00)	(10.95)			(7.65)	(7.89)	(7.30)		
PI (DIST_OD)			1.00	0.84			1.00	0.66	1.00		
				(2.72)				(1.83)			
				<-0.52>				<-0.95>			
O and D: POP. (30%) (DORIC)											
RHO (POP_OD)					0.52	0.52	0.38	0.37	0.38		
					(3.41)	(3.14)	(4.21)	(4.13)	(3.86)		
PI (POP_OD)					1.00	1.00	1.00	1.00	1.00		
						(2.02)			(1.81)		
						<0.00>			<0.00>		
O and D: DIST. < 320 km and POP. (30%) (NODORIC)											
RHO (DIST_POP)										0.80	0.80
										(7.07)	(6.25)
PI (DIST_POP)										1.00	1.00
											(2.71)
LOG-LIKELIHOOD		-1318.24	-1294.58	-1294.48	-1307.62	-1307.62	-1283.89	-1283.64	-1283.89	-1301.10	-1301.10
PSEUDO-(L)-R2 (adjusted for D.F.)		0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.92	0.92	0.99	0.99
NUMBER OF PAIRS		120	120	120	120	120	120	120	120	120	120

POPULATION : Bevoelkerung   REVE : Einkommen
LANGFR : Frankokanadierindex   UTILITY : Verkehrstraegernutzenindex

Tabelle B.4: Erzeugungs-/Verteilungsmodelle: verschiedene Residueneinflußkriterien unter Verwendung des Verkehrsträgernutzenindexes der Variante 3 aus Tabelle B.1 (aggregierte symmetrische Datenbasis 1976)

VARIANT		1	2	3	4	5	6	7
LEVEL		LOG	LOG+ AU-OD	LOG+ AU-OD+ PR-OD	BC5+ AU-OD+ PR-OD	LOG+ AU-O+D	LOG+ AU-O+D+ PR-O+D	BC5+ AU-O+D+ PR-O+D
LEVEL								
POPULATION	EL(T,X)	1.389	1.419	1.425	1.540	1.414	1.430	1.498
	(t)	(25.45)	(28.04)	(28.36)	(37.50)	(25.61)	(29.06)	(30.01)
REVE	EL(T,X)	0.832	1.799	1.706	1.138	1.320	0.940	0.308
	(t)	(1.20)	(2.39)	(2.22)	(2.23)	(1.56)	(1.28)	(0.58)
LANGFR	EL(T,X)	0.066	0.334	0.348	0.216	0.239	0.287	0.195
	(t)	(1.20)	(4.08)	(4.16)	(6.69)	(2.39)	(3.76)	(5.94)
UTILITY	EL(T,U)	0.634	0.571	0.569	0.687	0.596	0.540	0.674
	(t)	(42.33)	(25.07)	(25.27)	(24.37)	(21.25)	(18.76)	(22.83)
SHARE (Variant 3)								
ALTERNATIVE (MEAN = 0.365): AIR								
F1/D1	EL(U)	-0.547	-0.547	-0.547	-0.547	-0.547	-0.547	-0.547
	EL(Sm)	-0.952	-0.952	-0.952	-0.952	-0.952	-0.952	-0.952
	(t)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)
	EL(T)	-0.347	-0.313	-0.311	-0.376	-0.326	-0.296	-0.369
	EL(Tm)	-1.299	-1.264	-1.263	-1.328	-1.278	-1.247	-1.321
	D.R.	-0.268	-0.322	-0.324	-0.224	-0.300	-0.350	-0.234
D1/T1	EL(U)	0.670	0.670	0.670	0.670	0.670	0.670	0.670
	EL(Sm)	1.164	1.164	1.164	1.164	1.164	1.164	1.164
	(t)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)
	EL(T)	0.425	0.382	0.381	0.460	0.399	0.362	0.451
	EL(Tm)	1.589	1.547	1.546	1.625	1.564	1.526	1.616
	D.R.	-0.268	-0.322	-0.324	-0.224	-0.300	-0.350	-0.234
DIST1	EL(U)	-0.702	-0.702	-0.702	-0.702	-0.702	-0.702	-0.702
	EL(Sm)	-1.221	-1.221	-1.221	-1.221	-1.221	-1.221	-1.221
	(t)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)
	EL(T)	-0.445	-0.401	-0.399	-0.482	-0.418	-0.379	-0.473
	EL(Tm)	-1.666	-1.622	-1.620	-1.703	-1.639	-1.600	-1.694
	D.R.	-0.268	-0.322	-0.324	-0.224	-0.300	-0.350	-0.234
FREQU1	EL(U)	0.147	0.147	0.147	0.147	0.147	0.147	0.147
	EL(Sm)	0.256	0.256	0.256	0.256	0.256	0.256	0.256
	(t)	(6.25)	(6.25)	(6.25)	(6.25)	(6.25)	(6.25)	(6.25)
	EL(T)	0.093	0.084	0.084	0.101	0.088	0.079	0.099
	EL(Tm)	0.349	0.340	0.340	0.357	0.343	0.335	0.355
	D.R.	-0.268	-0.322	-0.324	-0.224	-0.300	-0.350	-0.234
REVE	EL(U)	1.043	1.043	1.043	1.043	1.043	1.043	1.043
	EL(Sm)	1.362	1.362	1.362	1.362	1.362	1.362	1.362
	(t)	(1.29)	(1.29)	(1.29)	(1.29)	(1.29)	(1.29)	(1.29)
	EL(T)	1.493	2.395	2.299	1.855	1.942	1.503	1.011
	EL(Tm)	2.855	3.757	3.662	3.217	3.304	2.865	2.373
	D.R.	0.433	0.747	0.721	0.580	0.611	0.438	0.168
LANGFR	EL(U)	0.274	0.274	0.274	0.274	0.274	0.274	0.274
	EL(Sm)	0.396	0.396	0.396	0.396	0.396	0.396	0.396
	(t)	(2.53)	(2.53)	(2.53)	(2.53)	(2.53)	(2.53)	(2.53)
	EL(T)	0.240	0.491	0.504	0.405	0.403	0.435	0.380
	EL(Tm)	0.636	0.886	0.900	0.800	0.798	0.831	0.776
	D.R.	0.035	0.517	0.536	0.385	0.382	0.435	0.343
ODREG	EL(U)	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008
	EL(Sm)	-0.029	-0.029	-0.029	-0.029	-0.029	-0.029	-0.029
	(t)	(-0.29)	(-0.29)	(-0.29)	(-0.29)	(-0.29)	(-0.29)	(-0.29)
	EL(T)	-0.005	-0.005	-0.005	-0.006	-0.005	-0.004	-0.005
	EL(Tm)	-0.034	-0.033	-0.033	-0.034	-0.034	-0.033	-0.034
	D.R.	-0.583	-0.618	-0.619	-0.553	-0.604	-0.636	-0.560

Tabelle B.5: Anteile (Sm), Gesamt- (T) und Verkehrsträgerelastizitäten (Tm), Verlagerungsraten (D.R.) unter Verwendung der Modelle aus den Tabellen B.2 und B.3 (aggregierte symmetrische Datenbasis 1976)

VARIANT		1	2	3	4	5	6	7
LEVEL		LOG	LOG+ AU-OD	LOG+ AU-OD+ PR-OD	BC5+ AU-OD+ PR-OD	LOG+ AU-O+D	LOG+ AU-O+D+ PR-O+D	BC5+ AU-O+D+ PR-O+D
ALTERNATIVE (MEAN = 0.041): RAIL								
F2/D2	EL(U)	-0.017	-0.017	-0.017	-0.017	-0.017	-0.017	-0.017
	EL(Sm)	-0.316	-0.316	-0.316	-0.316	-0.316	-0.316	-0.316
	(t)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)
	EL(T)	-0.011	-0.010	-0.010	-0.012	-0.010	-0.009	-0.011
	EL(Tm)	-0.327	-0.326	-0.326	-0.328	-0.326	-0.325	-0.328
	D.R.	-0.197	-0.274	-0.277	-0.132	-0.244	-0.313	-0.148
D2/T2	EL(U)	0.075	0.075	0.075	0.075	0.075	0.075	0.075
	EL(Sm)	1.407	1.407	1.407	1.407	1.407	1.407	1.407
	(t)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)
	EL(T)	0.048	0.043	0.043	0.052	0.045	0.041	0.051
	EL(Tm)	1.455	1.450	1.450	1.459	1.452	1.448	1.458
	D.R.	-0.197	-0.274	-0.277	-0.132	-0.244	-0.313	-0.148
DIST2	EL(U)	-0.094	-0.094	-0.094	-0.094	-0.094	-0.094	-0.094
	EL(Sm)	-1.760	-1.760	-1.760	-1.760	-1.760	-1.760	-1.760
	(t)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)
	EL(T)	-0.060	-0.054	-0.054	-0.065	-0.056	-0.051	-0.064
	EL(Tm)	-1.819	-1.813	-1.813	-1.824	-1.816	-1.811	-1.823
	D.R.	-0.197	-0.274	-0.277	-0.132	-0.244	-0.313	-0.148
FREQ2	EL(U)	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014
	EL(Sm)	0.253	0.253	0.253	0.253	0.253	0.253	0.253
	(t)	(6.25)	(6.25)	(6.25)	(6.25)	(6.25)	(6.25)	(6.25)
	EL(T)	0.009	0.008	0.008	0.009	0.008	0.007	0.009
	EL(Tm)	0.262	0.261	0.261	0.263	0.262	0.261	0.263
	D.R.	-0.197	-0.274	-0.277	-0.132	-0.244	-0.313	-0.148
REVE	EL(U)	1.043	1.043	1.043	1.043	1.043	1.043	1.043
	EL(Sm)	1.925	1.925	1.925	1.925	1.925	1.925	1.925
	(t)	(1.57)	(1.57)	(1.57)	(1.57)	(1.57)	(1.57)	(1.57)
	EL(T)	1.493	2.395	2.299	1.855	1.942	1.503	1.011
	EL(Tm)	3.418	4.319	4.224	3.779	3.866	3.428	2.936
	D.R.	9.679	12.551	12.306	10.995	11.275	9.719	7.418
LANGFR	EL(U)	0.274	0.274	0.274	0.274	0.274	0.274	0.274
	EL(Sm)	-0.189	-0.189	-0.189	-0.189	-0.189	-0.189	-0.189
	(t)	(0.30)	(0.30)	(0.30)	(0.30)	(0.30)	(0.30)	(0.30)
	EL(T)	0.240	0.491	0.504	0.405	0.403	0.435	0.380
	EL(Tm)	0.051	0.302	0.315	0.215	0.214	0.246	0.191
	D.R.	114.154	38.764	38.110	44.889	45.087	42.218	47.649
ODREG	EL(U)	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008
	EL(Sm)	0.027	0.027	0.027	0.027	0.027	0.027	0.027
	(t)	(0.17)	(0.17)	(0.17)	(0.17)	(0.17)	(0.17)	(0.17)
	EL(T)	-0.005	-0.005	-0.005	-0.006	-0.005	-0.004	-0.005
	EL(Tm)	0.022	0.022	0.022	0.021	0.022	0.022	0.021
	D.R.	-6.838	-6.136	-6.114	-7.454	-6.410	-5.802	-7.301
ALTERNATIVE (MEAN = 0.026): BUS								
F3/D3	EL(U)	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008
	EL(Sm)	-0.256	-0.256	-0.256	-0.256	-0.256	-0.256	-0.256
	(t)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)
	EL(T)	-0.005	-0.004	-0.004	-0.005	-0.005	-0.004	-0.005
	EL(Tm)	-0.261	-0.261	-0.261	-0.261	-0.261	-0.260	-0.261
	D.R.	-0.282	-0.352	-0.354	-0.223	-0.324	-0.387	-0.237
D3/T3	EL(U)	0.043	0.043	0.043	0.043	0.043	0.043	0.043
	EL(Sm)	1.435	1.435	1.435	1.435	1.435	1.435	1.435
	(t)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)
	EL(T)	0.027	0.025	0.025	0.030	0.026	0.023	0.029
	EL(Tm)	1.463	1.460	1.460	1.465	1.461	1.459	1.464
	D.R.	-0.282	-0.352	-0.354	-0.223	-0.324	-0.387	-0.237

Tabelle B.5 (Forts.): Anteile (Sm), Gesamt- (T) und Verkehrsträgerelastizitäten (Tm), Verlagerungsraten (D.R.) unter Verwendung der Modelle aus den Tabellen B.2 und B.3 (aggregierte symmetrische Datenbasis 1976)

VARIANT		1	2	3	4	5	6	7
LEVEL		LOG	LOG+ AU-OD	LOG+ AU-OD+ PR-OD	BC5+ AU-OD+ PR-OD	LOG+ AU-O+D	LOG+ AU-O+D+ PR-O+D	BC5+ AU-O+D+ PR-O+D
DIST3	EL(U)	-0.053	-0.053	-0.053	-0.053	-0.053	-0.053	-0.053
	EL(Sm)	-1.773	-1.773	-1.773	-1.773	-1.773	-1.773	-1.773
	(t)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)
	EL(T)	-0.034	-0.031	-0.030	-0.037	-0.032	-0.029	-0.036
	EL(Tm)	-1.807	-1.804	-1.804	-1.810	-1.805	-1.802	-1.809
	D.R.	-0.282	-0.352	-0.354	-0.223	-0.324	-0.387	-0.237
FREQ3	EL(U)	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016
	EL(Sm)	0.530	0.530	0.530	0.530	0.530	0.530	0.530
	(t)	(6.25)	(6.25)	(6.25)	(6.25)	(6.25)	(6.25)	(6.25)
	EL(T)	0.010	0.009	0.009	0.011	0.010	0.009	0.011
	EL(Tm)	0.540	0.539	0.539	0.541	0.539	0.539	0.541
	D.R.	-0.282	-0.352	-0.354	-0.223	-0.324	-0.387	-0.237
REVE	EL(U)	1.043	1.043	1.043	1.043	1.043	1.043	1.043
	EL(Sm)	-0.571	-0.571	-0.571	-0.571	-0.571	-0.571	-0.571
	(t)	(0.30)	(0.30)	(0.30)	(0.30)	(0.30)	(0.30)	(0.30)
	EL(T)	1.493	2.395	2.299	1.855	1.942	1.503	1.011
	EL(Tm)	0.922	1.823	1.728	1.283	1.370	0.932	0.440
	D.R.	60.975	49.255	49.914	54.300	53.217	60.721	86.980
LANGFR	EL(U)	0.274	0.274	0.274	0.274	0.274	0.274	0.274
	EL(Sm)	0.593	0.593	0.593	0.593	0.593	0.593	0.593
	(t)	(3.62)	(3.62)	(3.62)	(3.62)	(3.62)	(3.62)	(3.62)
	EL(T)	0.240	0.491	0.504	0.405	0.403	0.435	0.380
	EL(Tm)	0.833	1.084	1.097	0.997	0.995	1.028	0.973
	D.R.	10.026	16.328	16.585	14.520	14.475	15.198	13.945
ODREG	EL(U)	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008
	EL(Sm)	0.157	0.157	0.157	0.157	0.157	0.157	0.157
	(t)	(1.51)	(1.51)	(1.51)	(1.51)	(1.51)	(1.51)	(1.51)
	EL(T)	-0.005	-0.005	-0.005	-0.006	-0.005	-0.004	-0.005
	EL(Tm)	0.152	0.153	0.153	0.152	0.152	0.153	0.152
	D.R.	-2.297	-2.164	-2.160	-2.409	-2.217	-2.099	-2.382
ALTERNATIVE (MEAN = 0.568): CAR								
F4/D4	EL(U)	-0.175	-0.175	-0.175	-0.175	-0.175	-0.175	-0.175
	EL(Sm)	-0.140	-0.140	-0.140	-0.140	-0.140	-0.140	-0.140
	(t)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)	(-7.38)
	EL(T)	-0.111	-0.100	-0.099	-0.120	-0.104	-0.094	-0.118
	EL(Tm)	-0.251	-0.240	-0.240	-0.260	-0.244	-0.235	-0.258
	D.R.	-0.223	-0.268	-0.270	-0.188	-0.250	-0.292	-0.197
D4/T4	EL(U)	0.846	0.846	0.846	0.846	0.846	0.846	0.846
	EL(Sm)	0.679	0.679	0.679	0.679	0.679	0.679	0.679
	(t)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)	(6.24)
	EL(T)	0.537	0.483	0.482	0.582	0.505	0.457	0.571
	EL(Tm)	1.216	1.163	1.161	1.261	1.184	1.137	1.250
	D.R.	-0.223	-0.268	-0.270	-0.188	-0.250	-0.292	-0.197
DIST4	EL(U)	-1.033	-1.033	-1.033	-1.033	-1.033	-1.033	-1.033
	EL(Sm)	-0.829	-0.829	-0.829	-0.829	-0.829	-0.829	-0.829
	(t)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)	(-14.45)
	EL(T)	-0.655	-0.590	-0.588	-0.710	-0.616	-0.558	-0.696
	EL(Tm)	-1.484	-1.419	-1.417	-1.539	-1.445	-1.387	-1.526
	D.R.	-0.223	-0.268	-0.270	-0.188	-0.250	-0.292	-0.197
NUITA	EL(U)	-0.360	-0.360	-0.360	-0.360	-0.360	-0.360	-0.360
	EL(Sm)	-0.289	-0.289	-0.289	-0.289	-0.289	-0.289	-0.289
	(t)	(-8.43)	(-8.43)	(-8.43)	(-8.43)	(-8.43)	(-8.43)	(-8.43)
	EL(T)	-0.228	-0.206	-0.205	-0.247	-0.215	-0.194	-0.243
	EL(Tm)	-0.517	-0.495	-0.494	-0.536	-0.504	-0.484	-0.532
	D.R.	-0.223	-0.268	-0.270	-0.188	-0.250	-0.292	-0.197

POPULATION : Bevoelkerung   REVE : Einkommen   ODREG : Quelle und Ziel in gleicher Provinz
UTILITY : Verkehrstraegernutzenindex   F/D : Preis   D/T : Geschwindigkeit
DIST : Reiseentfernung   FREQU : Bedienungsfrequenz   LANGFR : Frankokanadierindex

Tabelle B.5 (Forts.): Anteile (Sm), Gesamt- (T) und Verkehrsträgerelastizitäten (Tm), Verlagerungsraten (D.R.) unter Verwendung der Modelle aus den Tabellen B.2 und B.3 (aggregierte symmetrische Datenbasis 1976)